

NOTA EDITORIAL

Carlos Andrés Vasco Correa

ARTÍCULOS

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

Luis Hernando Portillo-Riascos y Edinson Ortiz-Benavides

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

John Fredy Ariza, Juan Pablo Saldarriaga, Karen Yohana Reinoso y Cristhian David Tafur

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el Departamento de Nariño, Colombia

Diego Danilo Rodríguez Rosero, Ruber Erlinton Ordoñez Ortega y Mario Eduardo Hidalgo Villota

Análisis de la productividad total de los factores en América del Sur en el período 1950-2014

Ángelo Diomar Villalobos Valencia, Leobaldo Enrique Molero Oliva y Alberto Gregorio Castellano Montiel

Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento por COVID-19 en Cali

Jhon James Mora

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

Pablo Daniel Monterubbianesi, Mara Leticia Rojas y Carlos Darío Dabús

Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992–2018)

Julián Augusto Casas Herrera y Jhancarlos Gutiérrez Ayala

An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones–CAN)

Alexander Carvajal and Oscar David Andrés Julián López Camargo

NOTA

Consecuencias económicas y sociales de la inamovilidad humana bajo COVID-19: caso de estudio Perú

Israel Barrutia Barreto, Rosa Marlenne Sánchez Sánchez y Henry Alejandro Silva Marchan

LECTURAS DE ECONOMÍA



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Economía
ISSN 0120-2596 | eISSN 2323-0622
Fundada en 1980
Medellín, Colombia

Editor

Carlos Andrés Vasco Correa
Universidad de Antioquia, Colombia

Comité Editorial

Jorge Barrientos Marín
Universidad de Antioquia, Colombia

Wilman Gómez Muñoz
Universidad de Antioquia, Colombia

Héctor Mauricio Posada
Universidad de Antioquia, Colombia

Juan David Barón
The World Bank, Estados Unidos

Luis Hernando Gutiérrez
Universidad del Rosario, Colombia

Jair Neftalí Ojeda
Banco de la República, Colombia

Jesús Otero
Universidad del Rosario, Colombia

Paola Tubaro
*Centre National de la Recherche Scientifique,
Francia*

Antonio Villar
Universidad Pablo de Olavide, España

Conny Wollbrant
University of Stirling, Reino Unido

Comité Científico

Felipe Barrera-Osorio
*Harvard Graduate School of Education,
Estados Unidos*

Ludovic Julien
Universidad de París, Francia

Jesús López-Rodríguez
Universidad de la Coruña, España

Francisco Martínez-Sánchez
Universidad de Murcia, España

José María Millán
Universidad de Huelva, España

Sébastien Ménard
Université du Maine-Le Mans, Francia

Silvestro Di Sanzo
Confcommercio, Italia

Antonio Yúnez
El Colegio de México, México



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

Esta revista contó con el aporte del Fondo de apoyo para la publicación de las revistas especializadas de la Universidad de Antioquia.

Publicación clasificada en categoría B por el Ministerio de Ciencia Tecnología e Innovación —MinCiencias— en el Índice bibliográfico nacional de revistas colombianas especializadas en ciencia, tecnología e innovación —Publindex—.

Esta obra está bajo una licencia *Creative Commons* Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0)

Usted es libre de:

- Compartir** — copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato
- Adaptar** — remezclar, transformar y construir a partir del material

Bajo las condiciones siguientes

-  **Atribución** — Usted debe dar crédito de manera adecuada, brindar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios. Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que usted o su uso tienen el apoyo de la licenciante.
-  **NoComercial** — Usted no puede hacer uso del material con propósitos comerciales.
-  **CompartirIgual** — Si remezcla, transforma o crea a partir del material, debe distribuir su contribución bajo la misma licencia del original.

No hay restricciones adicionales — No puede aplicar términos legales ni medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otras a hacer cualquier uso permitido por la licencia.



Correspondencia, canje y suscripciones

Lecturas de Economía, Departamento de Economía.
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia.
Calle 67 #53-108 Medellín, Colombia.
Teléfono: +57(4) 219 88 35
<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>
Dirección electrónica: revistalecturas@udea.edu.co

El contenido de los artículos, notas y reseñas publicadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de sus autores y no refleja la opinión de la Universidad de Antioquia, la Facultad de Ciencias Económicas o del Departamento de Economía.

The content, information and views of all published articles, notes and reviews are the sole responsibility of their authors and do not reflect the official opinion of the Universidad de Antioquia, Facultad de Ciencias Económicas or Departamento de Economía.

Contenido

NOTA EDITORIAL

CARLOS ANDRÉS VASCO CORREA

7

ARTÍCULOS

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

LUIS HERNANDO PORTILLO-RIASCOS Y EDINSON ORTIZ-BENAVIDES

11

El objetivo de este estudio es cuantificar la vulnerabilidad externa de la economía colombiana para el lapso 1990-2015. Para alcanzar este propósito, se calcularon dos indicadores, tomando como referencia la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016). A partir de los resultados encontrados, se evidenció que, durante el transcurso del periodo estudiado, la economía colombiana, durante el transcurso del periodo estudiado, incrementó tanto su vulnerabilidad real como la financiera. Frente a este hallazgo, se argumentó que la mayor vulnerabilidad externa de este país se explica por dos razones: a) la incapacidad de esta economía para modificar su modelo de inserción comercial basado en la explotación de los recursos naturales y b) el incremento de la dependencia del financiamiento externo.

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

JOHN FREDY ARIZA, JUAN PABLO SALDARRIAGA, KAREN YOHANA REINOSO
Y CRISTHIAN DAVID TAFUR

47

En este artículo se estudia la relación entre el acceso a las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) y el desempeño académico medido a nivel individual y municipal en las áreas de Lenguaje, Matemáticas e Inglés en Colombia entre 2014 y 2016 utilizando los resultados de las pruebas Saber 11. A nivel individual se utiliza un modelo de regresión cuantílica, mientras que a nivel municipal se realiza un análisis espacial y se estima el efecto causal por variables instrumentales. Los resultados sugieren que, a nivel individual, la correlación entre el acceso a las TIC y el desempeño académico varía según el tipo de estudiante y el área del conocimiento. A nivel municipal se encuentra que, ante un incremento de una unidad en la proporción de estudiantes con computador, el desempeño académico promedio del municipio se incrementa en más de 5 desviaciones estándar para Lenguaje y Matemáticas, y en más de 6

para Inglés. Los resultados sugieren la necesidad de ejecutar políticas que permitan equilibrar el efecto de las TIC entre estudiantes con bajo y alto desempeño académico.

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el Departamento de Nariño, Colombia

DIEGO DANILO RODRÍGUEZ ROSERO, RUBER ERLINTON ORDOÑEZ ORTEGA
Y MARIO EDUARDO HIDALGO VILLOTA

87

El propósito de este artículo es explicar los factores determinantes del rendimiento académico de la educación media en el departamento de Nariño, Colombia. Para tal efecto, se estimaron dos modelos econométricos de respuesta ordinal: probit y logit ordenados a partir de los resultados del examen de Estado de la educación media ICFES-SABER 11 aplicado en 2018. La variable dependiente utilizada es politómica, correspondiente al orden de menor a mayor de los puntajes obtenidos en dicha prueba y como variables explicativas son consideradas la educación de los padres de familia, el estrato socioeconómico, el sexo, el acceso a tecnologías de aprendizaje de uso masivo, la naturaleza jurídica de las instituciones educativas, su ubicación geográfica y el número de horas semanales que una proporción de estudiantes de educación media dedica a actividades laborales. Los resultados muestran que el acceso a herramientas tecnológicas de aprendizaje como computadoras y conexión a internet, el mayor nivel educativo de los padres de familia, la condición de ser varón y el estudiar en una institución educativa oficial urbana aumenta la probabilidad de obtener un mejor rendimiento académico.

Análisis de la productividad total de los factores en América del Sur en el período 1950-2014

ÁNGELO DIOMAR VILLALOBOS VALENCIA, LEOBALDO ENRIQUE MOLERO OLIVA
Y ALBERTO GREGORIO CASTELLANO MONTIEL

127

El objetivo de esta investigación consistió en analizar la productividad total de los factores en la región de América del Sur aplicando el modelo Solow-Swan ampliado, siguiendo la propuesta de Mankiw et al. (1992). En este sentido, se utilizó la función de producción bajo el enfoque del modelo mencionado, para obtener las elasticidades del producto con respecto a los factores productivos, para su uso posterior en la contabilidad del crecimiento. Los resultados obtenidos sugieren que dichas elasticidades, en su mayoría, son consistentes con los supuestos de Mankiw et al. (1992), quienes argumentan que incluir al capital humano al modelo de Solow (1956) tendría como resultado que la participación del capital físico y del crecimiento poblacional tendrían un impacto mayor sobre el producto o ingreso de la población. Por otra parte, el análisis de la contabilidad del crecimiento demuestra que la principal fuente del crecimiento en la región ha sido la acumulación de factores productivos, mientras que, la productividad no ha sido un factor determinante en cuanto a la experiencia del crecimiento en Suramérica durante el período de estudio.

Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento por COVID-19 en Cali

JHON JAMES MORA

165

Este artículo analiza los efectos de las políticas instauradas de cuarentena, debido al nuevo Coronavirus (COVID-19), sobre la tasa de empleo y desempleo de la ciudad de Cali para el 2020. Debido a que la política de confinamiento afectó la movilidad de los trabajadores, el principal efecto recayó sobre la generación de empleo de la ciudad. De esta forma, inferir los efectos sobre el empleo se convirtió en uno de los principales retos en la ciudad y, con el fin de analizar los impactos del COVID-19 sobre el empleo, aquí se propone una metodología mixta la cual implica, por un lado, información de un comité de expertos en mercado laboral y, por otro lado, el uso de series de tiempo. Los resultados de esta metodología muestran que los pronósticos realizados fueron muy cercanos a lo que se observó en los meses de abril, mayo y junio. Finalmente, en este artículo se analiza el efecto de un shock sobre el mercado laboral de Cali, encontrando que éste duraría alrededor de 18 meses sobre el desempleo y casi un año sobre el empleo.

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

PABLO DANIEL MONTERUBBIANESI, MARA LETICIA ROJAS Y CARLOS DARÍO DABÚS

195

Este trabajo analiza el efecto de la educación y la salud sobre el crecimiento económico mediante una metodología de regresión con efectos umbral para un panel de 86 países en el período 1960-2010. En concordancia con la literatura de no linealidades, el estudio verifica la existencia de dos umbrales de ingreso a partir de los cuales la salud y la educación afectan al crecimiento económico de forma diferente. Si bien la magnitud del efecto de la salud sobre el crecimiento varía, la relación entre ambas variables es siempre positiva. La educación, por su parte, sólo muestra una relación positiva con el crecimiento a partir del segundo umbral de ingresos. La intuición es que una población más saludable implica un mejor desempeño económico, independientemente del nivel de desarrollo. En cambio, un mayor nivel educativo tendrá efectos favorables a partir de un nivel mínimo de ingreso compatible con un stock mínimo de capital físico.

Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992–2018)

JULIÁN AUGUSTO CASAS HERRERA Y JHANCARLOS GUTIÉRREZ AYALA

233

El artículo presenta la estimación de las elasticidades propias y de sustitución entre los insumos trabajo, materias primas, capital, gasto energético y otros gastos de producción para el sector industrial manufacturero de Colombia, la región central y el departamento de Boyacá. Las estimaciones se realizaron a través de la aplicación de funciones de costos translogarítmicas con datos para el periodo 1992 - 2018 de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM). Dentro de los resultados se destaca el bajo nivel sustitutivo entre capital y trabajo en el escenario nacional, contando con una elasticidad de 0,08 % en el caso del departamento la relación fue complementaria, aumentos de 1 % en el precio del capital se relacionan con una reducción promedio

de 0,17 % en la demanda de trabajo. Estos resultados muestran diferencias en la participación relativa promedio de los factores de producción en el costo total, lo que permite concluir que las dinámicas del sector industrial nacional, regional y del departamento son heterogéneas.

An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones–CAN)

ALEXANDER CARVAJAL AND OSCAR DAVID ANDRÉS JULIÁN LÓPEZ CAMARGO

267

This paper seeks to empirically test the applicability of the export-led model to the economies of the countries belonging to the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones–CAN) by verifying the export-led growth (ELG) hypothesis, which indicates that gross domestic product (GDP) behavior is based on export (EXP) dynamics. This hypothesis was tested for Bolivia, Colombia, Ecuador, and Peru. The methodology used was the application of Johansen cointegration and Block Exogeneity Wald tests to identify Granger causality between variables of the natural logarithms of EXP and GDP. The results obtained show that the causal effect of exports on GDP can only be rejected for the Bolivian economy. Lastly, the main conclusion of this study is that the economic policies of the CAN member countries should not assume that the export sectors are the foundations of their respective economies. Therefore, the CAN governments should not introduce economic policies that prioritize the expansion of the export sector.

NOTA

Consecuencias económicas y sociales de la inamovilidad humana bajo COVID-19: caso de estudio Perú

ISRAEL BARRUTIA BARRETO, ROSA MARLENNE SÁNCHEZ SÁNCHEZ
Y HENRY ALEJANDRO SILVA MARCHAN

285

Índice de evaluadores

305

Políticas éticas

312

Instrucciones para autores

315



Editorial

Carlos Andrés Vasco Correa ^a

Lo que parecía ser una situación peligrosa de contagio masivo a nivel planetario en la categoría de una pandemia, pero de naturaleza transitoria y de corta duración medida en meses, se ha convertido en una nueva realidad que acompaña los titulares de noticias del día a día de todos los países del mundo durante ya casi un año. Evidenciamos en la revista un interés académico de nuestros autores motivados en pensar el cómo esta realidad se hacía presente en todas las actividades económicas, culturales y sociales a través de la óptica de las diferentes especialidades como la macroeconomía y el efecto en el comercio exterior detenido de manera súbita por las precauciones sanitarias, así como economía de la salud, transporte, turismo y otros sectores que enfrentan una nueva realidad. En el marco de esta difícil situación, que esperamos sea superada gracias a un programa global de vacunación, *Lecturas de Economía* presenta a sus lectores en esta edición un número donde la educación es la protagonista, muy afectada por las medidas restrictivas que buscan contener el contagio masivo.

En un trabajo presentado por Rodríguez, Ordóñez e Hidalgo, titulado “*Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el departamento de Nariño, Colombia*”, se analizan los determinantes del rendimiento académico en la educación media utilizando modelos econométricos de respuesta ordinal. Mediante estos modelos se explican los resultados obtenidos por los estudiantes de educación media en las pruebas que se les realiza al culminar sus estudios, encontrando una relación entre su buen desempeño y el acceso a herramientas tecnológicas de aprendizaje como computadoras y conexión a internet, el mayor nivel educativo de los padres de familia y el estudiar en una institución educativa oficial urbana entre otros.

^a *Carlos Andrés Vasco Correa*: editor y profesor asistente. Departamento de Economía, Universidad de Antioquia, Colombia. Dirección electrónica: carlos.vasco@udea.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-6050-0520>

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a345086>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Así mismo, la investigación de Ariza, Saldarriaga, Reinoso y Tafur, titulada “*Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia*”, explica la relación que existe entre el acceso a las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) y el desempeño académico medido a nivel individual y municipal en las áreas de Lenguaje, Matemáticas e Inglés en Colombia. Sus hallazgos sugieren una correlación entre el acceso a las TIC y el desempeño académico. Ante un incremento de la proporción de estudiantes con computador, el desempeño académico promedio se incrementa tanto para Lenguaje y Matemáticas, y mucho más para Inglés. Los resultados sugieren la necesidad de ejecutar políticas que permitan equilibrar el efecto de las TIC entre estudiantes con bajo y alto desempeño académico.

Mejorar el desempeño académico y los indicadores de buena salud de la población pueden ser determinantes para el crecimiento económico en el mediano plazo. Monterubbianesi, Rojas y Dabús analizan el efecto de la educación y la salud sobre el crecimiento económico para un panel de 86 países en el período 1960-2010. En concordancia con la literatura de no linealidades, el estudio titulado “*Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico*” verifica la existencia de dos umbrales de ingreso a partir de los cuales la salud y la educación afectan al crecimiento económico de forma diferente. La relación entre crecimiento económico y salud siempre es positiva, mientras que la relación entre educación muestra una relación positiva con el crecimiento a partir del segundo umbral de ingresos. Sus conclusiones acerca de cómo una población más saludable implica un mejor desempeño económico, independientemente del nivel de desarrollo, contrastan con que un mayor nivel educativo tendrá efectos favorables a partir de un nivel mínimo de ingreso compatible con un stock mínimo de capital físico.

Por otro lado, este número de la revista *Lecturas de Economía* presenta un interesante y completo análisis sobre el cómo algunos indicadores macroeconómicos como el desempleo y el comercio exterior se han deteriorado con el arribo del fenómeno de pandemia global. Tanto en un artículo de investigación como en una nota de investigación nuestros autores James Mora, con su estudio sobre los efectos del coronavirus sobre los indicadores de ocupación y desempleo en la ciudad de Cali, como Barrutia,

Sánchez y Silva, con su nota de investigación que incluye un análisis de las consecuencias de la inamovilidad humana sobre los indicadores económicos y sociales en el Perú, nos ofrecen un panorama de cuáles han sido los muy negativos efectos en ciudades y países latinoamericanos por efecto de la pandemia y las medidas de contención del contagio.

Las economías latinoamericanas, y especialmente Colombia y los integrantes de la Comunidad Andina de Naciones —CAN—, pueden ser muy vulnerables ante los choques fuertes como el que enfrentamos ahora. En el documento de investigación aportado por Carvajal y López buscan, poner a prueba empíricamente la aplicabilidad del modelo impulsado por las exportaciones verificando la hipótesis del crecimiento impulsado por las exportaciones, que indica que el comportamiento del producto interno bruto PIB se soporta en dinámicas exportadoras. La principal conclusión de este estudio titulado “*Una prueba empírica del modelo impulsado por las exportaciones en los Países Miembros de la Comunidad Andina de Naciones (CAN)*” es que las políticas económicas de los integrantes de la CAN no deben asumir que los sectores de exportación son los cimientos de sus respectivas economías. Por lo tanto, los gobiernos de la CAN no deben incorporar políticas económicas que prioricen la expansión del sector exportador. Importante conclusión para tener en cuenta en el debate de cara a las decisiones de política a tomar para la reactivación económica luego de la pandemia.

La anterior conclusión cobra importancia para Colombia, si tenemos en cuenta el aporte de la investigación de Portillo y Ortiz en su trabajo titulado “*La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo*”. A partir de los resultados encontrados, se evidenció que, durante el transcurso del periodo estudiado, la economía colombiana incrementó tanto su vulnerabilidad real como la financiera explicada por la incapacidad de modificar su modelo de inserción comercial basado en la explotación de los recursos naturales y el incremento de la dependencia del financiamiento externo.

Colombia debería concentrar sus esfuerzos en reactivar su economía pensando en el apoyo a sectores como el de la industria manufacturera, pero teniendo en cuenta las dinámicas del sector industrial que son heterogéneas

en todo el país. Precisamente esta es la principal conclusión del trabajo presentado por Casas y Gutiérrez en el documento de investigación titulado “*Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992–2018)*”, donde estimaron las elasticidades propias y de sustitución entre los insumos trabajo, materias primas, capital, gasto energético y otros gastos de producción para el sector industrial manufacturero colombiano. Las estimaciones se realizaron a través de la aplicación de funciones de costos translogarítmicas con datos de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) entre 1992–2018.

Desde el Comité Editorial de la revista *Lecturas de Economía*, proyecto estratégico del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia agradecemos de manera especial a nuestros autores, pares evaluadores y equipo editorial por el esfuerzo adicional realizado para lograr la publicación de este número en medio de unas retadoras y atípicas condiciones de confinamiento en nuestros países. A nuestros lectores en Iberoamérica y resto del mundo les invitamos a consultar nuestra publicación en las plataformas *Open Journal System —OJS—*, *Redalyc*, *Scielo*, *EBSCO* o *DOAJ*, así como compartir sus comentarios y apreciaciones en nuestras redes sociales.



Cómo citar / How to cite this item:

Vasco-Correa, C. (2021). Editorial. *Lecturas de Economía*, 94, 7-10.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a345086>

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

Luis Hernando Portillo-Riascos y Edinson Ortiz-Benavides

Lecturas de Economía - No. 94. Medellín, enero-junio 2021



Luis Hernando Portillo-Riascos y Edinson Ortiz-Benavides

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

Resumen: *El objetivo de este estudio es cuantificar la vulnerabilidad externa de la economía colombiana para el lapso 1990-2015. Para alcanzar este propósito, se calcularon dos indicadores, tomando como referencia la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016). A partir de los resultados encontrados, se evidenció que, durante el transcurso del periodo estudiado, la economía colombiana, durante el transcurso del periodo estudiado, incrementó tanto su vulnerabilidad real como la financiera. Frente a este hallazgo, se argumentó que la mayor vulnerabilidad externa de este país se explica por dos razones: a) la incapacidad de esta economía para modificar su modelo de inserción comercial basado en la explotación de los recursos naturales y b) el incremento de la dependencia del financiamiento externo.*

Palabras clave: *vulnerabilidad real; vulnerabilidad financiera; vulnerabilidad externa.*

Clasificación JEL: F40, O10, O54, O13.

The External Vulnerability of the Colombian Economy 1990-2015: A Comparative Analysis

Abstract: *The objective of this study is to quantify the external vulnerability of the Colombian economy from 1990 to 2015. To achieve this purpose, two indicators were calculated, taking the proposal of Abeles and Valdecantos (2016) as reference. The results proved that the Colombian economy, during the period studied, increased its real and financial vulnerability. Facing this finding, the argument is made that the country's greatest external vulnerability is explained for two reasons: (a) the inability of this economy to modify her model of commercial insertion based on the exploitation of natural resources and (b) the increase in dependence of the external financing.*

Keywords: *real vulnerability; financial vulnerability; external vulnerability.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a339023>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

La vulnérabilité extérieure de l'économie colombienne au cours de la période 1990-2015 : une analyse comparative

Résumé: *Cette étude a pour but de quantifier la vulnérabilité externe de l'économie colombienne pour la période 1990-2015. Pour atteindre cet objectif, deux indicateurs ont été calculés, en prenant comme référence la proposition d'Abeles et Valdecantos (2016). Les résultats obtenus ont montré que, au cours de la période étudiée, l'économie colombienne a augmenté sa vulnérabilité réelle et financière. Au vu de ce constat, il a été avancé que la plus grande vulnérabilité extérieure de ce pays s'explique par deux raisons: a) l'incapacité de cette économie à modifier son modèle d'insertion commerciale basé sur l'exploitation des ressources naturelles et b) l'augmentation de la dépendance à l'égard des financements extérieurs.*

Mots clés: *vulnérabilité réelle; vulnérabilité financière; vulnérabilité extérieure.*

Cómo citar / How to cite this item:

Portillo-Riascos, L. H. & Ortiz-Benavides, O. (2021). La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo. *Lecturas de Economía*, 94, 11-46.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a339023>

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

Luis Hernando Portillo-Riascos ^a y Edinson Ortiz-Benavides ^b

–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Metodología. –III. Resultados.
–Conclusiones. –Agradecimientos. –Referencias.

Primera versión recibida el 02 de julio de 2019; versión final aceptada el 10 de junio 2020

Introducción

La vulnerabilidad macroeconómica de un país se define como el grado de exposición de su economía ante la probabilidad de ocurrencia de un *choque externo* (*external shock*), y la capacidad de dicha economía para afrontar los efectos adversos que este genere (véase Atkins et al., 1998; Cordina, 2004; Briguglio et al., 2009; Guillaumont, 2013, 2016). La vulnerabilidad macroeconómica se origina tanto por factores externos como internos. Así, mientras el carácter externo se explica por la independencia y las características de los choques (Ffrench-Davis, 2008), el interno tiene que ver con el manejo que hacen los gobiernos de los instrumentos de política económica y las características de la estructura productiva de cada país (Prebisch, 1949; Ffrench-Davis, 2008, 2009; Ocampo, 2011, Portillo-Riascos, 2020a, 2020b).

Los choques externos, reflejados en las variaciones de los términos de intercambio, las oscilaciones de los flujos internacionales de capital y las modificaciones de las tasas de interés internacionales (Ffrench-Davis, 2008, 2009), han sido determinantes a la hora de explicar la dinámica macroeconómica de corto plazo de los países en desarrollo en las últimas

^a *Luis Hernando Portillo-Riascos*: docente de tiempo completo adscrito al Departamento de Economía de la Universidad de Nariño, Colombia. Dirección electrónica: luiher02@ucm.es <https://orcid.org/0000-0003-3362-6934>

^b *Edinson Ortiz-Benavides*: docente de tiempo completo adscrito al Departamento de Economía de la Universidad de Nariño, Colombia. Dirección electrónica: edinson@udenar.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-2500-4177>

décadas, particularmente en el caso de las economías latinoamericanas (Thirlwall, 1979, 2011; Ocampo, 2011, 2012; Bielschowsky et al., 2011). Así pues, debido al alto grado de sensibilidad que muestran las economías de estos países ante los efectos que pueden generar los choques exógenos, el tema de la vulnerabilidad externa ha sido uno de los aspectos que más se ha destacado tanto en el estructuralismo latinoamericano como en el neoestructuralismo (Prebisch, 1949; Rodríguez, 2006; Ocampo, 2011, 2012; Comisión Económica para América Latina y el Caribe —CEPAL—, 2012).

Ahora bien, el término *vulnerabilidad* se ha utilizado recurrentemente en diferentes investigaciones, sin que haya la suficiente claridad acerca del significado del mismo (Chambers, 1989; Busso, 2001; Villagrán, 2006; Seth & Ragab, 2012). Desde un punto de vista económico, dichas divergencias son evidentes, no solamente en el plano conceptual, sino también en el análisis empírico (Briguglio, 1995, 2014; Atkins et al., 1998; Guillaumont, 2010, 2016; Montalbano, 2011; Bates et al., 2014; Angeon & Bates, 2015; Abeles & Valdedantos, 2016; Valdecantos, 2016). En términos conceptuales, Seth y Ragab (2012) mencionan dos tipos de enfoques que se han utilizado a la hora de estudiar la vulnerabilidad macroeconómica. En primer lugar, citan aquellas investigaciones para las cuales la vulnerabilidad macroeconómica de un país representa un fenómeno estructural, asociado no solamente a problemas de tipo económico, sino también a aspectos geográficos, demográficos, ambientales, etc. (Briguglio, 1995, 2014; Atkins et al., 1998; Guillaumont, 2010, 2016; Portillo-Riascos, 2020a, 2020b). En segundo lugar, Seth y Ragab (2012) relacionan los enfoques a partir de los cuales la vulnerabilidad macroeconómica se entiende como un fenómeno de corto plazo, donde toman relevancia aquellos indicadores relacionados con la ocurrencia de algún tipo de crisis financiera (bancaria, cambiaria o de deuda), fiscal o real (Kaminsky et al., 1998; Fondo Monetario Internacional —FMI—, 1998, 2010, 2011; Herrera & García, 1999; Ghosh & Ghosh, 2003; Frankel & Saravelos, 2012; Dabla-Norris & Gündüz, 2014).

Frente al segundo grupo de enfoques, Seth y Ragab (2012) incluyen aquellas posturas a partir de las cuales la vulnerabilidad macroeconómica de un país se origina por las características que han mostrado los flujos internacionales de capital en las últimas décadas, y los efectos que

generan, particularmente, en las economías en desarrollo, incluidas las latinoamericanas (French-Davis, 2010; Ocampo, 2011, Valdecantos, 2016, Abeles & Valdecantos, 2016, Portillo-Riascos, 2020a, 2020b). En este último caso, los aportes provienen del estructuralismo latinoamericano y del neoestructuralismo. Ahora bien, a pesar de la trascendencia que tiene la vulnerabilidad externa en el campo teórico, las propuestas para la medición de esta variable desde estos enfoques han sido muy escasas.

Teniendo en cuenta los elementos señalados hasta el momento, en este estudio se cuantifica la vulnerabilidad externa de la economía colombiana para el lapso 1990-2015, tomando como referencia los planteamientos neoestructuralistas. Además, se hace un comparativo de los resultados obtenidos para este país con relación a otras economías. Para alcanzar este propósito, se calculan dos indicadores sintéticos propuestos por Abeles y Valdecantos (2016), quienes abordan dos aspectos que son fundamentales en el planteamiento neoestructuralista: la vulnerabilidad real y la vulnerabilidad financiera.

Este artículo está organizado en cuatro secciones, además de esta introducción. En la sección I se presenta un breve repaso de la literatura acerca de la vulnerabilidad externa; en la II se realizan las aclaraciones metodológicas; en la sección III se aborda el análisis empírico y, finalmente, se presentan las conclusiones más importantes que se obtuvieron con esta investigación.

I. Revisión de la literatura

La necesidad de cuantificar la vulnerabilidad externa se ha acrecentado durante las últimas décadas, especialmente por el incremento de la interdependencia comercial y financiera entre países. En este marco, se han propuesto diferentes metodologías para la cuantificación de la vulnerabilidad externa, a partir de las cuales se han realizado comparaciones tanto en términos temporales como entre grupos de países (véase Briguglio, 1995, 2014; Atkins et al., 1998; Guillaumont, 2010, 2016; Montalbano, 2011; Bates et al., 2014; Angeon & Bates, 2015; Abeles & Valdecantos, 2016; Valdecantos, 2016). Con todo, al haber grandes diferencias en la conceptualización de la vulnerabilidad macroeconómica, los métodos de medición también son

disímiles. De cualquier forma, avanzar en este campo se muestra como una tarea de gran relevancia.

Guillaumont (2016) justifica la necesidad de medir la vulnerabilidad macroeconómica de un país por dos razones: porque es una herramienta que se puede utilizar para la asignación de recursos en el contexto internacional, y porque hay necesidad de identificar indicadores de riesgo de crisis, aunque advierte que esta es una tarea muy compleja.

Desde aquellos enfoques que asocian la vulnerabilidad macroeconómica con episodios de crisis financieras (cambiarias, bancarias o de deuda), la medición de la vulnerabilidad macroeconómica es necesaria debido a que permite identificar las variables que pueden anticipar un escenario de crisis, que pueden ser financieras, fiscales o reales (FMI, 1998, 2010, 2011; Kaminsky et al., 1998; Ghosh & Ghosh, 2003; Frankel & Saravelos, 2012). En este marco, las variables más utilizadas para la construcción de los modelos son las siguientes: PIB, producción industrial, tipo de cambio, índices del mercado bursátil, reservas internacionales y participación del país en un programa del FMI (Frankel & Saravelos, 2012).

Ahora bien, a pesar de la solidez que han mostrado estos modelos en la explicación de determinados episodios de crisis, la principal crítica que se les ha planteado está relacionada con su baja capacidad predictiva (Frankel & Saravelos, 2012). Esta situación se explica por dos razones (Ghosh & Ghosh, 2003): en primer lugar, por el hecho de que el análisis se basa en episodios de crisis que ya sucedieron, y que no necesariamente se van a dar en las mismas condiciones hacia el futuro; y, en segundo lugar, por el uso de variables coyunturales, que, si bien es cierto que son muy importantes en términos estadísticos, no juegan un mismo rol en diferentes contextos y momentos.

A diferencia de los enfoques relacionados anteriormente, el neoestructuralismo ha resaltado la importancia de los factores estructurales. En este punto, se enfatiza en el rol que siguen desempeñando las asimetrías (productivas, financieras, macroeconómicas y de movilidad de la mano de obra) existentes entre las economías en desarrollo y los países desarrollados (Ocampo, 2001). Siguiendo esta línea, se concluye que la dinámica macroeconómica de este tipo de países se explica, básicamente, por la

ocurrencia de choques externos, comerciales o financieros, tanto positivos como negativos (Ocampo, 2011, 2012).

Bajo el enfoque neoestructuralista, además de las variables coyunturales, y particularmente las financieras, toman importancia los factores reales, que están relacionados con el modelo de inserción comercial y financiera que han mantenido los países latinoamericanos a lo largo de su historia (véanse Ocampo, 2008, 2012; French-Davis, 2010, 2015; Bielschowsky et al., 2011). Así entonces, la principal consecuencia del alto grado de sensibilidad que muestran este tipo de países ante la ocurrencia de choques externos es la persistencia de la inestabilidad macroeconómica real, que se refleja en un crecimiento económico bajo y volátil. En este sentido, de lo que se trata no es de explicar un episodio de crisis como tal, sino de entender aquellos factores que ralentizan el crecimiento económico (Portillo-Riascos, 2020a).

Las propuestas para la medición de la vulnerabilidad externa desde los enfoques estructuralista y neoestructuralista son muy escasas. En términos generales, lo que se plantea es que la vulnerabilidad externa de un país se explica tanto por factores estructurales como coyunturales, los cuales afectan el grado de exposición al que están sometidas sus economías ante la ocurrencia de choques externos (Abeles & Valdecantos, 2016).

Siguiendo los planteamientos neoestructuralistas, hay varios estudios que han buscado cuantificar los efectos de los choques externos sobre la dinámica macroeconómica de un país o grupo de países, lo que representaría una medida de vulnerabilidad externa. Para el caso latinoamericano, Loayza y Raddatz (2007) realizaron una investigación en la cual estiman la sensibilidad del PIB ante los choques reales, representados en las fluctuaciones de los términos de intercambio; los autores encontraron que los factores estructurales son determinantes para explicar la vulnerabilidad externa de un país. A diferencia de Loayza y Radattz (2007), Le Fort y Budnevich (2005) se enfocaron en evaluar el impacto de los movimientos cíclicos de la cuenta financiera en el crecimiento económico de varios países latinoamericanos.

Titelman et al. (2008) analizaron los efectos generados por los choques comerciales y los financieros sobre el ciclo económico de los países latinoamericanos durante el periodo 1980-2006, y encontraron que dichos

choques han venido tomando mayor relevancia en las últimas décadas, particularmente por el comportamiento adoptado por los flujos financieros internacionales.

Por otra parte, Gonçalves et al. (2009, p. 10) proponen un índice de vulnerabilidad estructural externa —IVE— entendiendo que esta se “deriva de los cambios relativos al patrón de comercio, de la eficiencia del aparato productivo, del dinamismo tecnológico y de la robustez del sistema financiero nacional”. A partir de los cuatro indicadores propuestos, estos investigadores calcularon el IVE para un conjunto de 113 países, incluidos varios latinoamericanos. El lapso estudiado va desde 1980 hasta 2006.

Siguiendo la línea de trabajo de Le Fort y Budnevich (2005), Da Costa y Libânio (2013) estimaron dos indicadores que permiten evaluar la vulnerabilidad externa de Brasil: la volatilidad de los flujos de capitales y una medida de fuga de capitales. Siguiendo dicha postura, la vulnerabilidad externa de un país está relacionada con la probabilidad de reversión de las entradas de capital, que a su vez está asociada con la composición de los mismos.

Por último, Abeles y Valdecantos (2016) desarrollaron un ejercicio empírico a partir del cual cuantificaron la vulnerabilidad externa de un conjunto de 32 países de América Latina y el Caribe para el periodo 2005-2015. El objetivo de esta investigación fue hacer un análisis comparativo del indicador de vulnerabilidad externa antes y después de la crisis financiera que se dio en varios países desarrollados durante el lapso 2008-2009. La ventaja que tiene esta propuesta es que permite hacer comparaciones de los resultados, tanto entre países como en términos temporales. En virtud de ello, en adelante, se hace una descripción más amplia de la misma.

Abeles y Valdecantos (2016) y la CEPAL (2016) sugieren dos indicadores que reflejan el grado de exposición de la economía de un país ante la ocurrencia de los choques externos. Bajo esta propuesta, las causas estructurales de la vulnerabilidad externa están determinadas por la especialización productiva de cada país, el grado y composición del endeudamiento externo y la acumulación de reservas internacionales. Dichos factores “resultan de una serie de circunstancias histórico-estructurales que

determinan el tipo de riesgos a los que las economías de la región están expuestas” (Abeles & Valdecantos, 2016, p. 19).

Así mismo, tanto los autores como la CEPAL definen dos indicadores de vulnerabilidad externa: uno real y otro financiero. Las vulnerabilidades reales de un país están determinadas por las fluctuaciones de los términos de intercambio o la variación del ritmo de crecimiento de los principales socios comerciales de cada país. Por su parte, las vulnerabilidades financieras están asociadas a las fluctuaciones de los flujos de inversión externa (de corto y largo plazo). Por tanto, la vulnerabilidad externa depende del grado de concentración de la estructura exportadora y la cantidad de socios comerciales, así como del apalancamiento externo. Este último factor determinaría la exposición de un país frente a las interrupciones repentinas de los flujos financieros internacionales o los cambios en las condiciones de financiación.

A partir de la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016, p. 19) y la CEPAL (2016), el indicador de vulnerabilidad real (VR) se calcula como se muestra en la ecuación 1.

$$VR_t^i = \max \left(\frac{X_t^{P^i}}{\text{Créditos}_t^{CA^i}}; \frac{X_t^{M^i} + X_t^{V^i} + R_t^i}{\text{Créditos}_t^{CA^i}} \right), \quad (1)$$

donde X^P representa las exportaciones intensivas en recursos naturales; X^M , las exportaciones de manufacturas; X^V , las exportaciones de servicios turísticos (viajes); R , la recepción de remesas, y Créditos^{CA} representa los créditos de la cuenta corriente (suma de ingresos de divisas por todo concepto, incluidas las exportaciones de bienes, servicios y remesas).

Para obtener el indicador de VR , se toma el porcentaje más alto que resulta del cociente entre las exportaciones de bienes primarios y la suma de los productos manufacturados, los servicios turísticos y las remesas; ambos divididos entre los créditos totales de la cuenta corriente. De esta forma, cuanto más alto sea dicho resultado, mayor es el nivel de vulnerabilidad real. Al respecto, es importante advertir que la vulnerabilidad externa de un país se genera tanto por la mayor concentración de las exportaciones en bienes de origen primario como por el incremento de la dependencia de las remesas, así como de actividades turísticas y, en el caso de las manufacturas, de los bienes

relacionados con procesos como los de ensamblaje o maquila, en los cuales el valor agregado tiende a ser mínimo (Abeles & Valdecantos, 2016).

Frente al indicador de vulnerabilidad financiera (VF), se proponen dos opciones. En la primera, la VF se calcula siguiendo la ecuación 2.

$$VF_t^i = \frac{IC_t^i + IED_t^i - Reservas_t^i}{PIB_t^i}, \quad (2)$$

donde IC son los pasivos del *stock* de inversiones de cartera; IED , los pasivos del *stock* de inversión extranjera directa; Reservas presenta los *stock* de reservas internacionales del banco central y PIB_t^i el Producto Interno Bruto.

Dado que la información acerca del *stock* de inversión de cartera (IC) no está disponible para todos los países, esta variable se puede reemplazar por el *stock* de deuda externa pública (Abeles & Valdecantos, 2016). De esta forma, el indicador de VF también se puede expresar de la siguiente manera:

$$VF_t^i = \frac{DEP_t^i + IED_t^i - Reservas_t^i}{PIB_t^i}, \quad (3)$$

donde DEP es el *stock* de la deuda externa pública bruta.

De acuerdo con el indicador de VF , en cualquiera de las dos propuestas, la vulnerabilidad externa de un país será mayor cuanto más alto es el nivel de apalancamiento externo, medido por la ratio entre el *stock* de la deuda externa pública (o la IC) y el *stock* de Inversión Extranjera Directa $-IED-$ con respecto al PIB . En contraste, la VF se reduce cuanto mayor es el cociente entre el *stock* de reservas internacionales y el PIB . En este caso, se supone que, al incrementarse las reservas internacionales, el grado de exposición de la economía de un país ante episodios de salida masiva de capitales es menor.

II. Metodología

El objetivo de este estudio es cuantificar la vulnerabilidad externa de la economía colombiana para el periodo 1990-2015 y realizar una comparación de los resultados obtenidos para Colombia con respecto a otros países. Los

cálculos se hacen siguiendo la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016). Esta decisión se toma por dos razones: porque las variables que se utilizan corresponden a aspectos estructurales de la vulnerabilidad externa, que han sido resaltados tanto en el estructuralismo latinoamericano como en el neoestructuralismo, y porque la información disponible permite hacer contrastes entre países.

Como se mencionó en la introducción, para el análisis de la vulnerabilidad externa desarrollado dentro de esta investigación se utilizan indicadores sintéticos o compuestos. Conceptualmente, “un indicador compuesto es una representación simplificada que busca resumir un concepto multidimensional en un índice simple (unidimensional) con base en un modelo conceptual subyacente” (Schuschny & Soto, 2009, p. 13). De acuerdo con la clasificación señalada por estos autores, la medida utilizada en la presente investigación corresponde a un indicador compuesto de tipo sinóptico.

Metodológicamente, Schuschny y Soto (2009) argumentan la utilidad de este tipo herramientas en diversos campos del conocimiento, incluyendo el económico, debido a su capacidad de síntesis, la facilidad de interpretación de los resultados, la posibilidad de hacer comparaciones (*benchmark*) entre distintas unidades de análisis (e. g. países) y el seguimiento de los valores reportados en distintos momentos del tiempo (evolución). Al final, la principal ventaja de un indicador sintético es la de resumir la información proveniente de varias dimensiones y que a su vez están relacionadas.

Para Schuschny y Soto (2009), un indicador sintético debe cumplir tres criterios: sustento conceptual, validez y sustento técnico. En esta investigación dichos requisitos se cumplen. En primer lugar, porque está definido el enfoque teórico que soporta cada una de las variables seleccionadas. En segundo lugar, porque la información se toma de fuentes de datos de libre acceso, lo cual facilita la replicabilidad de los cálculos. Y, en tercer lugar, porque se expone el método específico que permite calcular cada uno de los indicadores que hacen parte de la vulnerabilidad externa.

Sobre el uso de indicadores sintéticos en el análisis de la vulnerabilidad macroeconómica, Guillaumont (2009) y Briguglio et al. (2009) destacan varias ventajas. Para los autores, aunque se podría estar dejando por fuera

muchas variables, lo importante es capturar los aspectos estructurales de la vulnerabilidad y expresarlos fácilmente en un indicador. Dentro de los principios para escoger las variables y el diseño del instrumento de medición estarían los siguientes: simplicidad, transparencia, posibilidad de hacer comparaciones internacionales, fácil comprensión, acceso a la información, etc. (Briguglio, 1995, 2003; Briguglio et al., 2009; Guillaumont, 2009). Para Guillaumont (2016), los indicadores de vulnerabilidad macroeconómica deben seguir un criterio comparativo, a nivel de países, que es donde están la mayor parte de los trabajos en el campo empírico, además de permitir examinar los cambios en el tiempo.

Desde luego, el uso de indicadores sintéticos presenta algunas desventajas que es necesario señalar (Schuschny & Soto, 2009). Para los propósitos de esta investigación, son importantes por lo menos dos aspectos. En primer lugar, una debilidad importante de los indicadores compuestos tiene que ver con la exagerada reducción de la información a unas pocas variables e indicadores, que además pueden recopilar información de diferentes dimensiones (Schuschny & Soto, 2009). El segundo aspecto está relacionado con las ponderaciones que se realizan al momento de hacer los cálculos parciales o definitivos de los subindicadores o indicadores sintéticos. Lo que se ha argüido en este punto es que dicho procedimiento tiende a ser subjetivo, lo cual afectaría el peso real que puede tener cada variable en el fenómeno global que se pretende explicar (Atkins et al., 1998; Essers, 2013; Bates et al., 2014; Angeon & Bates, 2015). De ahí que se sugiere, en algunos casos, que dichas ponderaciones sean establecidas a través de algún procedimiento estadístico (Schuschny & Soto, 2009; Domínguez et al., 2011; Bates et al., 2014; Angeon & Bates, 2015).

Haciendo un balance entre las ventajas y las desventajas del uso de los indicadores compuestos para los propósitos de esta investigación, se resalta que, a pesar de perder profundidad en la comprensión de la situación de la variable examinada en cada uno de los países —algo que se podría abordar con la incorporación de más variables y el uso de otros instrumentos estadísticos—, lo más importante es que dicha herramienta ofrece la posibilidad de hacer comparaciones entre países y hacer un seguimiento a los cambios temporales.

Volviendo a los aspectos metodológicos, para realizar el cálculo de los indicadores de vulnerabilidad externa utilizados dentro de esta investigación, se tomó la información de 14 países: Colombia, Chile, Argentina, Brasil, Uruguay, Costa Rica, Jamaica, India, Turquía, Arabia Saudita, Indonesia, Nigeria, Botswana y Argelia. La selección de los mismos fue arbitraria y se hizo teniendo en cuenta varios factores. En primer lugar, se consideró la estructura de inserción comercial, por lo que se tomaron aquellos países cuyas características son similares a las de la economía colombiana; en segundo lugar, la proximidad geográfica; y, por último, se tomaron algunos países donde del modelo de especialización productiva es totalmente diferente al caso colombiano.

Sobre los datos requeridos para el desarrollo de este estudio, es importante advertir que, a pesar de que la información para el cálculo de los indicadores de vulnerabilidad externa está disponible para la mayoría de países, en ciertos casos se presentaron algunas dificultades. Los principales inconvenientes estuvieron en el *stock* de inversión de cartera (IC), ya que la mayor parte de los datos están disponibles desde el 2000 en adelante. En estos casos, siguiendo la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016), se utilizó el *stock* de la deuda externa pública. También se encontraron algunas limitaciones con los datos de las exportaciones de bienes primarios y los manufacturados. En el caso de los países de América Latina y el Caribe, la información la proporciona la CEPAL, a partir de la base de datos de la COMTRADE. Para el resto de países, la información no está disponible¹. Ante esta situación, se optó por sumar las exportaciones de alimentos, minerales y combustibles (respecto del total de exportaciones de mercaderías). En el caso de las manufacturas, el cálculo se hizo utilizando la proporción de estas con respecto al total de exportaciones de mercaderías².

¹ Los datos se pueden encontrar en la web de la UNCTAD, pero solamente a partir de 1995. Se decidió trabajar con las estadísticas del Banco Mundial para poder homogeneizar la información de todo el periodo.

² La información se encuentra disponible en la base de datos del Banco Mundial (World Development Indicators —WDI—)

III. Resultados

Una vez se realizó el cálculo de los dos indicadores de vulnerabilidad externa, lo que se encontró fue que tanto la VR como la VF se incrementaron en la mayoría de los países seleccionados (Tabla 1). En el contexto sudamericano, Colombia, después de Chile, fue el país que reportó mayores variaciones (positivas) en los dos indicadores.

Tabla 1. *Variación de la vulnerabilidad externa (2000-2015 respecto a 1990-1999)*

Vulnerabilidad real		Vulnerabilidad financiera	
Botswana	830,28 %	Sudáfrica	176,63 %
Nigeria	43,30 %	Chile	167,33 %
Sudáfrica	35,09 %	Uruguay	147,68 %
Turquía	20,14 %	Turquía	103,38 %
Costa rica	15,23 %	Colombia	84,82 %
Chile	9,67 %	Brasil	82,86 %
Colombia	8,41 %	Argentina	56,72 %
Jamaica	6,43 %	Jamaica	24,29 %
Argelia	3,10 %	Costa rica	16,19 %
Argentina	2,67 %	Indonesia	-38,50 %
Indonesia	-2,48 %	Nigeria	-76,51 %
Brasil	-7,41 %	India	-94,75 %
Uruguay	-11,31 %	Botswana	-101,10 %
India	-18,58 %	Argelia	-200,06 %

Fuente: elaboración propia con información del Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

Respecto a la vulnerabilidad externa los datos reportados en la Tabla 1 evidencian dos características para el caso colombiano. En primer lugar, muestran que dicho fenómeno ha sido relevante para esta economía en comparación con el resto de los países seleccionados, y, en segundo lugar, dejan ver que hay un incremento tanto de la VR como de la VF. Desde luego, para un mayor entendimiento de estos indicadores, es necesario profundizar en los componentes que hacen parte de ellos. Dicho ejercicio se desarrolla a continuación.

A. Vulnerabilidad real (VR)

A partir de los datos encontrados para este indicador, se concluye que el crecimiento de la VR en los países sudamericanos se dio, fundamentalmente, por la mayor participación de los bienes primarios dentro de la estructura de las exportaciones; la cual se fortaleció desde mediados de la década de los 2000. Fruto del comportamiento de este tipo de ingresos, se pudo observar una reducción de la participación de las manufacturas, servicios turísticos y remesas. Este fenómeno también se dio en un país como la India, donde las manufacturas tienen un peso significativo dentro de la estructura de exportaciones. Algo similar sucedió en Brasil, Costa Rica, India y Turquía.

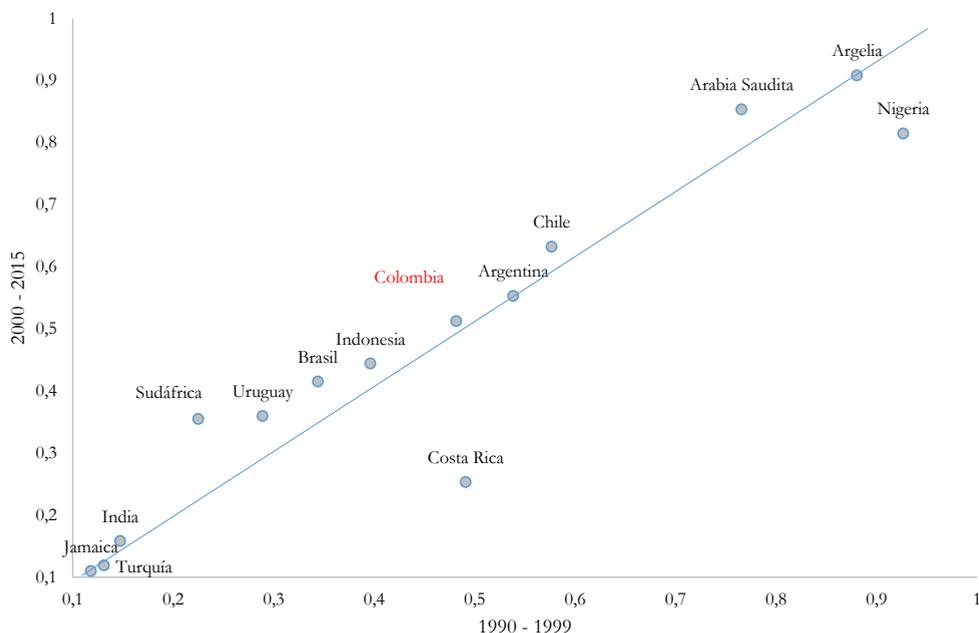
En la Figura 1 se presenta un comparativo de la participación de los ingresos por exportaciones de bienes primarios en los créditos totales de la cuenta corriente. Cuando el indicador se ubica por encima de la diagonal significa que hay un mayor peso respecto al periodo previo.

En el caso de Colombia, se incrementó la participación de los ingresos derivados de las exportaciones de bienes primarios dentro de los créditos totales de la cuenta corriente, y se pasó de un porcentaje promedio del 48,2% entre 1990 y 1999 al 51,3% entre 2000 y 2015 (Figura 1). Incluso, durante el periodo del *boom* de las *commodities* (2005-2013), dicho indicador se ubicó en el 53,7%. A partir de estos resultados, queda claro que en la economía colombiana ha prevalecido un modelo de inserción comercial basado en bienes primarios. Dentro de los países seleccionados, a Colombia solamente la superan algunos países con una estructura muy concentrada en este tipo de bienes (Arabia Saudita, Argelia y Nigeria) y dos países sudamericanos con modelo de especialización productiva bastante similar, especialmente en el caso de Chile.

Con relación al segundo indicador de VR, en el que se incorporan los ingresos de las exportaciones de manufacturas, los servicios de turismo y las remesas, lo que se hizo fue separar la información de cada una de las variables con el fin de tener una mejor lectura de ellos. En el primer caso, hay una crítica en la construcción del indicador propuesto por Abeles y Valdecantos (2016), puesto que este no diferencia el tipo de manufacturas. Así, aunque se entiende que desde la CEPAL lo que se intentó fue mostrar

la dependencia de algunos países —especialmente los centroamericanos— respecto a determinados tipos de bienes industriales que se exportan, pero que tienen un bajo contenido agregado, es evidente que esto no va a suceder en todas las situaciones, como pasa con Colombia. Dentro de este estudio, el mayor peso de las manufacturas se entiende como un aspecto positivo, en la medida que permite avanzar hacia la diversificación de las exportaciones, lo que a su vez reduciría la participación de los bienes primarios dentro de la estructura de inserción comercial.

Figura 1. *Participación de los ingresos por exportaciones de bienes primarios en los créditos totales de la cuenta corriente*

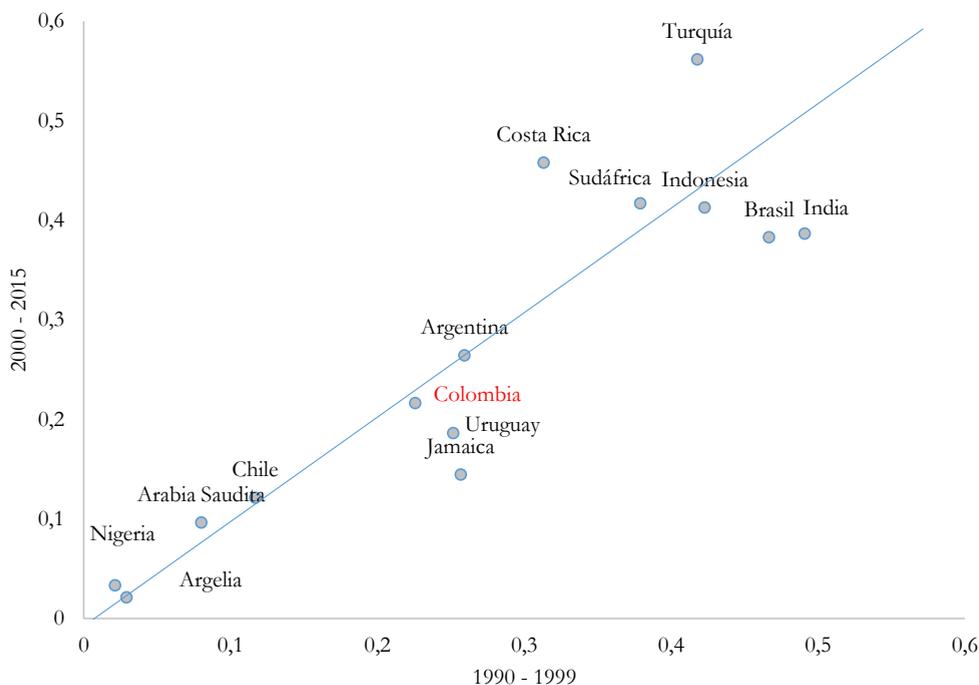


Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

Realizada esta aclaración, se determinó la participación de los ingresos derivados de las exportaciones de manufacturas en los créditos totales de la cuenta corriente para el conjunto de países analizados. Como se puede observar en la Figura 2, la mitad de los países seleccionados redujeron dicha

ratio, y los que la aumentaron lo hicieron en un porcentaje mínimo. En el caso colombiano sucedió algo similar, aunque no hay mayores cambios entre los dos subperiodos analizados. Así, Colombia pasó de una ratio del 22,6 % en el subperiodo 1990-1999 a un porcentaje del 21,6 % entre 2000 y 2015, el cual se redujo hasta el 14,9 % entre 2010 y 2015. A partir de estos resultados, nuevamente se concluye que Colombia no ha mostrado cambios relevantes en su modelo histórico de inserción comercial basado en la explotación de recursos naturales.

Figura 2. *Participación de los ingresos por manufacturas en los créditos totales de la cuenta corriente*



Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

El análisis de las exportaciones de manufacturas también se puede hacer a partir de su clasificación por categorías tecnológicas y aquellas que están basadas en recursos naturales (véase Lall, 2000). Dicha información es

importante porque da cuenta del tipo de manufacturas que está exportando un país, lo cual permite profundizar en la evaluación del modelo de inserción comercial de cada economía. Desde el enfoque abordado dentro de este estudio, el tránsito hacia las exportaciones de manufacturas con un mayor contenido tecnológico indica el camino correcto hacia la reducción de la vulnerabilidad externa de un país.

Por categorías tecnológicas, el cambio más relevante que se dio en el subperiodo 1995-2015 para el conjunto de países analizados es la mayor participación de las manufacturas de tecnología media, en detrimento de las exportaciones de tecnología baja (Tabla 2). De hecho, mientras en 1995 las exportaciones de tecnología baja representaban el 51,6% de este grupo, en 2015 dicho porcentaje fue del 28,9%. En contraste, los porcentajes para las manufacturas de tecnología media fueron del 42% y 57,7%, respectivamente. En la categoría de manufacturas de tecnología media, el mayor peso está en las industrias de procesos, que representaron, en promedio, el 50% del total en el lapso mencionado.

Con relación a las manufacturas de tecnología alta, se resalta el incremento de su participación dentro de las exportaciones totales (Tabla 2), lo cual es un aspecto positivo. Así, se pasó de un promedio del 6,5% en 1995 a un 13,4% en 2015. No obstante, como característica común de los países analizados, el peso de este tipo de manufacturas dentro de la estructura total continúa siendo bajo, incluso en países como la India, Turquía o Brasil.

La economía colombiana no fue ajena al fenómeno descrito hasta el momento. Este país pasó de exportar el 52,7% en bienes de tecnología baja en 1995 a un 29,6% en el 2015 (Tabla 2). Por el contrario, para las manufacturas de tecnología media los porcentajes fueron del 41,7% y 58,3%, respectivamente. En el caso de las manufacturas de tecnología alta, se pasó de un porcentaje del 5,6% en 1995 al 12,1% en 2015. No obstante, a diferencia de la información encontrada para el resto de países, en los cuales la mayor participación está dada en las manufacturas relacionadas con productos eléctricos y electrónicos, en la economía colombiana se destaca el grupo de productos farmacéuticos, aeroespaciales, instrumentos ópticos de medición y cámaras.

Teniendo en cuenta la clasificación de Lall (2000), quedan por evaluar aquellas exportaciones manufactureras que están basadas en recursos naturales, puesto que no quedan clasificadas en ninguna de las categorías tecnológicas que se mencionaron anteriormente. Para los 14 países analizados, la participación de este tipo de bienes representó, en promedio, el 53 % de las exportaciones totales de manufacturas en el subperiodo 1995-2015. Incluso, dicho porcentaje tendió a incrementarse durante el periodo del *boom* de los precios de las *commodities*. Para algunos países como Argelia, Botswana, Chile y Nigeria el porcentaje es mucho más alto y se ubica por encima del 80 % (Tabla 2). En contraste, Costa Rica y Turquía muestran una ratio más baja (16 %, en promedio) y establecen una diferencia importante con relación al resto de países (Tabla 2).

En el caso de los países sudamericanos, las exportaciones de manufacturas basadas en recursos naturales representaron, en promedio, el 50 % del total en el subperiodo 1995-2015 (Tabla 2). De estos países, el menor porcentaje está en Colombia (38 %) y el mayor en Chile (81 %).

En el caso de Colombia, se resalta que en el subperiodo 2010-2015, en el cual la influencia de los términos de intercambio en las exportaciones fue muy notoria, las manufacturas basadas en recursos naturales alcanzaron una participación promedio del 45 % sobre el total de manufacturas (Tabla 2). Además, la mayor parte de ellas correspondieron a productos basados en otros recursos, como los minerales, el petróleo, el caucho, el cemento, etc., que aportaron, en promedio, el 70 % del total de este grupo.

Con base en la información aportada, se concluye que no solamente se redujo la participación de las manufacturas dentro de los créditos de la cuenta corriente, fundamentalmente en aquellos países que mostraron una participación significativa de las exportaciones de recursos naturales, sino también que las características de las mismas no se han modificado radicalmente en términos de su componente tecnológico; y aunque se destaca la reducción de los productos de tecnología baja y el incremento de las manufacturas de tecnología media y alta, estas últimas todavía muestran una participación exigua en el total.

Tabla 2. Clasificación de las exportaciones de manufacturas por categorías tecnológicas y basadas en recursos naturales

País	Manufacturas basadas en recursos naturales*						Manufacturas agrupadas por categorías tecnológicas**														
	Low technology			Medium technology			Low technology			High technology											
	1995	2000	2005	2010	2015	2015	1995	2000	2005	2010	2015	1995	2000	2005	2010	2015					
Argelia	90 %	95 %	95 %	99 %	94 %	94 %	41 %	23 %	33 %	49 %	5 %	55 %	64 %	62 %	44 %	92 %	4 %	13 %	5 %	7 %	2 %
Argentina	45 %	44 %	50 %	43 %	45 %	45 %	38 %	29 %	24 %	14 %	13 %	55 %	59 %	69 %	77 %	76 %	6 %	11 %	8 %	9 %	11 %
Botswana	91 %	91 %	94 %	89 %	93 %	93 %	43 %	45 %	60 %	43 %	22 %	49 %	45 %	33 %	48 %	64 %	9 %	10 %	7 %	9 %	14 %
Brasil	42 %	35 %	37 %	54 %	47 %	47 %	34 %	25 %	23 %	20 %	20 %	59 %	50 %	60 %	63 %	64 %	8 %	25 %	17 %	18 %	16 %
Chile	84 %	80 %	82 %	83 %	83 %	83 %	38 %	30 %	27 %	30 %	31 %	57 %	63 %	66 %	62 %	58 %	5 %	7 %	7 %	9 %	11 %
Colombia	37 %	34 %	37 %	45 %	36 %	36 %	53 %	41 %	38 %	34 %	30 %	42 %	49 %	54 %	55 %	58 %	6 %	9 %	8 %	11 %	12 %
Costa Rica	27 %	13 %	13 %	12 %	26 %	26 %	66 %	25 %	18 %	10 %	23 %	25 %	17 %	18 %	15 %	50 %	9 %	59 %	64 %	75 %	27 %
India	33 %	33 %	41 %	47 %	36 %	36 %	71 %	70 %	60 %	45 %	46 %	21 %	20 %	29 %	37 %	37 %	8 %	10 %	11 %	18 %	18 %
Indonesia	42 %	33 %	40 %	49 %	45 %	45 %	61 %	48 %	44 %	41 %	46 %	29 %	26 %	34 %	40 %	39 %	11 %	26 %	22 %	19 %	15 %
Jamaica	71 %	80 %	94 %	89 %	96 %	96 %	82 %	68 %	26 %	18 %	29 %	13 %	26 %	61 %	65 %	38 %	5 %	6 %	13 %	17 %	33 %
Nigeria	74 %	80 %	71 %	68 %	69 %	69 %	64 %	62 %	44 %	57 %	54 %	31 %	25 %	50 %	40 %	41 %	5 %	13 %	6 %	3 %	5 %
Arabia Saudita	49 %	56 %	51 %	40 %	48 %	48 %	20 %	22 %	17 %	13 %	8 %	75 %	73 %	80 %	84 %	88 %	5 %	5 %	4 %	3 %	4 %
Sudáfrica	42 %	43 %	37 %	41 %	40 %	40 %	28 %	29 %	24 %	21 %	17 %	62 %	60 %	67 %	71 %	73 %	10 %	11 %	9 %	8 %	10 %
Turquía	19 %	14 %	15 %	18 %	18 %	18 %	69 %	62 %	50 %	46 %	48 %	27 %	28 %	42 %	47 %	46 %	3 %	10 %	8 %	6 %	6 %
Uruguay	32 %	35 %	46 %	51 %	51 %	51 %	66 %	59 %	66 %	47 %	42 %	30 %	37 %	27 %	44 %	42 %	4 %	5 %	7 %	9 %	17 %
Promedio	51 %	51 %	53 %	55 %	55 %	55 %	52 %	43 %	37 %	33 %	29 %	42 %	43 %	50 %	53 %	58 %	6 %	15 %	13 %	15 %	13 %

Nota: *El porcentaje corresponde a la participación en el total de manufacturas. ** El porcentaje corresponde a la participación en el total de manufacturas agrupadas dentro de las categorías tecnológicas.
Fuente: elaboración propia con información de la UNCTAD.

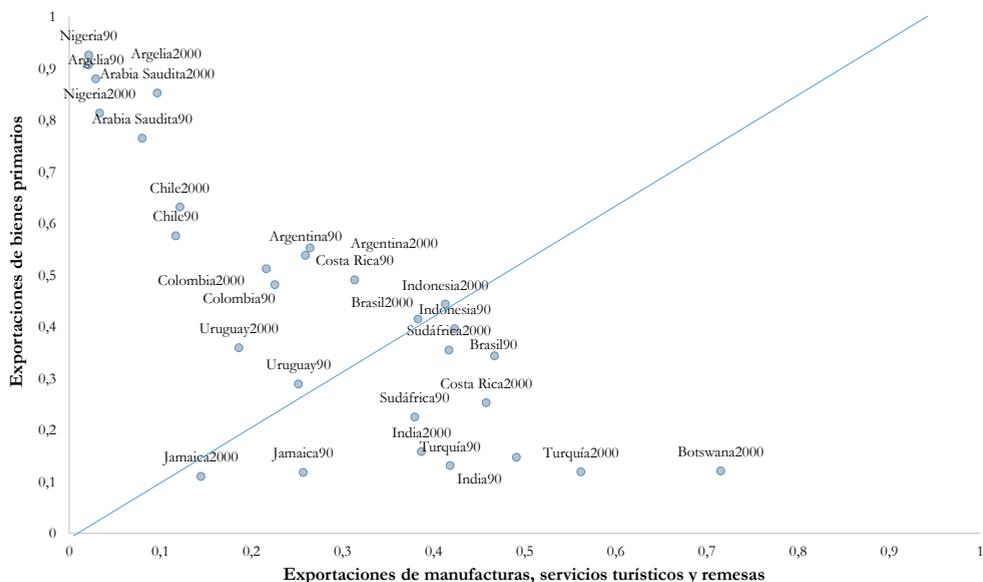
En el caso de los países sudamericanos estudiados, las exportaciones de manufacturas de tecnología alta alcanzaron un promedio del 13,4% en 2015 (Tabla 2). Ahora bien, aunque este porcentaje es significativo teniendo en cuenta que en 1995 dicha ratio era del 5,78%, lo más relevante es que gran parte de las exportaciones de manufacturas siguen basadas en recursos naturales, sin que se vislumbren mayores cambios dentro del periodo analizado. De hecho, como se observa en la Tabla 2, este tipo exportaciones pasó de representar el 51,8% del total en 1995 al 55,1% en 2015. En la economía colombiana sucedió algo similar: a pesar de que las exportaciones de manufacturas de alta tecnología pasaron del 6% en 1995 al 12% en el 2015, la participación de las manufacturas en los créditos totales de la cuenta corriente se redujo del 17,5% en 1990 al 16,2% en el 2015.

Otra variable que está incorporada dentro del indicador de VR son las remesas enviadas por los emigrantes. Su importancia en cada uno de los países, desde luego, afecta el resultado de la medida de VR. Para el caso colombiano, si solamente se toman las exportaciones de manufacturas, la participación de estas dentro de los créditos totales de la cuenta corriente se reduce a un promedio del 22%. Dicho resultado se explica porque las remesas reportaron una participación promedio del 11,2% en el periodo 1990-2015. Ahora bien, al hacer la comparación con los otros cuatro países sudamericanos en este ítem, Colombia supera el promedio, que fue del 2,4%. En estos términos, la VR de Colombia no solamente se explica porque este país mantiene un peso muy elevado de los ingresos derivados de las exportaciones de bienes primarios, sino también por la alta participación de las transferencias que realizan los emigrantes.

Una vez realizado el análisis de cada uno de los componentes de la VR, se realizó el comparativo que se muestra en la Figura 3. Nuevamente, es muy clara la tendencia hacia el incremento de la participación de los ingresos generados por las exportaciones de bienes primarios dentro de los créditos de la cuenta corriente. Entre los países sudamericanos seleccionados, el único caso donde no se vislumbra esta situación es en Brasil. En contraste, Colombia, Chile y Uruguay mostraron una mayor concentración de sus exportaciones respecto a este tipo de bienes. A diferencia de los países mencionados, es interesante la situación de India, Botswana, Turquía,

Sudáfrica y Costa Rica, en los cuales se observa una mayor participación de los productos manufactureros.

Figura 3. Componentes del indicador de vulnerabilidad real



Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país. Los datos de la participación de la IED en el PIB se muestran en la Figura 4. Dado que la mayoría de los valores se ubican por encima de la diagonal, el resultado es que el peso de la IED se ha incrementado.

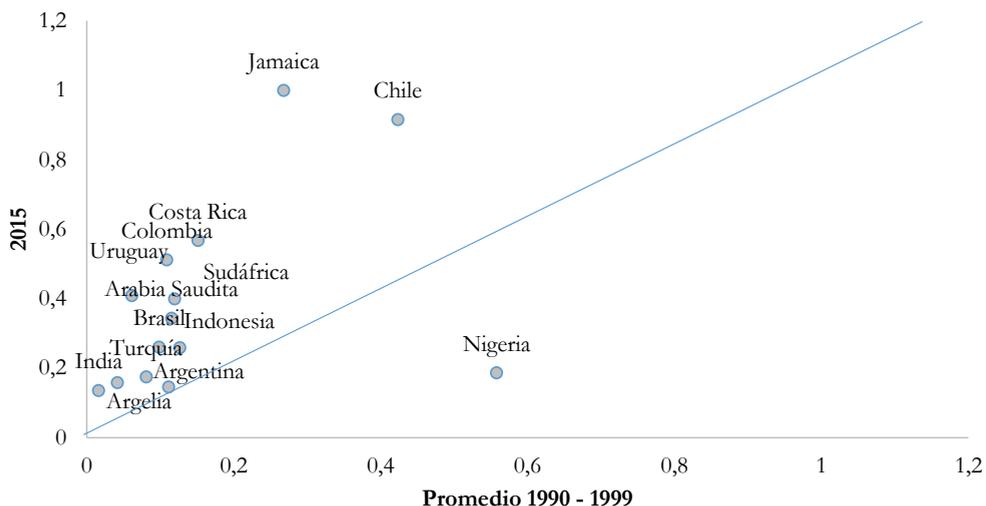
B. Vulnerabilidad financiera (VF)

Siguiendo la propuesta de Abeles y Valdecantos (2016), la VF de un país depende del *stock* de IED, el de IC (o la deuda externa pública), y el de reservas internacionales; expresados como porcentaje del PIB.

A partir de los resultados encontrados en este estudio, se concluye que la VF se incrementó en la mayoría de los países seleccionados. Este fenómeno se explica, fundamentalmente, por el crecimiento del *stock* de IED y, en menor medida, por el incremento de la IC. De igual manera, la deuda externa también

muestra un saldo que, aunque se ha reducido, todavía conserva un peso significativo dentro de la estructura de pasivos.

Figura 4. Participación del stock de IED en el PIB



Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

Para el caso de Colombia, mientras en el subperiodo 1990-1999 el promedio de la participación del *stock* de IED dentro del PIB fue del 11 %, en el subperiodo 2000-2015 dicho porcentaje ascendió al 27,5 % promedio anual. Incluso, en 2015, dicha ratio alcanzó el 51,2 %. Si se hace el comparativo con los cuatro países sudamericanos seleccionados, el resultado de Colombia al cierre de 2015 solamente fue superado por Chile (91,5 %).

Con relación al *stock* de deuda externa pública (% del PIB), en general, lo que se encontró es que hay una reducción para todos los países. En promedio, la ratio pasó del 33,9 % en el subperiodo 1990-1999 al 19,9 % entre 2000 y 2015, y se terminó el 2015 en un promedio del 15,2 %. Para el caso de Colombia, a pesar de haber reducido el peso de la deuda externa en el PIB, dicha ratio todavía se encuentra por encima de la media. En el contexto de los países sudamericanos seleccionados, al finalizar el 2015, a Colombia solamente la supera Uruguay.

Respecto al *stock* de IC, en la mayoría de los países se incrementó la participación en el PIB. De hecho, se pasó de una media del 4,6% en el subperiodo 1990-1999 a un porcentaje del 13,7% entre 2000 y 2015, y se terminó en un promedio del 18,8% al finalizar el 2015. En el caso de Colombia, la participación del *stock* de IC en el PIB siguió esta tendencia; no obstante, en el 2015 se ubicó por encima de la media y alcanzó un porcentaje del 21,4%. Con respecto a los países sudamericanos seleccionados, los porcentajes son similares; excepto en el caso de Argentina (7,2%).

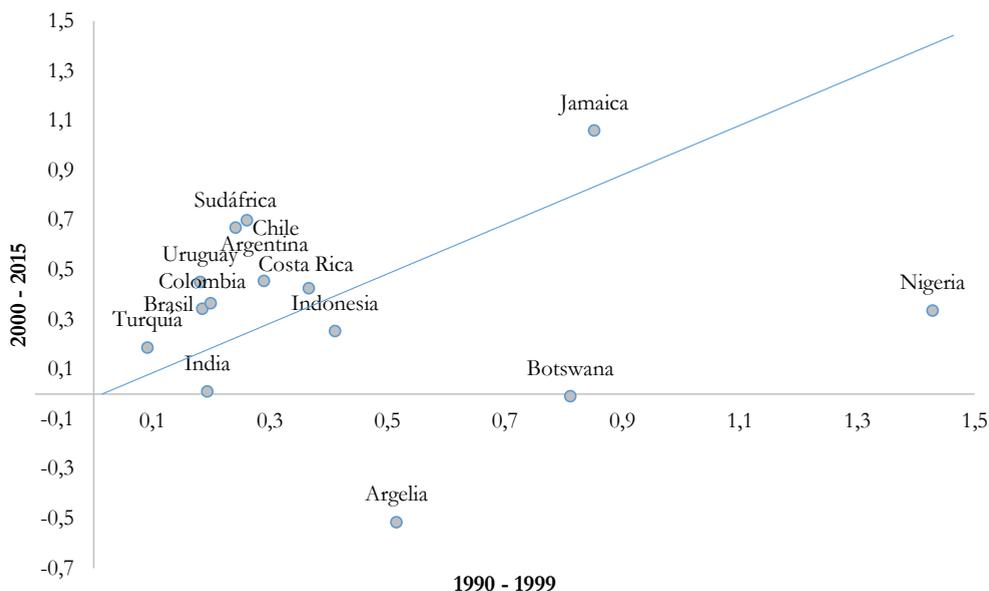
Sobre el *stock* de reservas internacionales, que se entiende como una medida de protección ante episodios de salida masiva de capitales (autoseguro), en general, lo que se encontró es que, efectivamente, los países estudiados apuntaron hacia este objetivo. Por esta razón, se pasó de una media del 9% entre 1990 y 1999 a un porcentaje del 20,2% en el subperiodo 2000-2015, y se terminó con un promedio del 24,7% en el año 2015. En el caso de Colombia, se dio un fenómeno diferente, pues no hubo grandes diferencias en esta ratio entre los subperiodos 1990-1999 y 2000-2015; solamente entre el 2014 y el 2015 se presentó un cambio significativo, el cual se explica, más que por un incremento del *stock* de reservas, por una disminución del PIB nominal (expresado en dólares).

Los resultados de los cambios en la VF se muestran en la Figura 5. Llama la atención que, en promedio, el valor reportado para este indicador en el subperiodo 2000-2015 resultó inferior al del subperiodo 1990-1999, ya que pasó de un porcentaje del 43% al 34%. Para explicar esta cifra, hay que tener en cuenta la situación de India, Botswana y Argelia, en los cuales la VF terminó siendo cercana a cero, o negativa. Eliminando estos tres países, la VF en el subperiodo 2000-2015, en promedio, fue del 48%.

Para el caso de Colombia, que en el subperiodo 1990-1999 había mostrado un indicador de VF del 19%, en el subperiodo 2000-2015 alcanzó un porcentaje del 34%, e incluso, en el 2015, la VF fue del 57,9%. Haciendo el comparativo con relación al resto de países sudamericanos, aunque la media de Colombia en el subperiodo 2000-2015 es inferior, al cierre de 2015 solamente es superada por Chile, cuyo indicador de VF alcanzó el 105,9%.

En estos términos, el comportamiento de la VF en el caso de Colombia resulta significativo respecto al resto de países seleccionados.

Figura 5. Cambios en la vulnerabilidad financiera por países



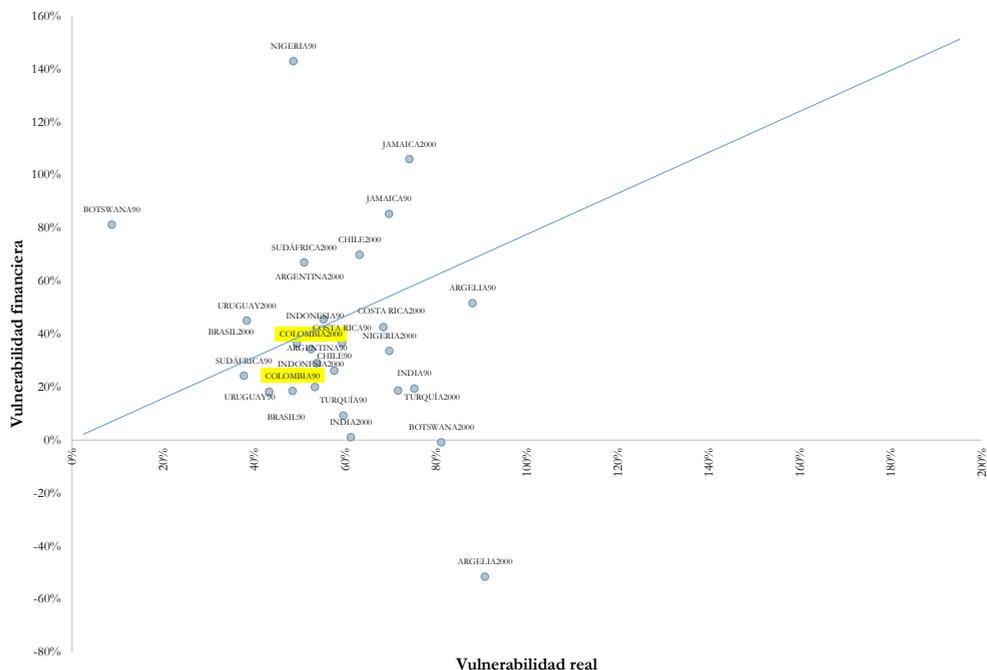
Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

IV. La vulnerabilidad externa

A partir del análisis global del periodo estudiado, se concluye que el indicador que más creció para los países analizados fue la VF (Figura 6). Dicho fenómeno se explicó, fundamentalmente, por el comportamiento del *stock* de IED. Ahora bien, a pesar del incremento de la VF, la vulnerabilidad externa sigue explicándose por la VR (Figura 6). Así, en el subperiodo 2000-2015, la media del indicador de VR en la mayoría de países (10 de 14) es superior al resultado de la VF. La situación descrita también se puede observar en el caso de Colombia, ya que, al hacer el comparativo entre la década de 1990 y la del 2000, el resultado se ubica por debajo de la diagonal (Figura 6).

El resultado general para Colombia es un incremento tanto de la VR como de la VF (Figura 6). Por tanto, a partir de estos dos indicadores, se puede afirmar que la vulnerabilidad externa de este país se incrementó a lo largo del periodo estudiado. Además, dichos resultados son significativos tanto en el contexto sudamericano como en el comparativo realizado con el resto de países seleccionados.

Figura 6. La vulnerabilidad externa por países: comparativo del subperiodo 1990-1999 respecto al 2000-2015



Fuente: elaboración propia con información de la CEPAL, el Banco Mundial, el FMI y las estadísticas oficiales de cada país.

A pesar de que no es un propósito de esta investigación, es interesante mencionar el comportamiento de los dos indicadores utilizados en este estudio durante el episodio de crisis económica de Colombia en el año 1999, así como también en la desaceleración que se presentó en este país el año 2009, como resultado de la crisis financiera de los países desarrollados. En

los años previos a 1999, lo que se encontró es un crecimiento tanto de la VR como de la VF. En el primer caso, Colombia pasó de un porcentaje del 42% en 1993 al 51% en 1998, lo que representa un crecimiento del 20%. Con relación a la VF, el incremento es del 100%, desde el 13% en 1994 al 26% en 2009. De esta manera, aunque el propósito de las dos medidas no es predecir la crisis, sí están mostrando una información relevante acerca de la vulnerabilidad externa de este país.

En cuanto al comportamiento de la VR y la VF en los años previos a 2009, lo que se encontró es que los dos indicadores se mantuvieron estables, y solamente en el momento en que se desencadenó la crisis en los países desarrollados mostraron cierta tendencia al crecimiento, especialmente en el caso de la VF, que pasó del 30% en 2008 al 38% en 2009.

Los resultados encontrados dentro de este estudio, en general, son consecuentes con los hallazgos citados por Abeles y Valdecantos (2016). Sin embargo, hay tres diferencias importantes. La primera es que el periodo de referencia del presente estudio es más amplio, puesto que se toman un total de 26 años, mientras en el caso de Abeles y Valdecantos solamente se analizan 11 años. La segunda diferencia tiene que ver con el número y el tipo de países; así, mientras Abeles y Valdecantos examinan 32 países latinoamericanos, dentro de este estudio se analizan 14 países, incluyendo varios africanos y otros asiáticos, algunos con un modelo de inserción comercial similar al de Colombia y otros con una especialización productiva totalmente diferente. El tercer aspecto para resaltar es de tipo metodológico. De tal forma que, mientras Abeles y Valdecantos cuantifican la vulnerabilidad externa antes y después de la crisis financiera que se dio en varios países desarrollados en el lapso 2008-2009, dentro de este estudio las comparaciones se hacen entre la década de 1990 y la del 2000.

Más allá de las diferencias mencionadas, las conclusiones apuntan hacia un fortalecimiento de la vulnerabilidad externa, teniendo en cuenta la profundización del modelo de inserción comercial basado en la explotación de recursos naturales. Además, al incrementarse la dependencia con relación a la financiación externa, ya sea por la vía de la IED o de la IC, la sensibilidad de estas economías ante los cambios que se puedan dar en el contexto externo

tiende a ser mayor; tal y como viene ocurriendo desde el 2013, cuando los precios de las *commodities* empezaron a reducirse.

Conclusiones

El objetivo de este estudio fue cuantificar la vulnerabilidad externa de la economía colombiana para el periodo 1990-2015. Además, se buscó hacer un comparativo de los resultados mostrados para este indicador en este país con un conjunto de economías, algunas con un modelo de especialización productiva similar y otras con una estructura de inserción comercial completamente diferente.

A partir de los resultados encontrados, se concluye que la economía colombiana incrementó tanto la VR como la VF. Además, se colige que este es un resultado relevante en el contexto sudamericano, así como en el comparativo realizado con el resto de los países seleccionados. En consecuencia, se puede afirmar que la vulnerabilidad externa de la economía colombiana se intensificó a lo largo del periodo estudiado. Esta contribución es importante porque muestra un indicador concreto de vulnerabilidad externa, que, aunque tiene ciertas falencias y limitaciones, muestra varios de los elementos estructurales que hacen parte de dicho fenómeno.

El incremento de la vulnerabilidad externa de la economía colombiana se explica por dos razones. En primer lugar, por el aumento de la participación de las exportaciones de bienes primarios dentro de la estructura de los créditos de la cuenta corriente, y la consecuente reducción del peso de las manufacturas. Además, se fortaleció la importancia de las remesas, cuya dinámica desde finales de los noventa ha llevado a que se conviertan en la segunda fuente de financiamiento externo más importante de la economía colombiana después de la IED.

En segundo lugar, la economía colombiana incrementó su dependencia respecto al financiamiento externo, evidenciada en el mayor peso del *stock* de IED y de la IC. Dicho fenómeno se ha visto reflejado en una mayor presión de las rentas factoriales dentro de la estructura de la cuenta corriente, especialmente en aquellos años en los cuales se dio un crecimiento

significativo de las rentas de los recursos naturales (2003-2013). Ahora bien, aunque en el periodo analizado se dio un incremento importante del *stock* de reservas internacionales, especialmente durante los primeros años de la década de los 2000, su participación en el PIB se ha mantenido en niveles similares a los reportados en la década de los noventa.

En suma, lo que se pudo mostrar a partir de este estudio es que la economía colombiana no ha sido capaz de hacer un cambio positivo en su patrón de inserción comercial. Por el contrario, lo que se ha dado es un fortalecimiento del modelo de especialización productiva basado en la explotación de los recursos naturales, fenómeno que explica el incremento de la vulnerabilidad externa de este país. Ahora bien, lo que se pudo ver es que este fenómeno no solamente se ha dado en Colombia, sino también en el resto de los países sudamericanos seleccionados.

Así entonces, desde la perspectiva neoestructuralista, las razones estructurales que explican la vulnerabilidad externa de este tipo de países no han cambiado, e incluso han tendido a reforzarse desde la fase de profundización de la apertura comercial y financiera que se dio desde principios de los noventa.

Agradecimientos

Este artículo toma algunos apartes de la investigación intitulada “Vulnerabilidad e inestabilidad macroeconómica de Colombia en el periodo 1990-2015”, cuya memoria fue presentada por Luis Hernando Portillo Riascos para optar al título de Doctor en Economía por la Universidad Complutense de Madrid (año 2019).

Referencias

Abeles, M. & Valdecantos, S. (2016). *Vulnerabilidad externa en América Latina y el Caribe. Un análisis estructural* (Serie Estudios y perspectivas, No. 49). Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40502-vulnerabilidad-externa-america-latina-caribe-un-analisis-estructural>

- Angeon, V. & Bates, S. (2015). Reviewing composite vulnerability and resilience indexes: a sustainable approach and application. *World Development*, 72, 140-162.
- Atkins, J., Mazzi, S. & Ramlogan, C. (1998). *A study of the vulnerability of developing and island states: a composite index*. Commonwealth Secretariat.
- Bates, S., Angeon, V. & Ainouche, A. (2014). The pentagon of vulnerability and resilience: A methodological proposal in development economics by using graph theory. *Economic Modelling*, 42, 445-453.
- Bielschowsky, R., Izam, M. & Mulder, N. (2011). *Dos estudios de la evolución del pensamiento de la CEPAL sobre la diversificación productiva y la inserción internacional (1949-2008)* (Series Comercio Internacional, No. 112). Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/4337-estudios-la-evolucion-pensamiento-la-cepal-la-diversificacion-productiva-la>
- Briguglio, L. (1995). Small island developing states and their economic vulnerabilities. *World Development*, 23(9), 1615-1632.
- Briguglio, L. (2003). *The vulnerability index and Small Island Developing States: A review of conceptual and methodological issues*. <https://pdfs.semanticscholar.org/add1/0617fdab11e938a236a1ec10cb67b32abae9.pdf>
- Briguglio, L. (2014). A vulnerability and resilience framework for small states. In Bynoe-Lewis, D. (Ed.), *Building the resilience of small states: a revised framework* (pp. 1-102). Commonwealth Secretariat.
- Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N. & Vella, S. (2009). Economic vulnerability and resilience: concepts and measurements. *Oxford Development Studies*, 37(3), 229-247.
- Busso, G. (2001). *Vulnerabilidad social: nociones e implicancias de políticas para Latinoamérica a inicios del siglo XXI*. <http://www.derechoshumanos.unlp.edu.ar/assets/files/documentos/vulnerabilidad-social-nociones-e-implicancias-de-politicas-para-latinoamerica-a-inicios-del-siglo-xxi.pdf>

- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). (2012). *Cambio estructural para la igualdad: una visión integrada del desarrollo. Trigésimo cuarto período de sesiones de la CEPAL*. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/3078/1/S2012062_es.pdf
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). (2016). *Horizontes 2030: la igualdad en el centro del desarrollo sostenible*. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40159-horizontes-2030-la-igualdad-centro-desarrollo-sostenible>
- Chambers, R. (1989). Vulnerability: how the poor cope. *IDS Bulletin*, 20(2), 1-7.
- Cordina, G. (2004). Economic vulnerability and economic growth: some results from a neo-classical growth modelling approach. *Journal of Economic Development*, 29(2), 21-39.
- Da Costa, V. & Libânio, G. (2013). Volatilidad de los flujos financieros y fuga de capitales: la vulnerabilidad externa de Brasil, 1995-2010. *Investigación Económica*, 72(286), 65-100.
- Dabla-Norris, E. & Gündüz, Y. (2014). Exogenous choques and growth crises in low-income countries: a vulnerability index. *World Development*, 59, 360-378.
- Domínguez, M., Blancas, F., Guerrero, F. & González, M. (2011). Una revisión crítica para la construcción de indicadores sintéticos. *Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 11, 41-70.
- Essers, D. (2013). Developing country vulnerability in light of the global financial crisis: Shock therapy? *Review of Development Finance*, 3(2), 61-83.
- Ffrench-Davis, R. (2008). *From financieristic to real macroeconomics: Seeking development convergence in emerging economies* (Commission on growth and development working paper, No. 44). World Bank. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/642921468348846547/from-financieristic-to-real-macroeconomics-seeking-development-convergence-in-emerging-economies>

- Ffrench-Davis, R. (2009). Políticas macroeconómicas para el desarrollo en América Latina. *CIDOB d'Afers Internacionals*, 85-86, 109-131.
- Ffrench-Davis, R. (2010). Macroeconomía para el desarrollo: desde el financierismo al productivismo. *Revista de la CEPAL*, 102, 7-27.
- Ffrench-Davis, R. (2015). Neoestructuralismo y macroeconomía para el desarrollo. En A. Bárcena & A. Prado (Eds.), *Neoestructuralismo y Corrientes heterodoxas en América Latina y el Caribe a inicios del siglo XXI* (pp. 119-143). CEPAL.
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (1998). *Financial crises: characteristics and indicators of vulnerability*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/weo0598/>
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2010). *The IMF-FSB Early warning exercise. Design and methodological toolkit*. <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2010/090110.pdf>
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2011). *Managing volatility: a vulnerability exercise for low-income countries*. <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2011/103111a.pdf>
- Frankel, J. & Saravelos, G. (2012). Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global financial crisis. *Journal of International Economics*, 87(2), 216-231.
- Ghosh, S. & Ghosh, A. (2003). Structural vulnerabilities and currency crises. *IMF Economic Review*, 50(3), 481-506.
- Gonçalves, R., Carcanholo, M., Filgueiras, L. & Pinto, E. (2009). Vulnerabilidad estructural externa en América Latina. En E. Arceo & E. Basualdo (Eds.), *Los condicionantes de la crisis en América Latina: inserción internacional y modalidades de acumulación* (pp. 119-138). CLACSO.
- Guillaumont, P. (2009). An economic vulnerability index: its design and use for international development policy. *Oxford Development Studies*, 37(3), 193-228.

- Guillaumont, P. (2010). Assessing the economic vulnerability of small island developing states and the least developed countries. *The Journal of Development Studies*, 46(5), 828-854.
- Guillaumont, P. (2013). *Measuring structural vulnerability to allocate development assistance and adaptation resources* (Development Policies Working Paper, No. 68). Fondation pour les Études et Recherches sur le Développement International. <https://ferdi.fr/en/publications/measuring-structural-vulnerability-to-allocate-development-assistance-and-adaptation-resources>
- Guillaumont, P. (2016). *Vulnerability and resilience: a conceptual framework applied to three Asian countries Bhutan, Maldives and Nepal* (ADB South Asia Working Paper Series, No. 53). Asian Development Bank, Philippines. <https://www.adb.org/publications/vulnerability-resilience-bhutan-maldives-nepal>
- Herrera, S. & Garcia, C. (1999). User's guide to an early warning system for macroeconomic vulnerability in Latin American countries. *Journal of Economics*, 98(4), 463-484.
- Kaminsky, G., Lizondo, S. & Reinhart, C. (1998). *Leading indicators of currency crises* (Staff Papers, Vol. 45, No. 1). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Leading-Indicators-of-Currency-Crises-2256>
- Lall, S. (2000). The Technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. *Oxford Development Studies*, 28(3), 337-369.
- Le Fort, G. & Budnevich, C. (2005). Entendiendo las volatilidades cíclicas de la cuenta de capitales y del PIB: un estudio de panel para países latinoamericanos (*Serie Macroeconomía del Desarrollo*, No. 42). CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/5408-entendiendo-volatilidade-s-ciclicas-la-cuenta-capitales-pib-un-estudio-panel>
- Loayza, N. & Raddatz, C. (2007). The structural determinants of external vulnerability. *The World Bank Economic Review*, 21(3), 359-387.

- Montalbano, P. (2011). Trade openness and developing countries vulnerability: concepts, misconceptions, and directions for research. *World Development*, 39(9), 1489-1502.
- Ocampo, J. A. (2001). Raúl Prebisch y la agenda del desarrollo en los albores del siglo XXI. *Revista de la CEPAL*, 75, 25-40.
- Ocampo, J. A. (2008). El auge económico latinoamericano. *Revista de Ciencia Política*, 28(1), 7-33.
- Ocampo, J. A. (2011). Macroeconomía para el desarrollo: políticas anticíclicas y transformación productiva. *Revista de la CEPAL*, 104, 13-41.
- Ocampo, J. A. (2012). *Balance of payments dominance: Its implications for macroeconomic policy* (Unpublished paper). School of International and Public Affairs, Columbia University.
- Portillo-Riascos, L. H. (2020a). Los orígenes de la vulnerabilidad macroeconómica y sus principales efectos: propuesta de un marco teórico. *Iberoamerican Journal of Development Studies*, 9(2), 208-229. https://doi.org/10.26754/ojs_ried/ijds.474
- Portillo-Riascos, L. H. (2020b). El concepto de vulnerabilidad macroeconómica. Una revisión de la literatura. *Sociedad y Economía*, 40, 99-118. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i40.8020>
- Prebisch, R. (1949). *El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas*. CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40010-desarrollo-economico-la-america-latina-algunos-sus-principales-problemas>
- Rodríguez, O. (2006). *El estructuralismo latinoamericano*. Siglo XXI Editores.
- Seth, A. & Ragab, A. (2012). *Macroeconomic vulnerability in developing countries: Approaches and issues* (Working Paper, No. 94). International Policy Centre for Inclusive Growth. <https://ipcig.org/pub/IPCWorkingPaper94.pdf>

- Schuschny, A. & Soto, H. (2009). *Guía metodológica: diseño de indicadores compuestos de desarrollo sostenible*. CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/3661-guia-metodologica-diseno-indicadores-compuestos-desarrollo-sostenible>
- Titelman, D., Pérez, E. & Minzer, R. (2008). *Comparación de la dinámica e impactos de los choques financieros y de términos del intercambio en América Latina en el período 1980-2006* (Serie Financiamiento del Desarrollo, No. 203). CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/5180-comparacion-la-dinamica-impactos-choques-financieros-terminos-intercambio-america>
- Thirlwall, A. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences. *BNL Quarterly Review*, 32(128), 45-53.
- Thirlwall, A. (2011). Balance of payments constrained growth models: history and overview. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 307-351.
- Valdecantos, S. (2016). *Estructura productiva y vulnerabilidad externa: un modelo estructuralista stock-flujo consistente* (Serie Estudios y Perspectivas, No. 46). CEPAL. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40094-estructura-productiva-vulnerabilidad-externa-un-modelo-estructuralista-stock>
- Villagrán, J. C. (2006). *Vulnerability: a conceptual and methodological review*. <http://collections.unu.edu/eserv/unu:1871/pdf3904.pdf>

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

**John Fredy Ariza, Juan Pablo Saldarriaga, Karen Yohana Reinoso y
Cristhian David Tafur**



John Fredy Ariza, Juan Pablo Saldarriaga, Karen Yohana Reinoso y Cristian David Tafur

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

Resumen: *En este artículo se estudia la relación entre el acceso a las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) y el desempeño académico medido a nivel individual y municipal en las áreas de Lenguaje, Matemáticas e Inglés en Colombia entre 2014 y 2016 utilizando los resultados de las pruebas Saber 11. A nivel individual se utiliza un modelo de regresión cuantílica, mientras que a nivel municipal se realiza un análisis espacial y se estima el efecto causal por variables instrumentales. Los resultados sugieren que, a nivel individual, la correlación entre el acceso a las TIC y el desempeño académico varía según el tipo de estudiante y el área del conocimiento. A nivel municipal se encuentra que, ante un incremento de una unidad en la proporción de estudiantes con computador, el desempeño académico promedio del municipio se incrementa en más de 5 desviaciones estándar para Lenguaje y Matemáticas, y en más de 6 para Inglés. Los resultados sugieren la necesidad de ejecutar políticas que permitan equilibrar el efecto de las TIC entre estudiantes con bajo y alto desempeño académico.*

Palabras clave: TIC; análisis de la educación; regresión cuantílica; variables instrumentales; análisis espacial.

Clasificación JEL: I21, C21, C26.

Information and Communication Technologies and Academic Performance in High School in Colombia

Abstract: *This article studies the relationship between access to information and communication technologies (ICT) and academic performance measured at the individual and municipal level in the areas of Language, Mathematics and English in Colombia between 2014 and 2016 using the results of the Saber 11 tests. At the individual level, we estimate a quantile regression model, while at the municipality level, we perform a spatial analysis and estimate the causal effect by instrumental variables. Results suggest that, at the individual level, the correlation between access to ICT and academic performance varies according to the type of student and the area of knowledge. At the municipality level, we found that, at an increase of one unit in the proportion of students with a computer, the municipality's average academic performance increases by more than 5 standard deviations for language and mathematics and by more than 6 for English. The results suggest the need to execute policies that allow balancing the effect of ICT between students with low and high academic performance.*

Keywords: ICT; analysis of education; quantile regression; instrumental variables; spatial analysis.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a338690>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Les technologies de l'information et de la communication et les résultats scolaires dans l'enseignement secondaire en Colombie

Résumé: *Cet article étudie la relation entre l'accès aux technologies de l'information et de la communication pour l'enseignement (TICE) et les résultats scolaires mesurés au niveau individuel et municipal dans les domaines de la langue, des mathématiques et de l'anglais en Colombie entre 2014 et 2016 en utilisant les résultats des tests Saber 11. Un modèle de régression quantile est utilisé au niveau individuel, tandis qu'au niveau municipal, une analyse spatiale est effectuée et l'effet causal par des variables instrumentales est estimé. Les résultats suggèrent qu'au niveau individuel, la corrélation entre l'accès aux TICE et les résultats scolaires varie selon le type d'élève et le domaine de connaissance. Au niveau municipal, une augmentation d'une unité de la proportion d'élèves disposant d'un ordinateur augmente la performance scolaire moyenne de la municipalité de plus de 5 écarts types pour la langue et les mathématiques, et de plus de 6 pour l'anglais. Les résultats suggèrent la nécessité de mettre en œuvre des politiques visant à équilibrer l'effet des TICE chez les élèves dont les résultats scolaires sont faibles ou élevés.*

Mots clés: *TICE; analyse de l'éducation; régression quantile; variables instrumentales; analyse spatiale.*

Cómo citar / How to cite this item:

Ariza, J., Saldarriaga, J. P., Reinoso, K. Y. & Tafur, C. D. (2021). Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia. *Lecturas de Economía*, 94, 47-86.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a338690>

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

John Fredy Ariza ^a, Juan Pablo Saldarriaga ^b Karen Yohana Reinoso ^c y Cristhian David Tafur ^d

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Marco teórico. –III. Datos y métodos. –IV. Resultados –Conclusiones. –Agradecimientos. –Anexo. –Referencias.

Primera versión recibida el 09 de junio de 2019; versión final aceptada el 29 de junio de 2020

Introducción

Las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC) permean cada vez más las actividades cotidianas de las personas. En Colombia, de acuerdo con el Departamento Administrativo Nacional de Estadística —DANE— (2016), el porcentaje de hogares que poseía un computador de escritorio, portátil o tableta en 2015 era de 45 % en el total nacional, 53 % en las cabeceras urbanas y 12 % en el sector rural. De acuerdo con la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico —OECD— (2015a), para el caso específico de la población escolar, el porcentaje de estudiantes en Colombia que presentaron las pruebas del programa para la

^a *John Fredy Ariza*: docente de tiempo completo, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad del Tolima, Colombia. Dirección electrónica: jfariza@ut.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-5951-7192>

^b *Juan Pablo Saldarriaga*: docente de tiempo completo, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad del Tolima, Colombia. Director del grupo de Investigación en Economía de la Universidad del Tolima (GRIECONUT), Colombia. Dirección electrónica: jpsaldarriagam@ut.edu.co <http://orcid.org/0000-0002-2445-0036>

^c *Karen Yohana Reinoso*: asistente de investigación, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad del Tolima, Colombia. Dirección electrónica: kyreinosog@ut.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-8940-9635>

^d *Cristhian David Tafur*: asistente de investigación, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad del Tolima, Colombia. Dirección electrónica: cdtafurh@ut.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-6589-0345>

evaluación internacional de alumnos (PISA) que reportaron acceso al menos a un computador en su hogar pasó de 47,8% en 2009 al 62,9% en 2012. Aunque esta cifra contrasta con las estadísticas de los países desarrollados, en los que casi el 100% de los estudiantes tiene un computador en casa, la cifra también refleja un avance significativo en el acceso a tales tecnologías en el país.

La evolución en el acceso y uso de las TIC en Colombia ha estado vinculada a la política pública. Por ejemplo, durante el periodo 2010-2014 el gobierno nacional implementó el programa Plan Vive Digital, el cual impulsó simultáneamente cuatro componentes: infraestructura, servicios, aplicaciones y usuarios. Este programa buscaba no solo mejorar la competitividad del país, sino también llevar las TIC a zonas con bajos niveles socioeconómicos. De acuerdo con la OECD (2015b), en 2015 se habían instalado 449 “Puntos Vive Digital” en áreas menos favorecidas y 6548 “Kioscos Vive Digital” en centros urbanos con más de 100 habitantes. A nivel departamental, algunos gobiernos regionales también han destinado recursos para programas que entregan, fundamentalmente, computadores y tabletas a población en edad escolar.

En estas condiciones de aumento generalizado en el acceso y uso de las TIC por parte de la población joven en Colombia, el presente estudio intenta responder a las siguientes preguntas: ¿Puede el acceso a las TIC en Colombia mejorar el desempeño académico de los estudiantes con bajo rendimiento académico? ¿En qué áreas de conocimiento, y en qué parte de la distribución de habilidades, el acceso a las TIC tiene su mayor impacto? ¿Existe alguna externalidad positiva sobre el desempeño académico que sea resultado de la densidad en el acceso a las TIC a nivel de institución educativa? ¿Cuál es el grado de dependencia espacial de los resultados asociados al acceso a TIC y el desempeño académico a nivel municipal? ¿Cómo ha evolucionado el efecto de las TIC sobre el desempeño académico en los últimos años?

Para responder a estas preguntas, el presente artículo propone una metodología desarrollada en tres partes. En primer lugar, para estudiar la correlación entre las TIC y el desempeño académico individual, se utiliza un enfoque de regresión cuantílica que, empleando modelos econométricos,

permite estimar tales correlaciones en diferentes partes de la distribución de habilidades de los estudiantes. En segundo lugar, dada la importancia de considerar los factores asociados a la localización geográfica, se calculan índices de autocorrelación espacial para conocer el grado de dependencia espacial de los resultados a nivel municipal. Finalmente, dado que no es posible corregir los problemas de endogeneidad a nivel individual, en este caso específico se estima el efecto causal de la proporción de estudiantes con computador sobre el rendimiento académico a nivel de municipio, utilizando un modelo de variables instrumentales.

En este orden de ideas, el presente artículo realiza dos aportes a la literatura. En primer lugar, considera el efecto diferencial que pueden tener las TIC sobre la distribución de habilidades de los estudiantes en las áreas de Lenguaje, Matemáticas e Inglés. Los estudios sobre el tema se han enfocado principalmente en la estimación del efecto promedio de la tenencia de computador o internet sobre el rendimiento académico. Lo anterior implica que existen pocos estudios para el caso colombiano sobre la relación entre el acceso a las TIC y el rendimiento académico para estudiantes que tienen alto y bajo desempeño académico. El presente trabajo, al considerar un enfoque de regresión cuantílica, avanza en esta última dirección. En segundo lugar, utilizando un enfoque de variables instrumentales, presenta evidencia a nivel municipal del efecto causal de la mayor disponibilidad de computadores (proporción de estudiantes con computador) sobre el rendimiento académico promedio.

Los resultados a nivel individual sugieren que la tenencia de computador está asociada a un mejor desempeño en Lenguaje y Matemáticas, y a un menor desempeño en Inglés. Cuando se estudia la tenencia con conexión a internet, los resultados sugieren correlaciones positivas crecientes a lo largo de la distribución de habilidades en casi todas las áreas y periodos. Durante el periodo de estudio, los coeficientes estimados parecen haberse reducido. Con relación a los efectos a nivel de municipio, el análisis espacial sugiere una alta correlación espacial entre acceso a TIC y los puntajes de las pruebas Saber 11. Las estimaciones del efecto causal por variables instrumentales indican un gran efecto sobre el rendimiento académico de la proporción de

computadores y una relación negativa con la proporción de computadores conectados a internet.

Este documento se estructura de la siguiente forma. Adicional a esta introducción, se incluye una revisión de literatura sobre el efecto de diferentes medidas de TIC sobre el rendimiento académico. Posteriormente, se explica el marco teórico y se presenta la metodología. Después, se presentan los resultados del modelo a nivel individual y consecutivamente se presentan los índices de autocorrelación espacial y los resultados del modelo a nivel municipal. Finalmente se presentan algunas conclusiones.

I. Revisión de literatura

El estudio de los factores generales asociados al rendimiento académico a nivel internacional inicia con los trabajos pioneros de Carroll (1963) en el campo teórico, y Coleman et al. (1966) y Jencks et al. (1972) en el campo aplicado. Desde la economía, Hanushek (1972, 1979, 1986) plantea un modelo teórico basado en el concepto de función de producción en el que los resultados del logro individual de los estudiantes están directamente relacionados con dos tipos de insumos: los que se pueden modificar mediante política pública y los que no. En el primer caso encontramos las características de las escuelas, como los profesores y el currículo, mientras que en el segundo tenemos las dotaciones innatas de los estudiantes, como su capacidad de aprender y su entorno familiar y social.

En el contexto de la función de producción educativa, las TIC estarían dentro del primer grupo de insumos con efectos mixtos desde el plano teórico. Por un lado, las TIC son útiles en el desarrollo de tareas en casa y pueden ayudar en el aprendizaje mediante la consulta y el uso de programas educativos. Por otro lado, constituyen una fuente de distracción para los estudiantes, en la medida en que facilitan los juegos y permiten navegar por la web desplazando actividades productivas por ocio. De acuerdo con Bulman y Fairlie (2016), los resultados a nivel internacional sugieren efectos mixtos —y en algunos casos nulos— de la tenencia o inversión en TIC.

A manera de síntesis, en las tablas 1A y 2A del anexo se presentan los resultados de los estudios que han estimado el efecto del acceso a TIC sobre los resultados académicos en pruebas estandarizadas y sobre otras medidas de desempeño académico a nivel internacional. De acuerdo con estos resultados, en el primer caso, el acceso a TIC está asociado, en general, a un mejor desempeño académico, independientemente del tipo de datos y del enfoque metodológico utilizado (Tabla 1A, anexo). La evidencia está respaldada por estudios realizados para varios países en los que se estiman regresiones multivariadas, modelos *probit* y regresiones cuantílicas.

De otro lado, en la Tabla 2A del anexo se muestran los resultados del efecto de las TIC sobre otras medidas de rendimiento académico relacionadas con la inscripción y graduación en colegios, con índices de rendimiento educativo y con habilidades en otras áreas. En este caso, el efecto estimado también es, en general, positivo y se basa en evidencia —principalmente para Estados Unidos— que utiliza modelos *probit*, panel de datos y experimentos controlados y cuasiexperimentos en sus estimaciones.

Para el caso colombiano y con relación a los determinantes generales del rendimiento académico, Piñero y Rodríguez (1998), Sarmiento et al. (2000), Gaviria y Barrientos (2001) y Viáfara y Urrea (2006) aportan evidencia a nivel nacional, mientras que Correa (2004) lo hace para Cali, y Barrientos (2008) y Tobón et al. (2009) para Medellín. Los estudios específicos del impacto del acceso a TIC sobre el desempeño académico reportan efectos positivos. Chica et al. (2010), Parra (2013) y Hernández (2015) lo hacen a partir de datos de las pruebas Saber 11; Rodríguez et al. (2011) lo hacen a partir del programa Computadores para Educar; mientras que Sierra (2017) evalúa el grado de apropiación de las TIC por parte de los docentes.

En general, la literatura para Colombia no contempla el efecto diferencial que pueden tener las TIC sobre la distribución de habilidades de los estudiantes en diferentes campos del conocimiento. En el mejor de los casos, los estudios analizan el efecto promedio de la tenencia de computador o internet en diferentes categorías de rendimiento académico mediante modelos multinomiales. Por tanto, no es posible concluir si las TIC mejoran el desempeño de los estudiantes con bajo rendimiento académico.

Adicionalmente, existen pocos estudios para Colombia que aporten evidencia empírica sobre el grado de correlación espacial a nivel municipal entre estas variables y, especialmente, sobre el efecto causal del acceso a TIC sobre el rendimiento académico promedio municipal.

II. Marco teórico

El concepto de función de producción educativa fue propuesto por Carroll (1963), para quien el logro educativo (años de educación o desempeño en pruebas) está en función de unos insumos o factores productivos que al interactuar generan o producen un logro educativo. Estos insumos se relacionan con condiciones personales, familiares y de entorno, propias de cada estudiante. Hanushek (1972, 1979, 1986) retoma esta idea y plantea un modelo en el que los resultados del logro individual de los estudiantes están directamente relacionados con dos tipos de insumos. Los primeros insumos están relacionados con las dotaciones innatas del estudiante, su capacidad de aprender y el entorno familiar y de amigos, los cuales no pueden ser modificados por la política pública. En el segundo grupo se encuentran las características de las escuelas, los profesores y el currículo, que sí son susceptibles de reformarse. El modelo general descrito por Hanushek (1979) viene dado por la ecuación (1):

$$Y_{it} = f(P_{it}, B_{it}, S_{it}, A_{it}), \quad (1)$$

donde el logro educativo, Y_{it} , depende del vector de características personales, P_{it} , del vector de características familiares, B_{it} , del vector de características de la escuela, S_{it} , y del vector de habilidades innatas, A_{it} . Para efectos de este trabajo, dentro de las características personales tenemos la edad y el sexo. Las características familiares vienen dadas por el número de personas en el hogar, el nivel educativo de los padres y el estrato socioeconómico. Las características de la escuela se relacionan con la ubicación urbana o rural, con la naturaleza de la institución, con la jornada escolar y con un indicador de eficiencia. Las medidas de acceso a TIC consideradas son: la tenencia de computador en el hogar, la tenencia de computador con internet y la densidad de computadores de los compañeros del estudiante a nivel de institución educativa, que se propone como medida de externalidad de red.

III. Datos y métodos

A. Datos

Los datos utilizados corresponden a las bases de datos de las pruebas Saber 11 del calendario A¹ de los años 2014 y 2016, suministradas por el Icfes y el Censo de población de 1973 proporcionado por el DANE. Se eligieron estos años de las pruebas Saber 11 por ser los más recientes en el momento del desarrollo de la investigación, y porque desde el punto de vista metodológico se pueden comparar los puntajes de las áreas evaluadas. Estas pruebas son presentadas por estudiantes de grado undécimo y por bachilleres. El examen cuenta con cinco pruebas, de las cuales se estudiaron tres: Lectura Crítica (Lenguaje), Matemáticas e Inglés. Estas pruebas evalúan diferentes competencias en cada una de las áreas y se califican con números enteros en una escala de 0 a 100.

Para efectos de la estimación, los puntajes de las pruebas fueron estandarizados para cada área y año analizados. Con relación a las variables TIC, la base de datos proporciona información sobre la tenencia de computador en el hogar y sobre la existencia de servicio o conexión a internet. Con base en esta información, se define la variable explicativa de interés, *tenencia de computador*, y variables complementarias como *tenencia de computador e internet* y *densidad de computadores por institución*. La tenencia de computador e internet en el hogar representa la interacción entre las dos variables dicótomas, y la densidad de computadores por institución educativa representa al número de estudiantes que tienen computador respecto del total de estudiantes por institución educativa.

Por otra parte, la base de datos del Icfes ofrece información sobre características sociodemográficas de los estudiantes. En la estimación se incluye el sexo, la edad, la región, el estrato y la educación de los padres; se consideran solo estas variables con el fin de evitar posibles problemas de colinealidad. Finalmente, el Censo de población de 1973 permite caracterizar la población y ofrece información válida para la definición de instrumentos que permitirán predecir las condiciones recientes de acceso a TIC.

¹ Las pruebas Saber 11 del calendario A se presentan en el segundo semestre de cada año.

B. Regresión cuantílica

Para estimar la asociación estadística entre el acceso a TIC a nivel individual y el rendimiento académico del estudiante, se utiliza un modelo de regresión cuantílica (RC). Este modelo permite estimar el impacto de una variable explicativa sobre diferentes percentiles de la distribución condicional de habilidades de los estudiantes en diferentes áreas de conocimiento. Lo anterior es una ventaja respecto del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) que solo permite una estimación en la media (Koenker, 2005). El modelo de RC se presenta en la ecuación (2):

$$Q_{y|x}(\tau) = \mathbf{x}'\beta(\tau), \quad (2)$$

en donde $Q_{y|x}(\tau)$ representa el τ -ésimo cuantil de la distribución de habilidades (y) condicional en x . Los detalles de la estimación se encuentran en Koenker y Bassett (1978, 1982). En el presente estudio, la variable dependiente (y) es el puntaje estandarizado de las pruebas en las diferentes áreas evaluadas; y la matriz de variables explicativas (x) está compuesta por factores individuales, familiares, de contexto y de acceso a las TIC (tenencia de computador en casa, tenencia de computador e internet y densidad de computadores por institución educativa). El grado de asociación estadística de cada variable explicativa sobre la distribución condicional de la variable dependiente viene dado por la ecuación (3):

$$\frac{\partial Q_{y|x}(\tau)}{\partial x} = \beta(\tau), \quad (3)$$

en donde el efecto marginal de cada variable explicativa varía a lo largo de la distribución condicional de habilidades.

C. Autocorrelación espacial

Dadas las limitaciones del enfoque individual, en el sentido de no poder estimar un efecto causal, el presente artículo explora un enfoque agregado para avanzar en este propósito. Para ello, se realiza en primer lugar un análisis espacial del efecto de las TIC a nivel de municipio. En particular, este análisis permite evaluar la existencia de una dependencia espacial entre la proporción

de computadores por municipio y el desempeño académico promedio en estas unidades geográficas. Para estimar la autocorrelación entre las unidades espaciales, se utiliza el índice I de Moran global (ecuación 4).

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{w}_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{w}_{ij}}, \quad (4)$$

En donde n es el número de unidades espaciales; y es la variable de interés; \bar{y} es la media de esta variable y \mathbf{w}_{ij} es la matriz de pesos. Los valores de este índice se encuentran entre -1 y 1, donde los valores negativos indican conglomerados distintos (autocorrelación espacial negativa), mientras que los valores positivos indican que son similares (autocorrelación espacial positiva). Por otra parte, los valores cercanos a cero indican la falta de relación entre conglomerados. Para identificar conglomerados espaciales, se utilizan los indicadores locales de asociación espacial (LISA), que estiman cinco tipos de conglomerados espaciales a partir de los resultados del I de Moran. Los LISA explican las relaciones entre dichos conglomerados, dependiendo de si se encuentran por encima o por debajo de la media. Los conglomerados son: alto-alto, bajo-bajo, alto-bajo, bajo-alto y no significativos.

D. Variables instrumentales

Es importante precisar que el acceso a las TIC no es una variable exógena y puede estar influenciada por factores inobservables no considerados en el modelo individual. Por tanto, es necesario adoptar un enfoque que solucione este problema de endogeneidad y de sesgo en la estimación del efecto del acceso a las TIC sobre el desempeño académico. El método de variables instrumentales (VI) permite avanzar en ese sentido. La base de datos a nivel individual no contiene buenos instrumentos, por lo que se opta por un enfoque agregado (municipal) en el que sí es posible evaluar diferentes instrumentos y corregir el sesgo.

El enfoque de VI parte de un conjunto de ecuaciones en las que se presenta el efecto de la proporción de estudiantes con computador sobre el desempeño promedio municipal (ecuación 5) y el conjunto de instrumentos

que se utilizan para predecir la variable endógena, en este caso la proporción de estudiantes con computador (ecuación 6). El método consta de dos etapas: en la primera, se estima la ecuación (6) a partir de un conjunto de instrumentos Z y se predicen los valores de la proporción de estudiantes con computador; y en la segunda, se estima la ecuación (5) con los valores pronosticados en el paso anterior. El modelo se evalúa a partir de la significancia estadística global e individual, y mediante una prueba de Hansen en la que la hipótesis nula es que los instrumentos son válidos.

$$\begin{aligned} \text{Desempeño académico}_j &= x_j (\alpha) \\ &+ \theta \widehat{\text{Proporción de estudiantes con PC}}_j \quad (5) \\ &+ \gamma_{k,j} + u_j. \end{aligned}$$

$$\text{Proporción de estudiantes con PC}_j = Z_j (\varphi) + v_j. \quad (6)$$

En la ecuación (5), la variable dependiente *desempeño académico j* representa el promedio del puntaje estandarizado del municipio j ; x_j representa las variables sociodemográficas e institucionales y γ_k denota el efecto fijo del departamento k en el que está ubicado el municipio j . En la ecuación (6) la variable dependiente *proporción de estudiantes con PC* representa el número de estudiantes que cuentan con un computador en casa respecto del total de estudiantes por municipio.

El conjunto de instrumentos utilizados para predecir la proporción de estudiantes con pc (Z_j) se toman del censo de 1973 del DANE. Específicamente, se consideran como instrumentos: la proporción de población menor a cinco años, la proporción de población femenina y la proporción de profesionales, todos en relación con 1973. Se espera que estas variables estén altamente correlacionadas con la proporción de estudiantes con computador en el municipio, pero no deberán estar correlacionadas con el desempeño académico promedio municipal. Conceptualmente, se asume que, por el periodo de tiempo considerado y por la importancia de estas variables en el desarrollo de los municipios y en la demanda de TIC, estas dos condiciones se espera que se cumplan.

De acuerdo con Fiorini (2010), el acceso a TIC está mediado por la decisión de los padres de tener un computador en el hogar. En ese sentido, las variables seleccionadas como instrumento a nivel municipal del censo de 1973 reflejarían la estructura sociodemográfica y educativa de un hogar promedio en el municipio, que a su vez puede transmitirse entre generaciones. Esto se encuentra en línea con lo expuesto por Lera-López et al. (2009) y Agostini y Willington (2012), quienes encuentran que la edad, el nivel educativo, la ocupación laboral y el sexo del jefe del hogar condicionan la probabilidad de acceder y usar las TIC.

IV. Resultados

A. Estadísticas descriptivas

i) Estadísticas a nivel individual

La Tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas de los puntajes obtenidos en los años 2014 y 2016 en las áreas estudiadas. Durante el periodo considerado se presentó una mejora en términos de rendimiento académico en las tres áreas. En Lenguaje el promedio pasó de 50,5 a 53,08; en Matemáticas la media pasó de 50,53 a 51,46; mientras que en Inglés el promedio pasó de 50,39 a 52,48. En los dos últimos casos, la dispersión en los resultados también aumentó.

Las Tablas 2, 3 y 4 describen características socioeconómicas e institucionales. En ellas se observa que la mayor proporción de estudiantes son mujeres, viven en las zonas urbanas del país y pertenecen principalmente a los estratos 1, 2 y 3. En cuanto a la educación de los padres, al menos el 70% cursaron algún grado de primaria o secundaria y, en general, las madres tienden a tener mayores niveles de educación. Finalmente, más del 70% de las instituciones son de tipo oficial, más de la mitad son de jornada de la mañana y alrededor del 45% de las instituciones obtienen un puntaje mayor en Lenguaje respecto de la media a nivel municipal.

Tabla 1. *Estadísticas descriptivas de puntajes por áreas*

Área	Media	Desviación	P10	Mediana	P90	Observaciones
Lenguaje						
2014	50,50	9,79	38	51	63	482055
2016	53,08	9,48	41	53	66	491993
Matemáticas						
2014	50,53	9,79	39	50	63	482055
2016	51,46	11,42	36	52	66	491993
Inglés						
2014	50,39	9,89	41	48	61	482055
2016	52,48	11,58	38	51	69	491993

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. *Características sociodemográficas*

Sexo	2014	2016
	(%)	(%)
Hombre	45,5	45,8
Mujer	54,5	54,2
Región		
Urbano	80,1	77,8
Rural	19,9	22,2
Sisben		
1	45,8	52
2	22,2	21,4
3	4,0	3,5
4	0,8	0,9
5	27,2	22,1
Estrato		
1	42,0	44,8
2	34,9	34,4
3	17,9	16,2
4	3,7	3,3
5	1,1	1,0
6	0,4	0,4

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Nivel educativo de los padres (participación porcentual)

	Padre		Madre	
	2014	2016	2014	2016
Ninguno	4,5	4,8	2,0	1,8
Primaria	36,5	34,3	32,3	29,4
Secundaria	39,9	41,3	44,6	46,1
Técnica	7,6	8,1	9,5	10,6
Superior	9,7	9,7	9,7	10,2
Posgrado	1,8	1,8	1,8	1,8

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. Características de la institución educativa (participación porcentual)

Tipo	2014	2016
Oficial	74,5	74,7
No Oficial	24,3	24,0
Otro	1,1	1,2
Jornada		
Mañana	53,9	54,7
Tarde	16,3	15,3
Nocturna	4,8	4,6
Completa	20,6	20,6
Única	0,02	0,4
Sabatina	4,3	4,3
Desempeño		
Alto	45,9	46,6

Fuente: elaboración propia.

De otra parte, la Tabla 5 muestra que cerca del 60% de los estudiantes tienen acceso a un computador en casa y un poco más del 52% tienen acceso a internet. Durante el periodo analizado, la tenencia de computador ha disminuido mientras que el acceso a internet ha crecido. Aunque este resultado parece en principio contradictorio, puede explicarse por una mayor tendencia al uso de dispositivos electrónicos respecto de los equipos de cómputo, lo cual es consistente con una mayor demanda de internet. La menor tenencia

de computadores en casa se ve reflejada también en una menor densidad de computadores por parte de compañeros en la institución educativa.

Tabla 5. *Acceso a TIC (participación porcentual)*

Variable TIC	2014	2016
Tenencia de computador	63,1	59,7
Acceso a internet	52,0	53,5
Densidad de computadores	0,63	0,6

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 6 presenta la composición socioeconómica de la tenencia de computador y acceso a internet. En este caso, los que tienen una mayor proporción de computadores y de acceso a internet son los hombres, los estudiantes que viven en zonas urbanas, los de estratos socioeconómicos más altos y pertenecientes a colegios privados. El acceso a internet crece durante el periodo, aunque con un menor ritmo en los estratos altos.

ii) Estadísticas a nivel municipal

Los patrones observados a nivel nacional se evidencian también a nivel municipal. La Tabla 7 presenta algunas estadísticas de los puntajes a nivel municipal, y en la Figura 1 se presenta la variación, entre 2014 y 2016, del puntaje promedio por área evaluada a nivel municipal. En este caso, se evidencia que, en gran parte de los municipios del país, el puntaje promedio de la prueba aumentó. Al parecer, las mejoras en Lenguaje se presentaron de forma más homogénea a lo largo y ancho del territorio, mientras que las de las otras áreas se distribuyeron de forma un poco más heterogénea entre municipios con altos puntajes y bajos puntajes promedio.

La Tabla 8 presenta las estadísticas de las variables consideradas en el modelo econométrico a nivel municipal. Al considerar el acceso a las tecnologías, se observa que la proporción de estudiantes con computador disminuyó, mientras que la proporción de estudiantes con computador e internet no presentó grandes variaciones durante el periodo analizado. En 2014 la mitad de los municipios tenían al menos un 40 % de sus estudiantes con acceso a computador y al menos un 15 % con acceso a internet.

Tabla 6. *Tenencia de computador y acceso a internet (participación porcentual)*

Características	Tenencia de computador		Acceso a internet	
	2014	2016	2014	2016
Sexo				
Hombre	63,8	61,2	52,9	55,3
Mujer	62,6	58,4	51,2	51,9
Región				
Rural	34	36,5	18,3	23,9
Urbano	70,4	66,3	60,3	61,9
Estrato				
1	38,1	36,9	24,4	27,4
2	73,9	71,1	61,8	65,9
3	90,9	88	84,8	87,2
4	97,3	96,1	95,2	96,3
5	98,5	97,2	97,1	97,1
6	98,3	96,7	96,7	96,9
Tipo de Colegio				
Público	56,9	52,6	43,9	45,1
Privado	81,5	80,6	75,4	78,5

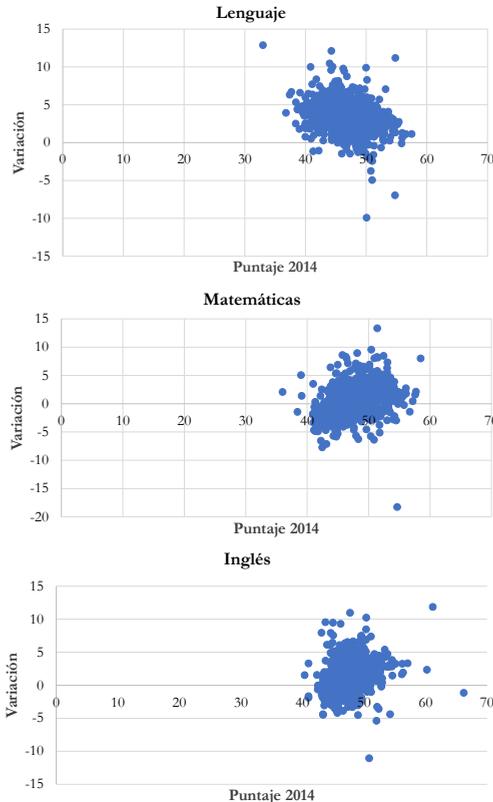
Fuente: elaboración propia.

Tabla 7. *Estadísticas descriptivas de puntajes por áreas a nivel municipal*

Área	Media	Desviación	P10	P50	P90	Observaciones
Lenguaje						
2014	47,55	9,03	46	47	60	1028
2016	50,71	8,87	40	50	62	1031
Matemáticas						
2014	48,42	8,54	38	48	59	1028
2016	48,82	10,86	34	49	63	1031
Inglés						
2014	47,6	6,73	40	47	54	1028
2016	48,76	10,11	36	48	63	1031

Fuente: elaboración propia.

Figura 1. Variación de puntaje promedio por municipios, 2014-2016



Fuente: elaboración propia.

Con relación a las otras variables, se evidencia una mayor proporción de estudiantes mujeres, un promedio de cuatro (4) personas que habitan el mismo hogar, una gran participación de instituciones públicas, una baja participación de estudiantes en la jornada de la tarde y un poco más de la mitad de los estudiantes en zonas urbanas en la mitad de los municipios del país. Las estadísticas para los instrumentos muestran que en 1973 la mitad de los municipios en el país tenían solo un 27 % de su población con menos de 5 años, un 51 % de población femenina y un 7 % de profesionales.

Tabla 8. *Estadísticas descriptivas de variables consideradas en el modelo econométrico a nivel municipal*

Variable	Media	Desviación	P10	Mediana	P90	Observaciones
Proporción de estudiantes con computador						
2014	0,4	0,19	0,16	0,4	0,67	1119
2016	0,37	0,18	0,14	0,36	0,64	1123
Proporción de estudiantes con computador e internet						
2014	0,19	0,16	0,02	0,14	0,42	1119
2016	0,18	0,16	0,02	0,14	0,43	1123
Proporción de estudiantes mujeres						
2014	0,54	0,08	0,46	0,54	0,62	1119
2016	0,54	0,08	0,46	0,54	0,62	1123
Promedio de personas del hogar						
2014	4	0,5	4	4	5	1119
2016	4	0,5	4	4	5	1123
Proporción de instituciones públicas						
2014	0,92	0,11	0,75	0,97	1	1119
2016	0,93	0,11	0,77	0,97	1	1123
Proporción de estudiantes en jornada tarde						
2014	0,06	0,11	–	–	0,21	1119
2016	0,05	0,11	–	–	0,19	1123
Proporción de estudiantes en la zona urbana						
2014	0,53	0,25	0,2	0,53	0,89	1119
2016	0,54	0,25	0,2	0,54	0,88	1123
Instrumentos						
Proporción de población menor de 5 años en 1973	0,29	0,1	0,21	0,27	0,42	1085
Proporción de población femenina en 1973	0,51	0,02	0,21	0,51	0,53	1082
Proporción de profesionales en 1973	0,07	0,04	0,03	0,07	0,12	1082

Fuente: elaboración propia.

B. Estimaciones por MCO

La Tabla 9 presenta los resultados del modelo MCO para los puntajes estandarizados de las pruebas. De acuerdo con los resultados, las variables son estadísticamente significativas y tienen los signos esperados. Tener un computador en casa, está relacionado con un mayor puntaje, tanto en Lenguaje como en Matemáticas. La estimación para estas áreas en 2014 es de 0,031 y 0,023 desviaciones estándar, respectivamente. En el Inglés, la tenencia solo de computador en 2014 estuvo asociada a un menor desempeño académico.

Tabla 9. Acceso a TIC y desempeño académico. Estimaciones MCO

	Lenguaje		Matemáticas		Inglés	
	2014	2016	2014	2016	2014	2016
Tenencia de computador	0,031*** (0,004)	0,023*** (0,004)	0,023*** (0,004)	0,037*** (0,004)	-0,026*** (0,003)	0,001 (0,004)
Computador e internet	0,074*** (0,004)	0,032*** (0,004)	0,038*** (0,004)	0,008* (0,004)	0,076*** (0,003)	0,081*** (0,004)
Densidad de computadores	0,246*** (0,007)	0,273*** (0,007)	0,150*** (0,007)	0,287*** (0,007)	0,054*** (0,006)	0,252*** (0,007)

Nota: *** p <0,01; ** p <0,05; * p <0,10. Errores estándar robustos en paréntesis. Los resultados por área se refieren a estimaciones independientes. Las estimaciones incluyen las siguientes variables control: edad, sexo, tamaño del hogar, estrato, nivel educativo de los padres, tipo de institución educativa, jornada de estudio, desempeño de la institución, área geográfica y variables dummies de departamento y distrito capital (33).

Fuente: elaboración propia.

Con relación a la interacción entre computador e internet, las estimaciones sugieren una relación positiva y mayor en las tres áreas evaluadas respecto al hecho de tener solo computador. Este resultado es consistente con la evidencia a nivel internacional. Es interesante el caso del área de Inglés, en la que solo poseer computador reduce el desempeño, pero tenerlo con acceso a internet incrementa el puntaje en 0,076 desviaciones estándar. Las diferencias

en los coeficientes de interacción estimados por áreas evidencian una mayor ventaja comparativa del uso del internet en el desempeño en Inglés, seguido del desempeño en Lenguaje y, en menor medida, en Matemáticas.

Por otro lado, incrementar la densidad de computadores en una unidad está asociado a un mayor rendimiento académico: en Lenguaje es de 0,24 desviaciones, en Matemáticas, de 0,14 desviaciones y, en Inglés, de 0,047 desviaciones. Este resultado se constituye en una primera aproximación a la medición de una externalidad de red, ya que una mayor densidad implica una mayor interacción entre estudiantes y un mayor flujo de información, que en principio aumenta el rendimiento académico en promedio.

Con relación a la evolución de los coeficientes, para la tenencia, el grado de asociación con el desempeño en Lenguaje disminuyó, con Matemáticas aumentó, mientras que con Inglés no resultó estadísticamente significativo. En el caso de la interacción entre computador e internet, dicha correlación disminuyó en Lenguaje y en Matemáticas, pero se mantuvo en Inglés. En cuanto a la densidad, la correlación aumentó en las tres áreas evaluadas. Una explicación a estos patrones está relacionada con el uso diferencial que hacen los estudiantes de las TIC de acuerdo con el área de estudio. En Inglés, se observa una constante necesidad de los recursos *online* para fortalecer competencias en esta área. Es interesante ver que el coeficiente estimado de la densidad de computadores en Inglés es el que registra el mayor crecimiento.

C. Estimaciones por regresión cuantílica

La Tabla 10 presenta los coeficientes de la estimación por regresión cuantílica para el percentil 10, la mediana y el percentil 90 de la distribución de puntajes estandarizados en las diferentes áreas. En general, los coeficientes tienen los signos esperados y en la gran mayoría de los casos son estadísticamente significativos. De acuerdo con los resultados, la tenencia de computador en 2014 tuvo un coeficiente creciente a lo largo de la distribución del puntaje, tanto en Lenguaje como en Matemáticas, aunque fue negativo y creciente para los percentiles superiores en Inglés.

Tabla 10. Acceso a TIC y desempeño académico. Regresión cuantílica

Lenguaje	2014			2016		
	p10	p50	p90	p10	p50	p90
Tenencia de computador	0,014* (0,006)	0,035*** (0,005)	0,049*** (0,007)	-0,004 (0,006)	0,027*** (0,005)	0,045*** (0,007)
Computador e internet	0,076*** (0,006)	0,075*** (0,005)	0,066*** (0,007)	0,048*** (0,006)	0,031*** (0,005)	0,022** (0,007)
Densidad de computadores	0,243*** (0,012)	0,246*** (0,009)	0,227*** (0,013)	0,249*** (0,011)	0,302*** (0,01)	0,249*** (0,013)
Matemáticas						
Tenencia de computador	0,014* (0,006)	0,028*** (0,005)	0,027*** (0,007)	0,016** (0,006)	0,040*** (0,005)	0,056*** (0,006)
Computador e internet	0,033*** (0,006)	0,032*** (0,005)	0,046*** (0,007)	0,020** (0,007)	0,009 (0,005)	-0,008 (0,006)
Densidad de computadores	0,161*** (0,012)	0,148*** (0,008)	0,176*** (0,013)	0,303*** (0,011)	0,305*** (0,009)	0,213*** (0,012)
Inglés						
Tenencia de computador	-0,005 (0,004)	-0,020*** (0,003)	-0,037*** (0,006)	-0,008 (0,005)	0,001 (0,005)	0,019** (0,006)
Computador e internet	0,035*** (0,004)	0,048*** (0,003)	0,138*** (0,007)	0,065*** (0,006)	0,080*** (0,005)	0,109*** (0,007)
Densidad de computadores	0,118*** (0,008)	0,090*** (0,006)	0,156*** (0,012)	0,188*** (0,009)	0,267*** (0,008)	0,331*** (0,012)

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10. Errores estándar robustos en paréntesis. Los resultados por área se refieren a estimaciones independientes. Las estimaciones incluyen las siguientes variables control: edad, sexo, tamaño del hogar, estrato, nivel educativo de los padres, tipo de institución educativa, jornada de estudio, desempeño de la institución, área geográfica y dummies de departamento y distrito capital (33).

Fuente: elaboración propia.

Este resultado implica que la sola tenencia de computador para ese periodo estuvo más asociada a los estudiantes con mejor desempeño en Lenguaje y Matemáticas respecto de los estudiantes de la parte baja de la distribución. El coeficiente negativo de la sola tenencia de computador en la prueba de Inglés estuvo asociado a un menor desempeño académico con relación a los que obtuvieron mayor puntaje. Del 2014 al 2016, en Lenguaje y

Matemáticas el coeficiente creciente de la tenencia se mantuvo asociado más a aquellos en la parte alta, mientras que en Inglés el coeficiente fue positivo, pequeño y creciente para aquellos con puntajes por encima de la mediana.

En el caso de la interacción, el nivel de asociación para 2014 se mantiene constante hasta la mediana y decrece luego en Lenguaje, pero aumenta para Matemáticas. En el caso de Inglés, el coeficiente de la interacción es siempre creciente, con una tasa elevada para los últimos percentiles. Esto se traduce en que, aunque en promedio los estudiantes en la prueba de Inglés reportan un importante nivel de asociación entre interacción y rendimiento, son los que mejor dominan el idioma los que reportan los mayores coeficientes. Durante el periodo considerado, el coeficiente de interacción disminuye para la parte alta de la distribución de Lenguaje y Matemáticas, y es creciente, pero menor, en Inglés.

En el caso de la densidad, el coeficiente para Lenguaje y Matemáticas en 2014 es estable hasta la mediana, aunque disminuye para los percentiles superiores en el primer caso y aumenta para los mismos percentiles en Matemáticas. En Inglés, la densidad está más asociada a los que están en la parte alta de la distribución. Durante el periodo, los cambios del efecto densidad son notorios en las tres áreas: para Lenguaje y Matemáticas, el coeficiente de densidad es importante para los estudiantes en la parte media de la distribución, mientras que el efecto cae para los estudiantes en los extremos. El coeficiente para Inglés sigue un patrón monótono, incrementándose más para los que están en la parte alta de la distribución.

A manera de conclusión, las correlaciones diferenciales encontradas por áreas pueden ser explicadas por la existencia de ventajas comparativas que se definen a partir del contenido temático y nivel de dificultad de cada área, de la disponibilidad y calidad de los otros insumos (profesores, currículo, etc.) y del grado de sustituibilidad o complementariedad de tales insumos en el proceso de aprendizaje. Este último es diferente para cada área del conocimiento y nivel de formación. Por tal motivo, la correlación de tener un computador conectado a internet con el desempeño académico es mayor en Inglés que en otras áreas.

El hecho de que en general los estudiantes más habilidosos tengan mayores correlaciones con el acceso a las TIC puede estar asociado a factores inobservables que no podemos controlar en este caso individual. Estos factores pueden estar relacionados con la actitud de los estudiantes hacia las TIC, las habilidades, las motivaciones, entre otros. De acuerdo con Hanushek (1979), omitir dichos factores puede generar un sesgo hacia arriba en las estimaciones. Por lo tanto, al omitir estas variables surge el problema de endogeneidad.

D. Autocorrelación espacial

Con el propósito de discutir si la correlación que tienen las TIC con el rendimiento académico depende del lugar geográfico donde se encuentran los estudiantes, la Tabla 11 presenta los índices de Morán globales, calculados a partir de datos municipales. Se observa que el índice es superior en todos los casos a 0,3; esto indica la presencia de una importante dependencia espacial, particularmente en la proporción de estudiantes con computador.

Tabla 11. Índice de Morán global

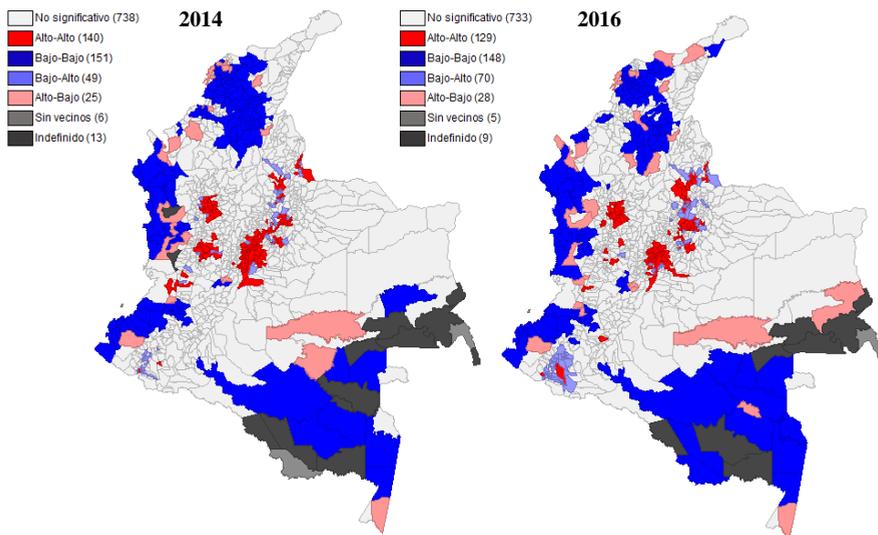
Variables	2014	2016
Proporción de estudiantes con computador	0,475	0,462
Desempeño promedio en Lenguaje	0,385	0,327
Desempeño promedio en Matemáticas	0,313	0,307
Desempeño promedio en Inglés	0,312	0,313

Fuente: elaboración propia.

Las figuras 2, 3 y 4 presentan los indicadores de aglomeración espacial LISA entre la proporción de estudiantes con computador y el desempeño promedio en cada una de las áreas a nivel municipal. En general, se observa que al interior del país se forman grupos de municipios con un alto acceso a TIC y alto desempeño académico (áreas rojas), mientras que los grupos de municipios con bajo acceso a TIC y bajo desempeño se encuentran con mayor frecuencia en las zonas costeras y periféricas (áreas azules) en los tres casos. Estos resultados confirman que existe una alta dependencia espacial entre el resultado promedio en las pruebas y la proporción de estudiantes

con computador a nivel municipal, lo que parece ir en concordancia con las diferencias regionales que tiene el país con relación al nivel de desarrollo económico de sus municipios.

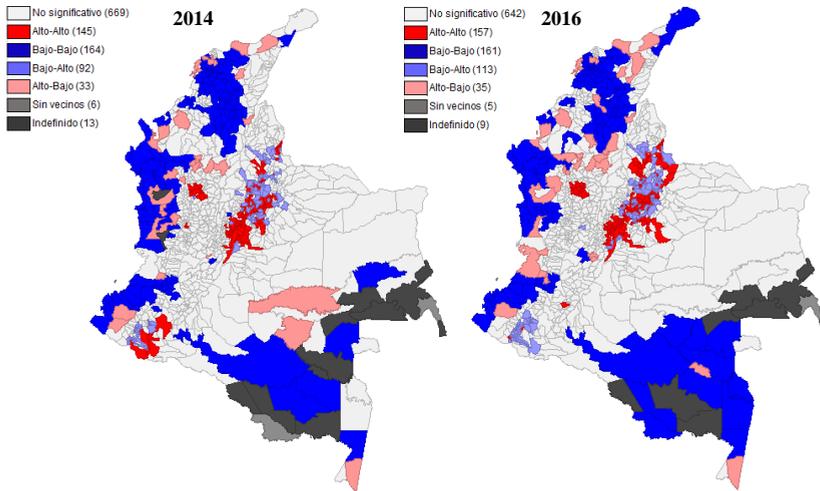
Figura 2. *Proporción de estudiantes con computador y rendimiento promedio en Lenguaje*



Fuente: elaboración propia.

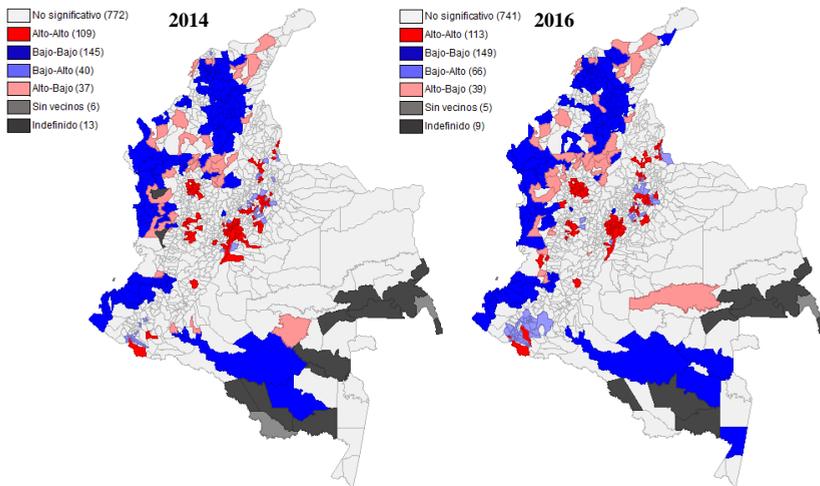
Con relación a este tema, Bonet (2008) encuentra que la desigualdad de dotaciones educativas se puede incrementar por concentración de departamentos con un nivel bajo de infraestructura. En su estudio concluye que los municipios con características favorables pueden generar un efecto *spillover* con los municipios cercanos. Por su parte, Bonilla y Galvis (2014) evalúan el impacto del grado de profesionalización de los docentes sobre los resultados en las pruebas Saber 11. Utilizando un enfoque de variables instrumentales, encuentran que el nivel educativo de los docentes tiene un efecto positivo y significativo sobre los resultados de los estudiantes. En un estudio más reciente, Bonilla et. al (2018) concluyen que las diferencias de calidad de los docentes están fuertemente correlacionadas con el aprendizaje de los estudiantes en distintos niveles (3, 5, 9 y 11), lo que refuerza las trampas de pobreza que persisten en las regiones más rezagadas del país.

Figura 3. *Proporción de estudiantes con computador y rendimiento promedio en Matemáticas*



Fuente: elaboración propia.

Figura 4. *Proporción de estudiantes con computador y rendimiento promedio en Inglés*



Fuente: elaboración propia.

E. Estimaciones a nivel municipal

La Tabla 12 presenta las estimaciones MCO de la relación entre la proporción de computadores y la proporción de computadores conectados a internet con el rendimiento académico promedio a nivel municipal. En general, los coeficientes tienen los signos esperados, y en la mayoría de los casos son estadísticamente significativos. De acuerdo con los resultados, en 2014, un incremento en 1 unidad en la proporción de computadores en el municipio está asociada a un mayor rendimiento en Lenguaje (de 0,26 desviaciones estándar) y en Matemáticas (de 0,17 desviaciones estándar). Para el 2016, este coeficiente cayó levemente en Lenguaje, aumentó en Matemáticas y se volvió estadísticamente significativo en Inglés.

Tabla 12. Acceso a TIC y desempeño académico municipal. Estimaciones MCO

	Lenguaje		Matemáticas		Inglés	
	2014	2016	2014	2016	2014	2016
Proporción de estudiantes con computador	1,338*** (0,257)	1,326*** (0,249)	0,891*** (0,322)	1,3478*** (0,322)	0,491 (0,274)	0,898*** (0,237)
Proporción de estudiantes con computador e internet	0,980*** (0,256)	0,542* (0,306)	1,188*** (0,337)	0,361 (0,299)	1,765*** (0,312)	1,176*** (0,276)
R ²	0,66	0,61	0,61	0,62	0,62	0,63
Observaciones	1119	1123	1119	1123	1119	1123

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10. Errores estándar robustos en paréntesis. Los resultados por área se refieren a estimaciones independientes.

Fuente: elaboración propia.

Respecto a la proporción de computadores conectados a internet, los resultados para 2014 sugieren un coeficiente menor en Lenguaje, y uno mayor para Matemáticas e Inglés, respecto del coeficiente de la proporción de tener solo computador. El coeficiente calculado para Inglés, en este caso, es el más grande de todas las áreas. La Tabla 12 también muestra que estas estimaciones han caído en el tiempo e incluso que han dejado de ser estadísticamente significativas, como en el caso de Matemáticas. Esto podría evidenciar que una mayor disponibilidad de internet a nivel agregado tendría un efecto marginal

decreciente sobre el rendimiento académico promedio a nivel municipal. Este conjunto de estimaciones, sin embargo, pueden estar sesgadas debido a la existencia de factores inobservables no controlados en el modelo que afectan las medidas de TIC a nivel municipal.

F. Variables instrumentales

Como se explicó en la metodología, los resultados de la Tabla 12 no pueden ser interpretados como causales, debido al sesgo asociado a la existencia de factores inobservables no controlados en el modelo. En las Tablas 13 y 14 se presentan los resultados de las dos etapas de la estimación utilizando el enfoque de variables instrumentales, en el cual los instrumentos han sido validados por medio del test de Hansen, presentado en la Tabla 14.

Con relación a los coeficientes estimados, en el caso de la proporción de computadores, estos resultan ser estadísticamente significativos y tienen los signos esperados (Tabla 14). Al parecer, una vez se corrige el problema de endogeneidad, el impacto del acceso a las TIC a nivel municipal resulta ser mucho más grande de lo esperado. En particular, un incremento en una unidad en la proporción de estudiantes con computador a nivel municipal en 2014 incrementa en 5,98 desviaciones estándar el rendimiento promedio del municipio en Lenguaje, en 5,19 desviaciones en Matemáticas y en 8,6 desviaciones en Inglés.

Se desconoce la existencia de un estudio similar con el que se pueda comparar la cuantía de los efectos estimados en este trabajo, sin embargo, la intuición económica nos permite interpretar los resultados en el marco de los rendimientos marginales decrecientes. En este caso, y dado el nivel de acceso a TIC reportado en la Tabla 8 (en el que a nivel municipal el porcentaje de estudiantes con computador es como máximo 40 %), se esperaría que, en este nivel, incrementos sucesivos en la proporción de computadores generaran grandes y positivos efectos marginales, los cuales luego decrecerían para niveles cada vez más altos de acceso a TIC. En esta línea, los estudios de corte transversal para economías desarrolladas —en los que la proporción de estudiantes con computador es alta— sugieren efectos positivos, pero pequeños, del acceso a las TIC (Fairlie & London, 2012).

Tabla 13. Acceso a TIC y desempeño académico municipal. Estimación por variables instrumentales. Resultados de la primera etapa

Variable dependiente: Proporción de estudiantes con computador	Primera etapa	Primera etapa
Instrumentos	2014	2016
Población <5 años en 1973	-0,053 (0,04)	-0,080** (0,0371)
Población femenina en 1973	-0,404* (0,227)	-0,084 (0,242)
Proporción de profesionales en 1973	0,371*** (0,113)	0,260*** (0,098)
VARIABLES CONTROL DE LA SEGUNDA ETAPA		
Proporción de estudiantes con computador e internet	0,896*** (0,026)	0,910*** (0,025)
Proporción de mujeres	0,013 (0,057)	-0,009 (0,053)
Promedio de personas en el hogar	-0,064*** (0,008)	-0,494*** (0,008)
Proporción de instituciones públicas	0,136*** (0,026)	0,065** (0,031)
Proporción de estudiantes en jornada tarde	-0,159*** (0,024)	-0,121*** (0,024)
Proporción de estudiantes urbanos	0,054*** (0,017)	0,003 (0,016)

Nota: estimación en dos etapas (método generalizado de momentos); *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10. Errores estándar robustos en paréntesis.

Fuente: elaboración propia.

Para la variable de proporción de estudiantes con internet, los coeficientes estimados son negativos y principalmente significativos para el último año. El coeficiente negativo puede ser explicado por muchos factores, dentro de los cuales se encuentra el tipo de uso que los estudiantes le dan a dicha herramienta. Si bien es cierto que el acceso a internet puede complementar las actividades académicas, también puede distraer al estudiante y sustituir dichas

actividades académicas por actividades de ocio; sin embargo, esta hipótesis queda planteada para futuras investigaciones. En general, el impacto de la intensidad en el uso y en el tipo de uso que los estudiantes les dan a las TIC y su efecto sobre el rendimiento académico es una interesante línea de investigación a fortalecer.

Tabla 14. *Acceso a TIC y desempeño académico municipal. Estimación por variables instrumentales. Resultados de la segunda etapa*

	Lenguaje		Matemáticas		Inglés	
	2014	2016	2014	2016	2014	2016
Proporción de estudiantes con computador	5,896*** (1,801)	5,933*** (1,813)	5,19*** (1,717)	5,796*** (1,789)	8,606*** (2,18)	6,291*** (1,794)
Proporción de estudiantes con computador e internet	-2,531 (1,868)	-3,33* (1,719)	-2,302 (1,617)	-3,783** (1,695)	-5,115** (2,051)	-3,50** (1,712)
Instrumentos						
Población < 5 años en 1973	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Población femenina en 1973	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Proporción de profesionales en 1973	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Hansen J						
Chi-sq(3)	4,003	3,400	5,711	7,387	0,353	4,53
P-val	0,13	0,18	0,06	0,02	0,838	0,10
R ²	0,33	0,23	0,25	0,26	0,19	1,17
Observaciones	1060	1059	1060	1059	106	0 1059

Nota: estimación en dos etapas (método generalizado de momentos); *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10. Errores estándar robustos en paréntesis.

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

En este trabajo se estudió la correlación entre diferentes medidas de TIC y el desempeño académico a nivel individual y se estimó el efecto causal de la proporción de computadores a nivel de municipio sobre el rendimiento académico promedio municipal en las áreas de Lenguaje, Matemáticas e Inglés, utilizando para esto las pruebas Saber 11 de los años 2014 y 2016. A nivel individual se utilizó un modelo de regresión cuantílica que permite evaluar la relación de las TIC y el rendimiento académico en diferentes partes de la distribución de habilidades de los estudiantes. A nivel municipal, se calcularon índices de correlación espacial y se estimó un modelo econométrico de variables instrumentales para estudiar el efecto causal del acceso a TIC sobre el rendimiento académico, corrigiendo los problemas de endogeneidad asociados al acceso a estas herramientas.

Los resultados a nivel individual muestran que la tenencia de computador está asociada a un mejor desempeño en Lenguaje y Matemáticas, y a un menor desempeño en Inglés. Así mismo, la tenencia de computador conectado a internet reporta un efecto positivo creciente en casi todas las áreas y periodos. Por su parte, la externalidad de la densidad de computadores tiene efectos positivos diferenciales entre estudiantes y áreas. En Inglés la correlación es más alta para quienes están en la parte alta de la distribución de habilidades, mientras que, en Lenguaje y Matemáticas, los estudiantes de la parte media son los que exhiben una mayor correlación. Ahora bien, las estimaciones del acceso a las TIC sobre el desempeño académico se han reducido en el tiempo.

Con relación al análisis espacial, los resultados sugieren una alta correlación espacial entre el acceso a las TIC y los puntajes de las pruebas. En el documento se identificó un alto rendimiento académico en la zona centro con clústeres de alta proporción de computadores, y un bajo rendimiento académico en la zona periférica con clústeres de baja proporción de computador, lo cual es consistente con las características de las regiones en términos de desarrollo económico. Los resultados econométricos sugieren que las estimaciones positivas del acceso a TIC, en general, se mantienen a nivel municipal. Las estimaciones por variables instrumentales indican un efecto mayor de la proporción de computadores sobre el rendimiento

académico y una correlación negativa en la proporción de computadores conectados a internet. Estos resultados son consistentes con la evidencia internacional y permiten corregir los sesgos que en las estimaciones obtenidas a nivel individual no se pudieron abordar.

Las conclusiones obtenidas sugieren la necesidad de ejecutar políticas que permitan equilibrar el efecto de las TIC entre estudiantes con bajo y alto desempeño académico; para ello es necesario establecer estrategias que se enfoquen en cómo los primeros pueden sacar mejor provecho de las TIC. Así mismo, sería conveniente considerar políticas diferenciales por área de conocimiento, dada la existencia de ventajas comparativas evidenciadas principalmente en el caso de Inglés. Esto permitirá un mejor aprovechamiento de las TIC con importantes efectos sobre el rendimiento por área. Finalmente, se recomiendan futuras líneas de investigación relacionadas con la identificación de políticas diferentes a la dotación de TIC, diseño de programas que complementen la enseñanza tradicional y programas que aseguren una distribución más equitativa y eficiente de los recursos en estudiantes, instituciones educativas y unidades geográficas.

Agradecimientos

Proyecto de investigación cofinanciado entre el ICFES y la Universidad del Tolima mediante la Convocatoria nacional grupos de investigación, 2017. Las bases de datos (dta) y los archivos de programación (do file), son productos asociados a la propuesta de investigación financiada a través del contrato de financiamiento de recuperación contingente No. 425 de 2017. Las ideas, opiniones, tesis y argumentos expresados son de autoría exclusiva los autores y no representan el punto de vista del Instituto.

Anexo

Tabla A1. Resultados en pruebas estandarizadas y tenencia de computador

Autores	País	Variable dependiente	Variable explicativa	Población de estudio	Fuente de datos	Metodología	Efecto
Fuchs y Woessmann (2005)	Varios países	Puntaje en Matemáticas y Lectura	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de 15 años	PISA 2000	Regresión multivariada	Neg (-)
Schnitz y Wadsworth (2005)	Gran Bretaña	Puntaje de la prueba	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes entre 15 y 18 años	GCSEs y A-levels	Probit y MCO	Pos (+)
Chica et al. (2010)	Colombia	Nivel de desempeño en Matemáticas y Lenguaje	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de últimos años de bachillerato a nivel nacional	Saber 11 2009	Logit ordenado	Pos (+)
			Acceso a internet en el hogar				Nulo
Gamboa y García (2011)	Varios países	Puntaje en Matemáticas y Ciencias	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de 15 años	PISA 2009	Regresión cuantitica	Pos (+)
			Acceso a computador en la escuela				Pos (+)
			Calidad de uso de los computadores				Pos (+)
Parra (2013)	Colombia	Puntaje de la prueba	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de últimos años de bachillerato en Bogotá	Saber 11 2011	MCO	Pos (+)
Hernández (2015)	Colombia	Puntaje en Matemáticas y Lenguaje	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de último año de bachillerato en Cundinamarca	Saber 11 2014	Modelo jerárquico lineal (Multi-nivel)	Pos (+)

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2. Resultados en otras variables académicas y tenencia de computador

Autores	País	Variable dependiente	Variable explicativa	Población de estudio	Fuente de datos	Metodología	Efecto
Fairlie (2005)	EE, UU.	Probabilidad de inscripción al colegio	Tenencia de computador en el hogar	Adolescentes entre 16-18 años que no se han graduado del colegio y viven con al menos uno de sus padres	CPS	Probit, VI (Probit bivariado)	Pos (+)
Beltran et al. (2010)	EE, UU.	Probabilidad de graduación del colegio	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de último año de colegio	CIUS, CPS, NLSY97	Probit, VI (Probit bivariado y MC2E), Efectos fijos	Pos (+)
Vigdor et al. (2014)	EE, UU.	Tasa de éxito del curso	Tenencia de computador en el hogar	Estudiantes de 5 a 8 grado de primaria entre los años 2000-2005	Datos administrativos de las escuelas de Carolina del Norte	Cuasi experimento	Nulo
Beuermann et al. (2015)	Perú	Tarea doméstica en el hogar	Tomar un curso para grado	Estudiantes de primaria de escuelas públicas en Lima	Encuestas propias	Experimento controlado	Pos (+)
			Tomar cursos de transferencia				Pos (+)
		Test de pro eficiencia de XO	Grado con certificado				Pos (+)
			Índice de rendimiento educativo				Pos (+)
			Evaluaciones internas por institución en Lenguaje y Matemáticas				Neg (-)
		Tenencia de computador (XO) en el hogar	Leer libros				Pos (+)
		Habilidades objetivas y autorreportadas en manejo de internet y computadores basados en Windows					Neg (-)
							Pos (+)
							Nulo

Fuente: elaboración propia.

Referencias

- Agostini, C. & Willington, M. (2012). Acceso y uso de internet en Chile: evolución y factores determinantes. *Persona y Sociedad*, 26(1), 11-42. <https://doi.org/10.11565/pys.v26i1.4>
- Barrientos, J. (2008). Calidad de la educación pública y logro académico en Medellín 2004-2006. Una aproximación por regresión intercuantil. *Lecturas de Economía*, 68, 123-144. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n68a267>
- Beltran, D., Das, K. & Fairlie, R. (2010). Home computers and educational outcomes: evidence from the NLSY97 and CPS. *Economic Inquiry*, 48(3), 771-792. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1311893>
- Beuermann, D., Cristia, J., Cueto, S., Malamud, O. & Cruz-Aguayo, Y. (2015). One laptop per child at home: Short-term impacts from a randomized experiment in Peru. *American Economic Journal, Applied Economics*, 7(2), 53-80. <https://doi.org/10.1257/app.20130267>
- Bonet, J. (2008). Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia. En *Geografía económica y análisis espacial en Colombia* (pp. 143-173). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9289>
- Bonilla, L. & Galvis, L. (2014). Profesionalización docente y calidad de la educación escolar en Colombia. En Sánchez A. & Otero A. (Eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia* (pp. 158- 209). Banco de la República. https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/lbr_educa_desarrollo_regional_1.pdf
- Bonilla, L., Londoño, E., Cardona, L., Trujillo, L. (2018). *¿Quiénes son los docentes en Colombia? Características generales y brechas regionales* (Documentos de trabajo sobre economía regional y urbana, N. 276). Banco de la República. <https://doi.org/10.32468/dtseru.276>
- Bulman, G. & Fairlie, R. (2016). *Technology and education: computers, software, and the internet* (NBER Working paper series, No. 22237). The

- National Bureau of Economics Research. <https://doi.org/10.3386/w22237>
- Carroll, J. (1963). A model of school learning. *Teachers College Record*, 64(8), 723-733.
- Chica Gómez, S. M., Galvis Gutiérrez, D. M. & Ramírez Hassan, A. (2010). Determinantes del rendimiento académico en Colombia: Pruebas ICFES Saber 11, 2009. *Revista Universidad EAFIT*, 46(160), 48-72. <https://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/revista-universidad-eafit/article/view/754/665>
- Coleman, J., Campbell, E., Hobson, C., Mcpartland, J., Mood, A., Weinfeld, F. & York, R. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. US Department of Health, Education & Welfare, Office of Education. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED012275.pdf>
- Correa, J. (2004). Determinantes del rendimiento educativo de los estudiantes de secundaria en Cali: un análisis multinivel. *Sociedad y Economía*, 6, 81-105.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2016). *Indicadores básicos de tenencia y uso de tecnologías de la información y comunicación – TIC en hogares y personas de 5 y más años de edad, 2016*. http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/tic/bol_tic_hogares_2016.pdf
- Fairlie, R. (2005). The Effects of Home Computers on School Enrollment. *Economics of Education Review*, 24(5), 533-547. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2004.08.008>
- Fairlie, R. & London, R. (2012). The effects of home computers on educational outcomes: evidence from a field experiment with community college students. *The Economic Journal*, 122(561), 727-753. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02484.x>
- Fiorini, M. (2010). The effect of home computer use on children's cognitive and non-cognitive skills. *Economics of Education Review*, 29(1), 55-72. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.06.006>

- Fuchs, T. & Woessmann, L. (2005). *Computers and Student Learning: Bivariate and Multivariate Evidence on the Availability and Use of Computers at Home and at School* (Working Paper, No. 8). Institute for Economic Research at the University of Munich. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.618.3222&rep=rep1&type=pdf>
- Gamboa, L. F. & García-Suaza, A. F. (2011). *Access to computer and academic achievement. Where is it best: at home or at school?* (Discussion Paper, No. 47). Center for Studies on inequality and development.
- Gaviria, A. & Barrientos, J. (2001). *Determinantes de la calidad de la educación en Colombia*. (Archivos de Economía, No. 159). Fedesarrollo. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1249>
- Hanushek, E. A. (1972). *Education and race: an analysis of the educational production process*. Health Lexington.
- Hanushek, E. A. (1979). Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *Journal of Human Resources*, 14(3), 351-388. <https://doi.org/10.2307/145575>
- Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141-1177. <https://www.jstor.org/stable/2725865>
- Hernández Angulo, O. E. (2015). *Determinantes del rendimiento académico en la educación media de Cundinamarca* [Tesis de pregrado, Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito, Bogotá D.C., Colombia]. Repositorio de la Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito. <https://repositorio.escuelaing.edu.co/handle/001/349>
- Jencks, C., Smith, M., Acland, H., Jo Bane, M., Cohen, D., Gintis, H., Heyns, B. & Michelson, S. (1972). *Inequality: a reassessment of the effect of family and schooling in America*. Basic Books.
- Koenker, R. & Basset, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>

- Koenker, R. & Basset, G. (1982). Robust Test for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, 50(1), 43-61. <https://doi.org/10.2307/1912528>
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression* (Econometric Society Monographs). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754098>
- Lera-Lopez, F., Gil, M. & Billon, M. (2009). El uso de Internet en España: Influencia de factores regionales y socio-demográficos. *Investigaciones Regionales*, 16, 93-115. <https://www.redalyc.org/pdf/289/28912353004.pdf>
- OECD (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico). (2015a). *Students, computers, and learning. Making the connection*. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264239555-en>
- OECD (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico). (2015b). *OECD Digital economy outlook 2015*. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264232440-en>
- Parra Araque, D. L. (2013). Determinantes socioeconómicas de las TIC en el rendimiento de los estudiantes en las pruebas SABER 11 para Bogotá. *Isocuanta*, 3(1), 41-53.
- Piñero, L. & Rodríguez, A. (1998). *Los insumos escolares en la educación secundaria y su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes: Un estudio en Colombia* (LCSHD Paper Series, No. 20934). The World Bank, Latin America and the Caribbean Regional Office. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/872971468031567258/los-insumos-escolares-en-la-educacion-secundaria-y-su-efecto-sobre-el-rendimiento-academico-de-los-estudiantes-un-estudio-en-colombia>
- Rodríguez Orgales, C., Sánchez Torres, F. & Márquez Zúñiga, J. (2011). *Impacto del programa Computadores para Educar en la deserción estudiantil, el logro escolar y el ingreso a la educación superior* (Documento CEDE, No. 15). Universidad de los Andes, Colombia. <https://economia.uniandes>.

edu.co/component/booklibrary/478/view/46/Documentos%20CEDE/157/impacto-del-programa-computadores-para-educar-en-la-desercion-estudiantil-el-logro-escolar-y-el-ingreso-a-la-educacion-superior

- Schmitt, J. & Wadsworth, J. (2005). Is there an impact of household computer ownership on children's educational attainment in Britain? *Economics of Education Review*, 25(6), 659-673. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2005.06.001>
- Sarmiento, A., Becerra, L. & González, J. (2000). La incidencia del plantel en el logro educativo del alumno y su relación con el nivel socioeconómico. *Coyuntura Social*, 22. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1767>
- Sierra Peñuela, L. L. (2017). *Maestros, apropiación de TICs y desempeño escolar en Colombia* (Documento CEDE, No. 56). Universidad de los Andes. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3047310>
- Tobón, D., Posada, H. & Rios, P. (2009). Determinants of the performance of the schools in Medellín in the high-school graduation-year test (ICFES). *Cuadernos de Administración*, 22(38), 311-333. <http://hdl.handle.net/10495/3661>
- Viáfara, C. A. & Urrea, F. (2006). Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socio ocupacional para tres ciudades colombianas. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 58, 115-163. <https://revistas.uniandes.edu.co/doi/pdf/10.13043/dys.58.4>
- Vigdor, J., Ladd, H. & Martínez, E. (2014). Scaling the Digital Divide: Home Computer Technology and Student Achievement. *Economic Inquiry*, 52(3), 1103-1119. <https://doi.org/10.1111/ecin.12089>

**Determinantes del rendimiento académico de la
educación media en el Departamento de Nariño,
Colombia**

**Diego Danilo Rodríguez Rosero, Ruber Erlinton Ordoñez Ortega y
Mario Eduardo Hidalgo Villota**



Diego Danilo Rodríguez Rosero, Ruber Erlinton Ordoñez Ortega y Mario Eduardo Hidalgo Villota

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el departamento de Nariño, Colombia

Resumen: *El propósito de este artículo es explicar los factores determinantes del rendimiento académico de la educación media en el departamento de Nariño, Colombia. Para tal efecto, se estimaron dos modelos econométricos de respuesta ordinal: probit y logit ordenados a partir de los resultados del examen de Estado de la educación media ICFES-SABER 11 aplicado en 2018. La variable dependiente utilizada es politómica, correspondiente al orden de menor a mayor de los puntajes obtenidos en dicha prueba y como variables explicativas son consideradas la educación de los padres de familia, el estrato socioeconómico, el sexo, el acceso a tecnologías de aprendizaje de uso masivo, la naturaleza jurídica de las instituciones educativas, su ubicación geográfica y el número de horas semanales que una proporción de estudiantes de educación media dedica a actividades laborales. Los resultados muestran que el acceso a herramientas tecnológicas de aprendizaje como computadoras y conexión a internet, el mayor nivel educativo de los padres de familia, la condición de ser varón y el estudiar en una institución educativa oficial urbana aumenta la probabilidad de obtener un mejor rendimiento académico.*

Palabras clave: *Rendimiento académico; educación media en Colombia; Prueba Saber 11 ICFES; modelos logit y probit ordenados.*

Clasificación JEL: *C25, I21, H41.*

Academic Performance Determinants of High School Students in the Department of Nariño, Colombia

Abstract: *This article seeks to illustrate the determining factors of the academic performance of secondary school students in the Department of Nariño, Colombia. Two ordinal regression models were gauged (logit and probit) and arranged based on the results of standardized testing for secondary education (ICFES-SABER 11) conducted in 2018. The dependent variable used is polytomous, corresponding to the ranking from lowest to highest of the scores obtained while taking the following factors into consideration: parents' education levels, socioeconomic status, sex, access to learning technologies, the legal conditions of educational institutions, geographical location, and the number of weekly hours students dedicate to completing complementary activities. The results show that access to technological learning tools such as computers and internet connection, the highest educational level of parents, gender (male), and studying in an official urban educational institution increases the probability of obtaining better academic performance.*

Keywords: *Academic performance; secondary education in Colombia; Prueba Saber 11 ICFES; ordered logit and probit models.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a341834>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Déterminants des performances scolaires dans l'enseignement secondaire dans le département de Nariño, Colombie

Résumé: *L'objectif de cet article est d'expliquer les déterminants des performances scolaires dans l'enseignement secondaire dans le département de Nariño, en Colombie. À cette fin, deux modèles économétriques de réponse ordinale ont été estimés: probit et logit ordonnés à partir des résultats de l'examen d'État de l'enseignement secondaire ICFES-SABER 11 organisé en 2018. La variable dépendante utilisée est polytomique, correspondant à l'ordre du plus bas au plus haut des scores obtenus dans ledit test et comme variables explicatives sont considérés l'éducation des parents, la strate socio-économique, le sexe, l'accès aux technologies d'apprentissage d'utilisation massive, la nature juridique des établissements d'enseignement, leur localisation géographique et le nombre d'heures par semaine qu'une partie des élèves de l'enseignement secondaire consacre à des activités professionnelles. Les résultats montrent que l'accès aux outils d'apprentissage technologiques tels que les ordinateurs et la connexion Internet, le niveau d'éducation plus élevé des parents, la condition d'homme et le fait d'étudier dans un établissement d'enseignement officiel urbain augmentent la probabilité d'obtenir de meilleurs résultats scolaires.*

Mots clés: *Résultats scolaires; enseignement secondaire en Colombie; Test Saber 11 ICFES; modèles logit et probit ordonnés.*

Cómo citar / How to cite this item:

Rodríguez-Rosero, D. D., Ordoñez-Ortega, R. E. & Hidalgo-Villota, M. E. (2021). Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el departamento de Nariño, Colombia. *Lecturas de Economía*, 94, 87-126.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a341834>

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el Departamento de Nariño, Colombia

Diego Danilo Rodríguez Rosero ^a
Ruber Erlinton Ordoñez Ortega ^b y Mario Eduardo Hidalgo Villota ^c

– Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Método. –III. Resultados. –IV. Discusión.
–Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 24 de abril de 2020; versión final aceptada el 25 de septiembre de 2020

Introducción

La educación es la encargada de formar ciudadanos que adquieren roles en la sociedad. Esta ocupa un lugar destacable en el desarrollo de las naciones, a tal grado que prestigiosos economistas como Solow (1956 y 1957), Schultz (1961), Denison (1962), Becker (1964) y Mincer (1974) en sus trabajos semanales sobre capital humano y la inversión en educación, enfatizan en la educación como motor de desarrollo humano y de reducción de la pobreza. Schultz (1961) desarrolló la teoría del capital humano e hizo énfasis en la educación como una inversión, donde el acceso a la educación y a la salud eran determinados por los diferentes ingresos; además, estableció la rama de la ciencia económica denominada economía de la educación (citado por Cardona et al., 2007:12). Becker (1964) define el capital humano como

^a *Diego Danilo Rodríguez Rosero*: joven investigador, Grupo de Investigación en Economía, Gobierno y Políticas Públicas. Universidad de Nariño, Colombia. Dirección electrónica: diegodanilo1234@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-8131-9341>

^b *Ruber Erlinton Ordoñez Ortega*: joven investigador, Grupo de Investigación en Economía, Gobierno y Políticas Públicas. Universidad de Nariño, Colombia. Dirección electrónica: rubertord@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0003-0735-8366>

^c *Mario Eduardo Hidalgo Villota*: profesor asistente y director del Departamento de Economía. Grupo de Investigación en Economía, Gobierno y Políticas Públicas. Universidad de Nariño, Colombia. Dirección electrónica: mariohidalgo@udenar.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-5579-6136>

el conjunto de las capacidades productivas que un individuo adquiere por acumulación de conocimientos generales o específicos (p. 13). Por su parte, Mincer (1974) fue el primero en analizar la relación entre la distribución de las retribuciones y el capital humano; también, es el pionero en desarrollar el análisis empírico de la relación entre capital humano y distribución de ingresos personales, así como del concepto de tasa de rentabilidad de la educación que, sin duda, constituyó la piedra angular de un gran número de investigaciones en esta área (Barceinas, 2001, p. 5).

En Colombia, la educación que se imparte se divide en cuatro niveles de enseñanza, a saber: primaria, secundaria, media y superior. La función del gobierno es incrementar la cobertura en educación del país en los niveles mencionados y, además, garantizar que ésta sea de calidad. Para conocer el nivel de calidad de la educación que se imparte en territorio nacional, se creó el Instituto Colombiano para el Fomento de la Educación Superior (ICFES), encargado de aplicar pruebas en los diferentes niveles de enseñanza, tales como: las Pruebas Saber 3°, 5° y 9° para la educación primaria y secundaria; la Prueba Saber 11 para la educación media y la Prueba Saber Pro aplicada a la educación superior. Con estas pruebas se evalúa el nivel de conocimientos de los estudiantes y se toman acciones gubernamentales para la mejora continua de la calidad educativa.

Dado el vínculo entre la necesidad de lograr el mejoramiento de la calidad de la educación y el conocimiento de las circunstancias en que se desarrolla el aprendizaje, es imperativo estudiar el porqué de las variaciones en el desempeño académico de los estudiantes. Dichas variaciones se pueden explicar a través del análisis de los resultados de la Prueba Saber 11; sin embargo, es preciso considerar que, a pesar de que el ejercicio evaluativo que realiza el ICFES adolece de algunos errores de medición, esta prueba es la principal herramienta de evaluación de la calidad educativa y del rendimiento académico en el país. De este modo se pudo identificar determinantes que explican el rendimiento académico en la educación media en el departamento de Nariño, a partir de áreas tales como: Matemáticas, Lectura crítica, Inglés, Ciencias naturales y Ciudadanos y sociedades, consideradas de vital importancia en el proceso enseñanza-aprendizaje.

I. Marco teórico

La educación media en Colombia constituye la culminación, consolidación y avance en el logro de los niveles anteriores y comprende dos grados: el décimo y el undécimo. Tiene como fin la comprensión de ideas y los valores universales y la preparación para el ingreso del educando a la educación superior y al trabajo (Ley 115 de 1994, art. 27).

La Prueba Saber 11 evalúa el nivel de la educación media para proporcionar información a la comunidad educativa en cuanto al desarrollo de las competencias básicas que debe adquirir un estudiante durante el paso por la vida escolar. Según lo dispuesto por el Decreto 869 de 2010, además de ser una herramienta que retroalimenta al sistema educativo, esta prueba tiene los siguientes objetivos: a) comprobar el grado de desarrollo de las competencias de los estudiantes que están por finalizar el grado undécimo de la educación media; b) proporcionar elementos al estudiante para la realización de su autoevaluación y el desarrollo de su proyecto de vida; c) proporcionar a las instituciones educativas información pertinente sobre las competencias de los aspirantes a ingresar a programas de educación superior, así como sobre las de quienes son admitidos, que sirva como base para el diseño de programas de nivelación académica y prevención de la deserción en este nivel; d) monitorear la calidad de la educación de los establecimientos educativos del país, con fundamento en los estándares básicos de competencias y los referentes de calidad emitidos por el Ministerio de Educación Nacional; e) proporcionar información para el establecimiento de indicadores de valor agregado, tanto de la educación media como de la educación superior; f) servir como fuente de información para la construcción de indicadores de calidad de la educación, así como para el ejercicio de la inspección y vigilancia del servicio público educativo; g) proporcionar información a los establecimientos educativos que ofrecen educación media para el ejercicio de la autoevaluación y para que realicen la consolidación o reorientación de sus prácticas pedagógicas y h) ofrecer información que sirva como referente estratégico para el establecimiento de políticas educativas nacionales, territoriales e institucionales.

Cardona et al (2007) argumentan que el desarrollo del concepto de educación se consolidó en la teoría del capital humano, destacando la inversión en la gente como un factor fundamental para el crecimiento y el bienestar de los países. Según Mincer (1974), Thurow (1978) y Becker (1983), el capital humano se consolida entonces como un segmento en el análisis económico, que ha demostrado ser contribuyente en el crecimiento económico, al tener en cuenta que la educación le da la posibilidad al trabajador de acceder a empleos mejor remunerados y de aumentar su bienestar.

La teoría del “*capital humano*” tiene su punto de inicio en la conferencia pronunciada por Theodore W. Schultz en 1960 en la *American Economic Association*, donde fue acuñado por primera vez el término como sinónimo de educación y formación. En palabras de Schultz (1960) “*al invertir en sí mismos, los seres humanos aumentan el campo de sus posibilidades. Es un camino por el cual los hombres pueden aumentar su bienestar*”. Según el autor, cualquier trabajador, al insertarse en el sistema productivo, no sólo aporta su fuerza física y su habilidad natural, sino que, además, viene consigo un bagaje de conocimientos adquiridos a través de la educación. Se observa, por tanto, que ya desde los inicios se resalta la importancia que tiene la formación sobre la productividad individual (Pons, 2004:17 citado por Cardona et al, 2007). Becker (1983) afirma que la educación aumenta la productividad de los individuos y permite el acceso a un mayor salario.

A pesar de la coherencia que presenta la teoría del capital humano, existen diferencias en su interior. Una muy destacada es si el capital humano es homogéneo o heterogéneo. Esta última elección, es una propuesta de Willis (1986), quien supone que cada trabajo está compuesto por diferentes habilidades que el trabajador puede adquirir al unir sus talentos innatos con una apropiada educación. El resultado de esta teoría tiende a corregir un desequilibrio en la literatura del capital humano que tradicionalmente ha destacado más el lado de la oferta que de la demanda. Además, Willis (1986) señala que este es el principal fallo de la teoría del capital humano tradicional, que se expresa en el tratamiento de la escolaridad como un factor exógeno más que como el resultado de decisiones de inversión que, a su vez, corresponde a ignorar la importancia de la demanda de capital humano por las empresas y

las implicaciones del equilibrio del mercado laboral. (Willis, 1986, citado por Barceinas, 2001).

Así mismo, Ruggeri y Yu (2000), consideran al capital humano como resolutivo y heterogéneo, donde sugieren que esta teoría debe incorporar 4 dimensiones: a) el potencial de capital humano, b) la adquisición de capital humano, c) la disponibilidad de dicho capital y d) el uso efectivo de este. (Ruggeri y Yu, 2000, citado en Sandoval y Hernández, 2018).

Sin embargo, algunos críticos de la teoría del capital humano consideran que esta únicamente se centra en el componente económico, es decir, en su efecto productivista, dejando de lado las dimensiones humanísticas y culturales. Además, finalizando los años 70 se desarrolló la “Teoría de la reproducción” la cual señala que el sistema educativo tiene como finalidad la transmisión de los valores, la cultura, los comportamientos, las jerarquías y las desigualdades sociales, lo que significa la reproducción de las relaciones sociales dominantes.

Pierre Bourdieu (2001) representante de la “Teoría de la reproducción” sostiene que ‘el sistema educativo se caracterizaría por una igualdad formal de acceso y desigualdad (real) en el logro, legitimando con el fracaso escolar y los diferentes niveles educativos alcanzados la selección y estratificación social’ (citado por Beneyto, 2013, p. 57).

Autores como Bowles y Gintis (2014) señalan que la educación está acomodada en parte para que los trabajadores tengan conocimientos solicitados por sus empleadores. Estos autores establecen que:

Las escuelas producen trabajadores “mejores” fundamentalmente a través de la correspondencia estructural entre las relaciones sociales de la educación y las de la producción capitalista y no a través del contenido del plan de estudios... La educación y su estado actual son el producto de la elección del individuo restringida, por supuesto, por las tecnologías educativas y de producción existentes (p. 4).

Como se puede apreciar, se trata de enfoques teóricos divergentes de la teoría del capital humano, no obstante, coinciden en valorar a la educación como un importante factor de promoción social, esto lo han reconocido las ciudadanías de las sociedades más avanzadas y no solo las teorías sociológicas y económicas, lo que ha incrementado en las últimas décadas la demanda de mayores niveles de formación por parte de una ciudadanía consciente de sus intereses. Esta demanda ha generado el fenómeno público de la educación formal y su transformación en materia de política de bienestar, además del desarrollo de programas de formación por parte de agencias sociales para facilitar la incorporación de estrategias empresariales y relaciones laborales (Beneyto, 2013).

El concepto de desempeño académico es variado y depende de la mirada de cada autor; así pues, Solano (2015) lo define del siguiente modo:

Quando hablamos de rendimiento académico nos estamos refiriendo al nivel de conocimientos que el alumno demuestra tener en el campo, área o ámbito que es objeto de evaluación; es decir, el rendimiento académico es lo que el alumno demuestra saber en las áreas, materias o asignaturas en relación con los objetivos de aprendizaje y en comparación con sus compañeros de aula o grupo. Así pues, el rendimiento se define operativamente tomando como criterio las calificaciones que los alumnos obtienen (p. 25).

Para este autor, el rendimiento académico es el resultado del nivel intelectual, familiar e institucional de los estudiantes. Aunque existen muchas variables que influyen en el rendimiento académico, no obstante, a continuación, se citan diferentes estudios que han hecho énfasis en los factores personales, familiares e institucionales que tienen mayor influencia sobre el rendimiento, a saber: el nivel educativo de los padres, el nivel de ingreso del hogar, el género, la naturaleza del colegio y su ubicación, las horas de dedicación al estudio y acceso a la tecnología.

El nivel educativo de los padres de familia es un factor que se relaciona con el rendimiento académico de sus hijos, ya que como se menciona

tradicionalmente “la educación empieza en el hogar”. Vila, 1998, citado por Moncayo (2016), afirma:

(...) si las familias de nivel socio profesional medio alto tienen cierto nivel de holgura económica, sintonizan con los proyectos educativos y si tienen problemas, tienen también recursos para poder influir en el contexto escolar. Sin embargo, las familias del nivel sociocultural bajo se encuentran en una situación de inferioridad frente a la institución, cuentan con menos información que las familias de nivel sociocultural medio alto, y conocen menos los canales de relación con la escuela (p. 9).

Además, la UNESCO (2004), destaca:

Los primeros educadores de los niños y niñas son las madres y los padres. El espacio de aprendizaje por excelencia es el hogar, el barrio, la comuna, la ciudad. El Jardín Infantil, la Escuela y el Colegio vienen a continuar y a fortalecer con su conocimiento especializado lo que la familia ha iniciado y continúa realizando. En la institución escolar, los niños y las niñas están prestados para que los docentes preferentemente potencien y enriquezcan lo que ya han aprendido (p. 23).

Por lo tanto, el compromiso de los padres en la educación de sus hijos se refleja en mejores notas y bajos índices de reprobación escolar (Burin y Meler, 2000; De Keijzer, 2001; Nord, 1998; Ortega, Torres y Salguero, 1999).

El origen socioeconómico del estudiante es una variable destacable en el rendimiento académico. Alvarenga et al. (2014) concluyen:

Una peculiaridad de los hogares de nivel económico inadecuado, es que se producen tensiones intrafamiliares que afecta la concentración, atención y motivación de los(as) estudiantes. Así mismo, los padres y madres de familia que no poseen un nivel económico adecuado, utilizan estrategias poco efectivas para

estimular a sus hijos(as), aunque valoren la educación y deseen que ellos(as) tengan un rendimiento académico adecuado, ya que interactúan escasamente con ellos en actividades que tengan relación con estrategias de aprendizaje, esta escasa interacción provoca que la experiencia de algunos estudiantes de nivel económico inoportuno, lo que constituye un principal indicador que afecta su capacidad para aprender (p. 55).

Sin embargo, no todos los autores están de acuerdo con la relación entre rendimiento académico y la posición socioeconómica; hay quienes piensan, por ejemplo, Carabaña (1979) manifiesta que, si se controla la inteligencia, el nivel social no tiene influencia sobre las notas. De igual manera, Mella y Ortiz (1999) concluyen que las variables estrictamente económicas no son determinantes en el rendimiento académico, sino que las variables contextuales de los padres son más relevantes. Esto lo reafirman Covadonga (2001) y Pérez-Serrano (1981) quienes destacan los estímulos constantes hacia los alumnos en sus estudios, las actitudes hacia el trabajo escolar y las expectativas depositadas en ellos como determinantes en el rendimiento académico.

Así mismo, autores como Martínez (1992) y Castejón y Pérez (1997) confirman que las percepciones que tienen los estudiantes con respecto a su clima afectivo en el hogar ejerce una influencia significativa en el rendimiento académico.

Además, Valenti et al. (2009) destacan que existe un esfuerzo por parte del estudiante sobre el logro académico y la necesidad de superar sus condiciones adversas. Por consiguiente, el estudiante desarrolla hábitos de estudio y el gusto por la lectura, lo cual genera un impacto positivo sobre el rendimiento escolar. Por último, estos autores concluyen que, para mejorar el rendimiento académico de los estudiantes en México, se necesita un mayor compromiso de los profesores en los procesos pedagógicos, que motiven a los estudiantes creando hábitos de lectura y adecuadas formas de estudio.

También, se debe tener presente el esfuerzo que realiza el estudiante sobre su aprendizaje. Como señala Roemer (1998):

Por tanto, defino la capacidad de un niño para transformar recursos en resultados escolares como su propensión a efectuar esta transformación en virtud de circunstancias que están más allá de su control, entre las que contaremos por el momento sus genes, sus antecedentes familiares, su cultura, y en general, su medio social. Pero dos niños en las mismas circunstancias, y por tanto con la misma capacidad, pueden alcanzar resultados educativos diferentes en virtud de su esfuerzo. Una concepción radical es la de que las circunstancias lo determinan todo, de modo que no hay lugar para un esfuerzo autónomo: si esto fuera cierto, entonces diríamos que lo que aparentemente es fruto de diferentes esfuerzos está en realidad plenamente determinado por circunstancias diferentes. Esta posición, llamémosla determinismo, es sólo una posibilidad metafísica. El caso más general es que los resultados escolares vengan determinados conjuntamente por las circunstancias y el esfuerzo libremente elegido. Por ello, en la medida en que afecten a los resultados escolares, la igualdad de oportunidades exige compensar las diferentes circunstancias de las personas y no que se les compense por las consecuencias que resultan de las diferencias en su esfuerzo. Esta segunda concepción la apoya una gran mayoría, porque suponen que existe el esfuerzo libremente elegido (p. 74).

La desigualdad de género es una problemática que, pese a los grandes avances y a la progresiva apertura mental de los individuos, aún persiste en muchas esferas sociales, donde la educación tampoco es una excepción. Schüssler (2007) señala que:

El 60 % de la población considerada analfabeta está formada por mujeres, ya que a nivel mundial las niñas tienen menor acceso a la educación escolar que los niños. Sin embargo, muchas veces las niñas son presentadas como más exitosas que los niños en su escolaridad (p. 11).

Por su parte, en la investigación realizada por el ICFES (2013), se afirma que las desigualdades de género en cuanto a logro académico marcan

diferencias en las rutas educativas y los desempeños laborales posteriores. Desde hace más de tres décadas, el mejor desempeño en matemáticas es para los niños, mientras que las niñas demuestran una pequeña ventaja en lenguaje (p. 14).

En lo que respecta al modelo de institución educativa se tiene en cuenta dos tipos, a saber: pública y privada. La educación privada, al ser gestionada por inversión propia, logra una mejor administración de los recursos, por ende, los resultados en este tipo de modelo suelen ser altos. No obstante, la educación pública en los últimos años ha logrado en muchos casos superar los problemas de gestión de recursos y también han obtenido muy buenos resultados; sin embargo, aún persiste la brecha de calidad entre la educación oficial y la privada. Di Gresia, Porto, y Ripani (2002) presentan evidencia para Argentina donde establecen que los estudiantes que se encuentran matriculados en colegios privados son más exitosos en la educación superior que los estudiantes que pertenecen a colegios públicos.

Con respecto a la ubicación del colegio, se presenta que el rendimiento académico es bajo en las zonas rurales, debido al escaso desarrollo del campo en comparación con la ciudad. En la investigación realizada por Hernández (2017) para México, sobre la desigualdad de la calidad educativa en zonas rurales y urbanas, sostiene que esta se debe a la infraestructura y a la ideología de los centros educativos. Continuando con esta misma línea argumentativa, Juárez y Rodríguez (2016), afirman lo siguiente:

Los textos revisados en el presente artículo coinciden en los planteamientos señalados por otros autores latinoamericanos: la inequidad educativa se ve reflejada por los problemas de acceso, permanencia, logro y resultados. Sin embargo, a través de este documento se han incluido también las causas que originan tales inequidades, como el hecho de que la educación rural recibe menos recursos e insumos de menor calidad. A las escuelas rurales se asignan los maestros, directores y supervisores con menor nivel de preparación, docentes «castigados» con poca experiencia. Además, no existe un sistema de incentivos para atraer y retener en las escuelas rurales a los docentes mejor

formados y más experimentados. Proporcionar infraestructura educativa adecuada también es una tarea pendiente del Estado. Así, en el caso de los niños y niñas del medio rural, no se está cumpliendo con el principio de igualdad de trato, y menos aún con el mandato de discriminación positiva previsto en la legislación vigente (p. 12).

Un punto importante a la hora de mejorar el rendimiento académico es el tiempo y esfuerzo que el estudiante dedica por fuera de las aulas (trabajo autónomo). El aprendizaje no solo depende del profesor sino también del compromiso que asuma el estudiante como actor esencial y protagonista de su propio aprendizaje. Sin embargo, debido a dificultades económicas en los hogares, los estudiantes en general suelen trabajar y al mismo tiempo estudiar y, en algunos casos, la situación se torna más crítica, cuyo desenlace final es la deserción escolar. De acuerdo con Díaz (s.f.), quien realizó una investigación centrada en el desempeño escolar y su relación con el trabajo, se destaca que:

Existen alumnos, que por el hecho de tener que trabajar, van dilatando la terminación de sus estudios y cada vez se torna más difícil terminarlos, dentro de ese período, algunos se casan y tienen hijos lo cual incrementa la responsabilidad y los requerimientos de dinero disminuyendo la disponibilidad de tiempo para el estudio (p. 8).

También, agrega que los estudiantes que vuelven a retomar sus estudios después de algunos años, no se desempeñan de la mejor manera, puesto que, la falta de práctica adicional a tener que trabajar se convierte en un gran desafío el volver a estudiar.

Actualmente, la tecnología es un recurso importante en el desarrollo de la humanidad. Esta permite realizar actividades que en un pasado se dificultaban, ya fuera por cuestiones físicas o mentales. Hoy, es impensable la vida sin la tecnología, por lo cual, la educación no es la excepción en el uso de herramientas tecnológicas para facilitar el aprendizaje. Hay que destacar que en Colombia se han implementado políticas para el acceso a las tecnologías de la información y la comunicación (TIC), dado que existe un ministerio

dedicado a este objetivo de desarrollo. Por consiguiente, la tecnología en la educación a través de computadoras reduce tiempos y costos, además de permitir el aprendizaje a distancia, como también hacer una medición del aprendizaje del estudiante mediante la recolección de datos obtenidos en sus exámenes y la facilidad de seguir sus avances en clases (Witte & Rogge, 2014).

II. Método

La población objeto de estudio corresponde a 14022 estudiantes de educación media en el departamento de Nariño que presentaron la Prueba Saber 11 en 2018. Los resultados fueron extractados de la base de datos del ICFES, a partir del formulario de registro de cada estudiante, el cual proporciona información socioeconómica del estudiante, el tipo de institución educativa, los resultados obtenidos por asignatura evaluada y el puntaje global.

En el análisis econométrico se utilizaron dos modelos de variable dependiente limitada, a saber: logit y probit ordinales. La variable dependiente es politómica de acuerdo con la clasificación establecida por el ICFES discriminada en cuatro categorías excluyentes, así: a) 0 a 35 corresponde a un puntaje insuficiente, b) 36 a 50 como puntaje mínimo, c) 51 a 65 catalogado como satisfactorio y d) 66 a 100 como puntaje avanzado. Los datos obtenidos fueron organizados de menor a mayor puntaje.

$$Y_i = D_i\beta + X_i\beta + \mu_i, \quad (1)$$

donde Y_i es el vector de la variable dependiente que toma los siguientes valores:

$$Y_i = \begin{cases} 0 \rightarrow \text{si } Y_i \leq 35 \\ 1 \rightarrow \text{si } 35 < Y_i \leq 50 \\ 2 \rightarrow \text{si } 50 < Y_i \leq 65 \\ 3 \rightarrow \text{si } 65 < Y_i \leq 100 \end{cases}$$

donde D_i es una matriz de variables de respuesta cualitativa o politómica; X_i es una matriz de variables cuantitativas; β_i es un conjunto de coeficientes que recogen el impacto de las variables explicativas; μ_i es el término de

perturbación estocástica. A continuación, en la Tabla 1 se enuncian las variables explicativas utilizadas en los modelos:

Tabla 1. *Variables explicativas utilizadas en la modelación*

Variable	Valor	Descripción de variable	Variable	Valor	Descripción de variable
Género	0	Femenino	Estrato socioeconómico	0	Estrato 1
	1	Masculino		1	Estrato 2
Naturaleza del colegio	0	No oficial		2	Estrato 3
	1	Oficial		3	Estrato 4
Área de ubicación	0	Rural		4	Estrato 5
	1	Urbano		5	Estrato 6
Nivel educativo del padre	0	Ninguna	Acceso a computador	0	No
	1	Primaria incompleta		1	Si
	2	Primaria completa	Acceso a internet	0	No
	3	Secundaria incompleta		1	Si
	4	Secundaria completa		0	Ninguna
	5	Ed. Técnica o tecnológica incompleta	Situación laboral	1	Menos de 10 horas
	6	Ed. Técnica o tecnológica completa		2	Entre 11 y 20 horas
	7	Profesional incompleta		3	Entre 21 y 30 horas
	8	Profesional completa		4	Más de 30 horas
	Nivel educativo de la madre	9	Posgrado		
0		Ninguna			
1		Primaria incompleta			
2		Primaria completa			
3		Secundaria incompleta			
4		Secundaria completa			
5		Ed. Técnica o tecnológica incompleta			
6		Ed. Técnica o tecnológica completa			
7		Profesional incompleta			
8	Profesional completa				
9	Posgrado				

Fuente: elaboración propia.

A. Modelo Logit Ordenado

Si la variable dependiente de un modelo de elección discreta Y_i expresa opiniones de los individuos sobre una determinada cuestión, las alternativas del proceso de decisión expresan implícitamente un orden de utilidad y, por lo tanto, tienen carácter ordinal. Una forma natural de interpretar este proceso de decisión consiste en considerar que el individuo tiene una valoración u opinión específica sobre la cuestión que determina su elección.

Los modelos de elección discreta utilizados son apropiados para captar el modo en que ciertos factores familiares, personales e institucionales inciden en los resultados académicos de la educación media en Nariño. Concretamente, y dado que los resultados se encuentran ordenados como se mencionó antes, el modelo logit ordenado permite estimar la probabilidad de que un individuo pueda pertenecer a un grupo o a otro.

En términos formales, el modelo está constituido por una variable dependiente ordenada Y_i que denota el nivel de calificación obtenido por el individuo entre 0 y 100 explicada anteriormente. La respuesta observada puede definirse como una variable latente Y_i^* que es función de un conjunto de variables explicativas. De este modo, el rango de esta variable puede subdividirse en intervalos ordenados tales que, si la valoración del individuo se sitúa en el intervalo j , el individuo estará en la opción j , es decir:

$$Y_i = j, \quad j = 0, \dots, J. \quad (2)$$

La variable no observable o latente Y_i^* depende de un conjunto de variables explicativas que determinan la elección por parte del individuo i , es decir:

$$Y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

donde ε_i es un término de perturbación aleatoria. La elección del individuo entre las alternativas $0, \dots, J$ es reflejo del valor de Y_i^* en relación con los umbrales $\mu_j, j = 1, \dots, J$ lo cual significa que:

$$Y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } Y_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{si } 0 < Y_i^* \leq \mu_i \\ 2, & \text{si } \mu_i < Y_i^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \\ J, & \text{si } \mu_{J-1} < Y_i^* \end{cases}$$

$$Y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } Y_I^* \leq 35 \\ 1, & \text{si } 36 < Y_I^* \leq 50 \\ 2, & \text{si } 51 < Y_I^* \leq 65 \\ 3, & \text{si } 66 < Y_I^* \leq 100 \end{cases}$$

Estos umbrales, desconocidos *a priori*, deben ser tales que $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}$. Se asume entonces que la especificación del modelo logit ordenado queda definida de la siguiente manera:

$$P(Y_i = 0) = P(Y_i^* \leq 0) = P(\varepsilon_i \leq -\beta'x_i)$$

$$\begin{aligned} P(Y_i = j) &= P(\mu_{j-1} < Y_i^* \leq \mu_j) \\ &= P(\mu_{j-1} - \beta'x_i < \varepsilon_i \leq \mu_j - \beta'x_i), \quad j = 1, \dots, J-1 \end{aligned}$$

$$P(Y_i = J) = P(Y_i^* > \mu_{J-1}) = P(\varepsilon_i > \mu_{J-1} - \beta'x_i). \quad (4)$$

Si la función de distribución de la variable aleatoria ε_i es F , entonces:

$$P(Y_i = 0) = F(-\beta'x_i),$$

$$\begin{aligned} P(Y_i = j) &= F(\mu_j - \beta'x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'x_i), \quad j = 1, \dots, J-1, \\ P(Y_i = J) &= 1 - F(\mu_{J-1} - \beta'x_i). \end{aligned} \quad (5)$$

En el caso del modelo logit ordenado, tenemos:

$$F(\mu_j - \beta'x_i) = \Lambda(\mu_j - \beta'x_i) = \frac{e^{(\mu_j - \beta'x_i)}}{1 + e^{(\mu_j - \beta'x_i)}}, \quad j = 0, \dots, J-1 \quad (6)$$

Para Viáfara y Urrea (2006), la probabilidad de que un individuo pertenezca a la categoría de respuesta más elevada frente a otro individuo, es más grande si $\beta' > 0$ y es más pequeña si $\beta' < 0$, debido a un incremento o cambio en la variable explicativa X_i . La estimación del modelo se llevó a cabo por máxima verosimilitud recurriendo a algoritmos iterativos de optimización. Los umbrales se estiman simultáneamente con los parámetros del vector β , común para todas las alternativas.

En cuanto a la interpretación de los resultados, los efectos marginales se obtienen de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P(Y_i = 0)}{\partial x_{im}} = -f(\beta' x_i) \beta_m,$$

$$\frac{\partial P(Y_i = j)}{\partial x_{im}} = [f(\mu_{j-1} - \beta_i x_i) - f(\mu_j - \beta' x_i)] \beta_m, \quad j = 1, \dots, J - 1$$

$$\frac{\partial P(Y_i = J)}{\partial x_{im}} = f(\mu_{J-1} - \beta' x_i) \beta_m, \quad (7)$$

siendo f la función de densidad de la distribución del término de error que se haya elegido. Por tanto, para la primera y última de las alternativas, el signo del coeficiente permite conocer la dirección del cambio en la probabilidad de elección ante una variación en la variable x_{im} . En las alternativas intermedias, el resultado es ambiguo dado que la dirección del cambio depende de los valores del vector de variables explicativas y, por supuesto, de los umbrales. Si la variable explicativa x_{im} es un atributo, puede evaluarse el cambio discreto que experimentan las probabilidades de elección ante cambios en el valor de dicha variable.

B. Modelo Probit Ordenado

Para mayor robustez de la investigación se tomó en cuenta el modelo probit ordenado, debido a que el rendimiento académico es una variable que tiene determinada jerarquización, la cual se puede ordenar desde una categoría inferior (insuficiente) hasta una superior (avanzado) con clasificaciones intermedias, inclusive. Así pues, ya que el proceso de elección involucra un

orden, los valores asignados a cada posible alternativa ya no son arbitrarios, sino que ahora tienen un carácter ordinal.

Rodríguez y Cáceres (2007) afirman que formalmente estos modelos suponen la existencia de una variable latente o no observable Y_i^* , la cual está en función de un conjunto de variables explicativas que determinarán la elección que hace el individuo, lo que se puede expresar de la siguiente manera:

$$Y_i^* = X_i' B + e_i, \quad (8)$$

donde B es el vector de coeficientes, X_i' el vector de características del individuo y e_i el término de perturbación aleatoria. El rango de Y_i se subdivide en intervalos ordenados, de tal forma que, si el individuo tiene una característica j , $Y_i = j$, donde j tomará valores de entre 0 y J . Así, la presencia de una característica j mostrará la probabilidad de que el individuo pertenezca a categoría j reflejada en Y_i^* en relación con los umbrales α_j .

$$Y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } Y_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{si } 0 < Y_i^* \leq \alpha_1 \\ 2, & \text{si } \alpha_1 < Y_i^* \leq \alpha_2 \\ 3, & \text{si } \alpha_{j-1} < Y_i^* \end{cases}$$

Conviene observar que, aunque estos umbrales son desconocidos, dado que Y_i es una variable ordinal se deben satisfacer que $0 < \alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_{j-1}$. De esta manera, el modelo estaría definido por:

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = j) &= Pr(\alpha_{j-1} < X_i' B + e_i \leq \alpha_j) \\ &= F(\alpha_j - X_i' B) - F(\alpha_{j-1} - X_i' B), \end{aligned} \quad (9)$$

siendo F la función de densidad acumulada del término de perturbación aleatoria (e_i). A su vez, la distribución de e_i determinará el modelo que se ha de estimar. Para ello, se trabajó con la distribución probit mediante el análisis de variables discretas (incluso, la variable dependiente que es ordenada) que se ajustan mejor a esta distribución y que dado el orden de las alternativas en la especificación del modelo, permiten obtener mejores resultados. De esa manera, el modelo quedó definido, así:

$$F(X_i' B) = \int_{-\infty}^{X_i' B} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}} dv \equiv Pr(Y_i = j | X_i) \quad (10)$$

$$= \Phi(X_i' B).$$

Es así, como la estimación de este modelo se realiza por máxima verosimilitud, el cual nos permite hallar los $m - 1$ parámetros (Bustamante y Arroyo, 2008). Además, se debe tener en cuenta que en este tipo de modelos los coeficientes estimados $\hat{\beta}$ no indican el cambio en la probabilidad, ya que solo reflejan el sentido de la relación (positiva o negativa), de manera que resulta más conveniente analizar los resultados del modelo calculando los efectos marginales, los cuales están definidos para la distribución probit ordenado mediante la siguiente expresión:

$$\frac{\partial Pr(Y_i = j | X_0)}{\partial X_k} = \{ \Lambda' [r_j - (\alpha - X_0' B)] - \Lambda' [r_j - (\alpha - X_0' B)] \}, \quad (11)$$

en donde la expresión inmediatamente anterior refleja el cambio en la probabilidad de que suceda la alternativa j frente a una variación en X_k (Maddala, 1986).

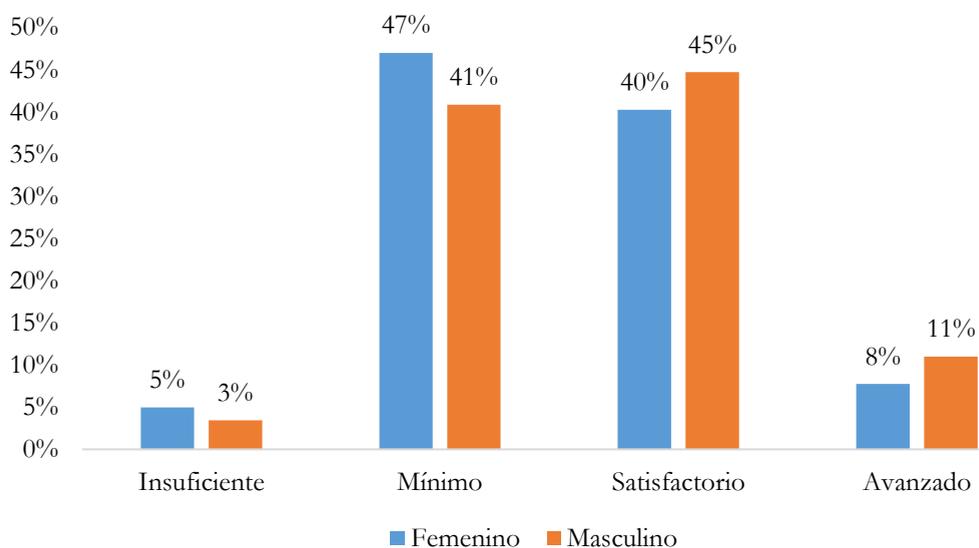
III. Resultados

El rendimiento académico de los hombres es levemente superior al de las mujeres en las distintas categorías de puntajes analizadas. La mayoría de los estudiantes se ubican en los niveles de mínimo y satisfactorio; únicamente el 11 % de los hombres y el 8 % de las mujeres obtuvieron puntajes avanzados. Esto significa que aún persisten diferencias de género en la educación en Colombia, y en particular en Nariño, dado que las mujeres aún están en condiciones desiguales con respecto a los hombres, reafirmando los resultados obtenidos por Schüssler (2007) sobre género y educación (ver Figura 1).

En cuanto a la posición social de los estudiantes y sus familias, no siempre es concluyente sobre el rendimiento académico, como lo destacan Carabaña (1979), Mella y Ortiz (1999), Covandonga (2001) y Pérez-Serrano (1981),

donde las capacidades individuales, valores de los padres y el trabajo escolar son determinante en el rendimiento escolar. Paradójicamente, la Figura 2 muestra que los estudiantes con mejores puntajes pertenecen a los estratos socioeconómicos bajo y medio (1 a 4), mientras que los pertenecientes a los estratos altos (5 y 6) se ubican en las categorías más bajas de la prueba. El hecho de pertenecer a un estrato alto de la población en el caso analizado no es garantía en la obtención de mejores puntajes.

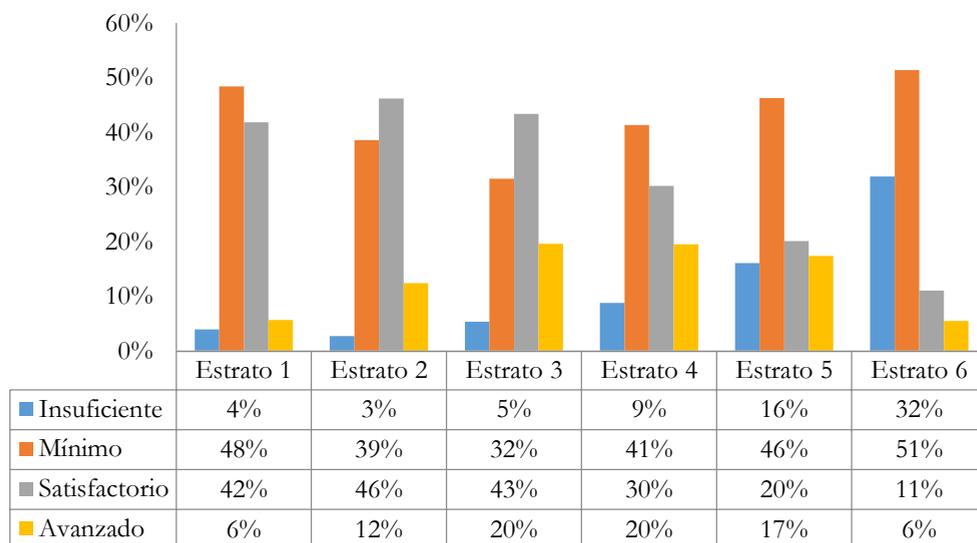
Figura 1. Resultados de la Prueba Saber 11 según género



Fuente: elaboración propia.

A medida que los estudiantes laboran más horas a la semana disminuye su rendimiento académico, así pues, los estudiantes que no trabajan (se dedican exclusivamente a estudiar) o aquellos que trabajan parcialmente (carga laboral menor a 10 horas semanales) obtuvieron los mejores resultados, como se muestra en la Figura 3. La ocupación laboral de los estudiantes influye en el tiempo que dedican a sus estudios, lo cual reafirma lo planteado por Díaz (s.f.) sobre el desgaste físico, mental y la falta de práctica que genera trabajar en los estudiantes, afectando negativamente su rendimiento académico.

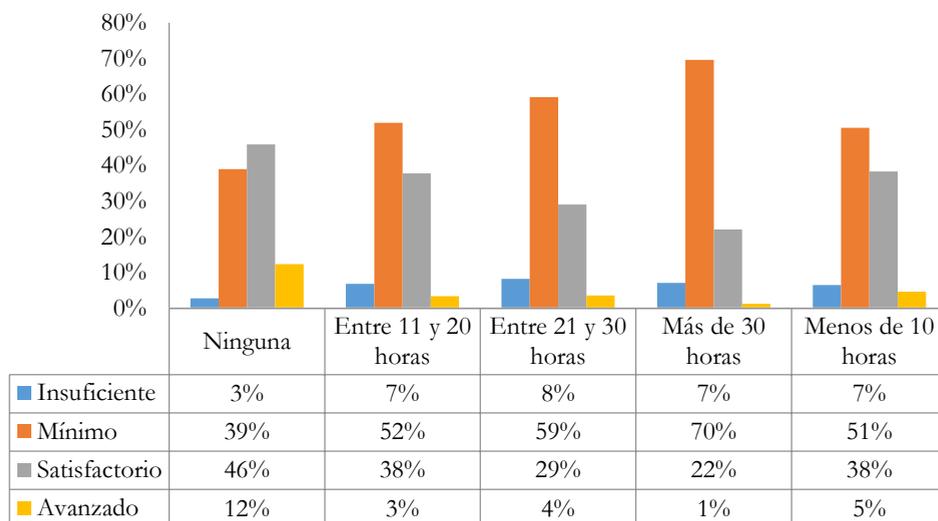
Figura 2. Resultados de la Prueba Saber 11 según estrato socioeconómico



Fuente: elaboración propia.

Una de las variables más relevantes en el rendimiento académico es el nivel educativo de las madres. En el departamento de Nariño el nivel educativo de los padres y madres se concentra mayoritariamente en básica y media, y una minoría posee estudios superiores. El nivel de formación de las madres de familia en todos niveles de enseñanza es ligeramente superior al de los padres, lo cual demuestra el acceso progresivo de la mujer a la educación (ver Tabla 2).

En cuanto al acceso de los estudiantes a tecnologías de apoyo al aprendizaje, el 44% de los estudiantes disponen de computadores y el 38% tiene acceso a la red de internet, lo cual facilita las consultas y el uso de herramientas electrónicas (ver Tabla 3). Esta situación es preocupante, si se considera que más de la mitad de los estudiantes de educación media en el departamento de Nariño no disponen de computador, ni tampoco poseen conexión a internet, una condición indispensable en un mundo globalizado e interconectado.

Figura 3. Resultados de la Prueba Saber 11 según situación laboral

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Nivel educativo de los padres y madres

Nivel de educación	Padre		Madre	
	Frecuencia	%	Frecuencia	%
Ninguno	529	3,77 %	404	2,88 %
Primaria incompleta	4263	30,40 %	3787	27,01 %
Primaria completa	2556	18,23 %	2399	17,11 %
Secundaria (Bachillerato) incompleta	1542	11,00 %	1536	10,95 %
Secundaria (Bachillerato) completa	2636	18,80 %	2846	20,30 %
Técnica o tecnológica incompleta	175	1,25 %	254	1,81 %
Técnica o tecnológica completa	628	4,48 %	991	7,07 %
Educación profesional incompleta	225	1,60 %	242	1,73 %
Educación profesional completa	1255	8,95 %	1309	9,34 %
Posgrado	213	1,52 %	254	1,81 %

Fuente: elaboración propia.

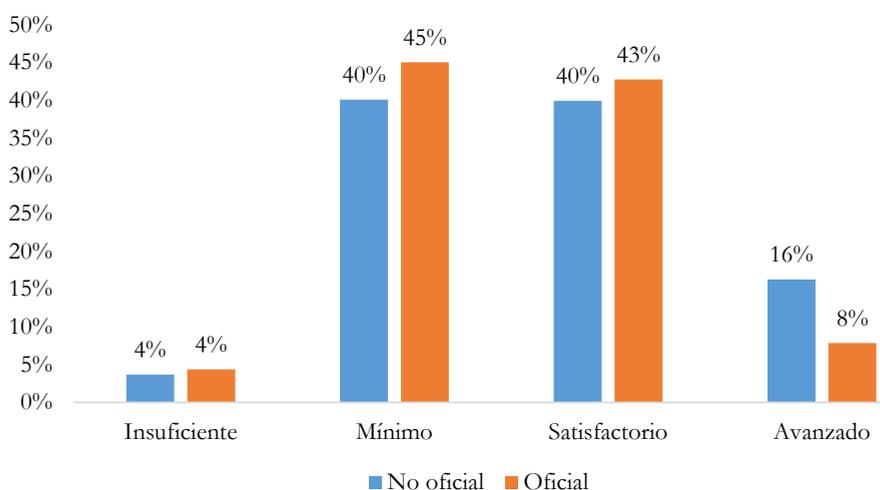
Tabla 3. *Acceso a tecnologías de aprendizaje*

	Acceso a tecnologías	
	SI	NO
Computador	44 %	56 %
Internet	38 %	62 %

Fuente: elaboración propia.

La diferencia de puntajes de la Prueba Saber 11 entre instituciones educativas oficiales y no oficiales en el departamento de Nariño es relativamente mínima, al menos en las categorías de insuficiente, mínimo y satisfactorio. En todas ellas, las instituciones educativas oficiales obtuvieron un mejor rendimiento académico, sobresaliendo en la categoría de puntaje avanzado con 16 %, mientras que las no oficiales solo obtuvieron la mitad de dicho puntaje. Vale la pena resaltar este aspecto dada las difíciles condiciones de prestación del servicio educativo en las instituciones oficiales donde el presupuesto de inversión es cada vez más restringido (ver Figura 4).

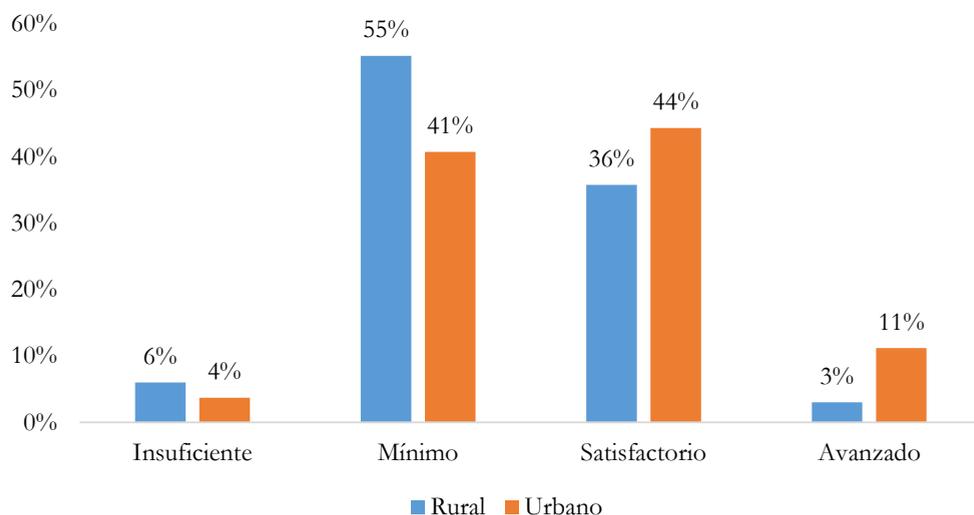
Figura 4. *Resultados de la Prueba Saber 11 según la naturaleza jurídica de la institución educativa*



Fuente: elaboración propia.

El 55% de los estudiantes de las instituciones educativas urbanas se encuentran en las dos mejores posiciones de la prueba Saber 11, mientras que el 61% de la zona rural se ubicaron en las categorías inferiores. Esto reafirma la tesis de Hernández (2017) quien atribuye esta brecha educativa a la infraestructura e ideología de los centros educativos rurales. Los estudiantes de los estratos 1 a 5 obtuvieron mayores puntajes en Lectura crítica, Matemática e Inglés, y por su parte, los alumnos de estrato 6 sobresalen en Ciencias naturales, Lectura crítica e Inglés, como se muestra en las figuras 5 y 6.

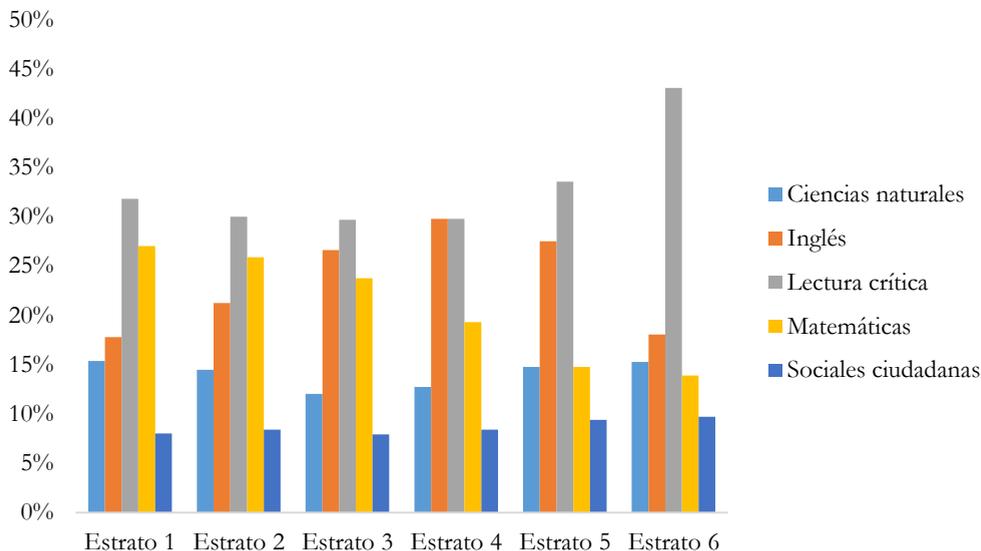
Figura 5. Resultados de la Prueba Saber 11 según la localización de la institución educativa



Fuente: elaboración propia.

Los estudiantes de instituciones no oficiales obtuvieron mejor rendimiento en Lectura crítica e Inglés, mientras que los alumnos de instituciones oficiales se destacaron en Ciencias naturales y Matemáticas. Las mujeres presentan un mejor desempeño en Lectura crítica y los hombres en Matemáticas, coincidiendo con la afirmación del ICFES (2013) de que las mujeres son mejores en Lenguaje y los hombres en Matemáticas cuya explicación se relaciona con aspectos culturales, tal como se muestra en las figuras 7 y 8.

Figura 6. Resultados de la Prueba Saber 11 según área de conocimiento y estrato



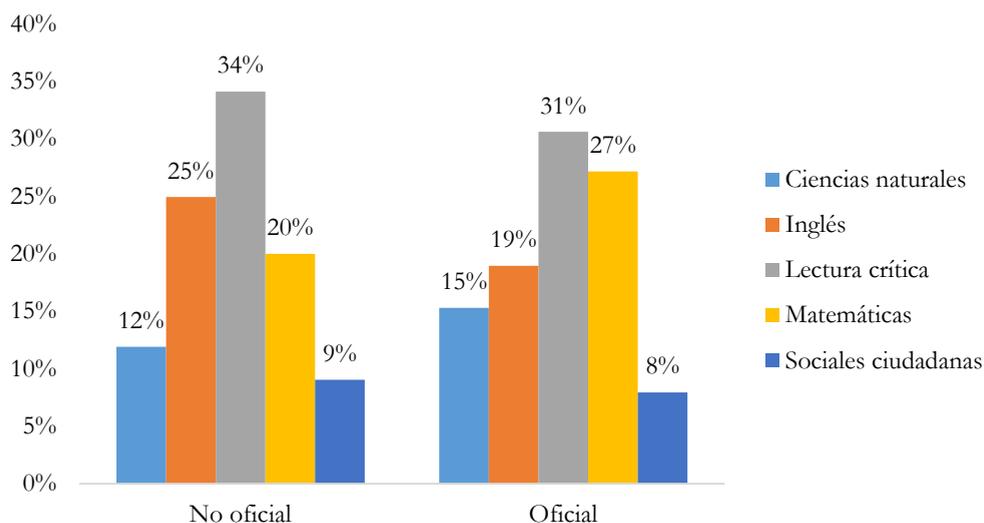
Fuente: elaboración propia.

La condición de ser hombre tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de obtener un puntaje en las categorías de satisfactorio y avanzado, en armonía con la tesis de Moncayo (2016), según la cual las diferenciales en el rendimiento académico entre hombres y mujeres se deben a factores personales y del entorno social. Por otra parte, la probabilidad de obtener puntajes en las categorías de satisfactorio y avanzado aumenta cuando los estudiantes pertenecen a instituciones oficiales urbanas. Como bien lo señalan Juárez y Rodríguez (2016), en la educación rural hay una menor inversión estatal y una asignación de directivos y docentes con menor preparación académica, sumado a esto, los incentivos para que las personas preparadas se movilicen a las escuelas rurales son mínimos.

El nivel educativo de las madres ejerce una influencia directa y positiva en el rendimiento académico de sus hijos. A medida que el nivel educativo de las madres aumenta, la probabilidad de que los estudiantes obtengan mejores resultados es mayor. De otro lado, a medida que el estudiante eleva

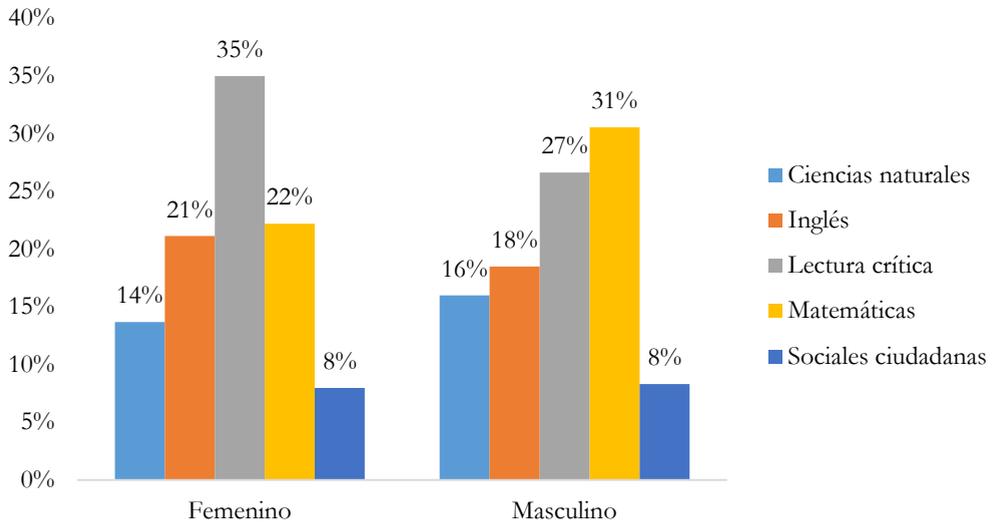
su estrato socioeconómico se reduce la probabilidad de obtener puntajes en las categorías de satisfactorio y avanzado. Como se aprecia en las tablas 4 y 5, en los estratos bajos y medios, aumenta la probabilidad de obtener mayores puntajes, coincidiendo con la tesis de Carabaña (1979) quien destaca que, si se controla la inteligencia, el nivel social no ejerce mayor influencia en el rendimiento académico. Los estudiantes con acceso a computador y conexión a internet tienen mayor probabilidad de obtener puntajes mayores, coincidiendo con Witte & Rogge (2014), quienes sostienen que el disponer de un computador e internet reduce tiempo y costos, y facilita el aprendizaje a distancia puesto que promueve el trabajo autónomo. Por último, los estudiantes que estudian y trabajan al mismo tiempo tienen una menor probabilidad de optimizar su rendimiento académico.

Figura 7. Resultados según área de conocimiento naturaleza jurídica de la institución educativa



Fuente: elaboración propia.

Figura 8. Resultados según área de conocimiento y género



Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. Resultados del modelo Logit Ordenado

Variable	Estimaciones		Efectos marginales			
	Coefficiente	P-valor	P(y)= Insuficiente	P(y)= Mínimo	P(y)= Satisfactorio	P(y)= Avanzado
Género	0,4519937	0,000	-0,0173583	-0,0794160	0,0615059	0,0352684
Naturaleza del colegio	0,3148289	0,000	-0,0136690	-0,0530586	0,0440594	0,0226682
Área de ubicación del colegio	0,3476673	0,000	-0,0144190	-0,0608983	0,0505289	0,0247884
Educación padre						
Primaria incompleta	0,7382481	0,000	-0,0415196	-0,1179593	0,1232100	0,0362689
Primaria completa	0,8196419	0,000	-0,0447141	-0,1330678	0,1359967	0,0417851
Secundaria incompleta	0,6035055	0,000	-0,0357109	-0,0935501	0,1013744	0,0278866
Secundaria completa	1,0072990	0,000	-0,0512635	-0,1685725	0,1639293	0,0559067
Técnica o tecnológica incompleta	1,2711020	0,000	-0,0587951	-0,2189492	0,1983571	0,0793873
Técnica o tecnológica completa	1,0916110	0,000	-0,0538682	-0,1846843	0,1756226	0,0629299
Profesional incompleta	1,4520470	0,000	-0,0630079	-0,2529835	0,2178084	0,0981830

Continúa

Tabla 4. *Continúa*

Variable	Estimaciones			Efectos marginales		
	Coefficiente	P-valor	P(y)= Insuficiente	P(y)= Mínimo	P(y)= Satisfactorio	P(y)= Avanzado
Profesional completa	1,4517970	0,000	-0,0630025	-0,2529370	0,2177841	0,0981554
Posgrado	2,2878670	0,000	-0,0753925	-0,3912998	0,2499874	0,2167048
Educación madre						
Primaria incompleta	0,5690406	0,000	-0,0296721	-0,0945907	0,0938595	0,0304033
Primaria completa	0,5067788	0,000	-0,0270703	-0,0832849	0,0840072	0,0263480
Secundaria incompleta	0,6060531	0,000	-0,0311538	-0,1013831	0,0996270	0,0329099
Secundaria completa	0,7150822	0,000	-0,0352519	-0,1216418	0,1161674	0,0407263
Técnica o tecnológica incompleta	0,7282478	0,000	-0,0357208	-0,1241088	0,1181145	0,0417151
Técnica o tecnológica completa	0,9873888	0,000	-0,0439205	-0,1731046	0,1537410	0,0632842
Profesional incompleta	1,1507750	0,000	-0,0481915	-0,2039238	0,1730301	0,0790852
Profesional completa	1,1713110	0,000	-0,0486848	-0,2077674	0,1752530	0,0811991
Posgrado	2,0682030	0,000	-0,0631576	-0,3584027	0,2177019	0,2038585
Estrato						
Estrato 2	0,0269965	0,524	-0,0009953	-0,0047658	0,0035926	0,0021685
Estrato 3	-0,1699114	0,000	0,0068252	0,0294679	-0,0235303	-0,0127628
Estrato 4	-0,6871250	0,000	0,0346602	0,1095349	-0,1009630	-0,0432321
Estrato 5	-1,1459170	0,000	0,0706135	0,1608665	-0,1697437	-0,0617364
Estrato 6	-2,0533220	0,000	0,1822893	0,1841628	-0,2837283	-0,0827238
Computador	0,3093667	0,000	-0,0115067	-0,0560958	0,04397370	0,0236287
Internet	0,3710112	0,000	-0,0134565	-0,0677581	0,05242580	0,0287888
Horas de trabajo del estudiante						
Menos de 10 horas	-0,521152	0,000	0,0197997	0,0947988	-0,0761940	-0,0384045
Entre 11 y 20 horas	-0,645388	0,000	0,0259762	0,1156238	-0,0960527	-0,0455473
Entre 21 y 30 horas	-0,931706	0,000	0,0428534	0,1591395	-0,1424417	-0,0595512
Mas de 30 horas	-1,230031	0,000	0,0649787	0,1959215	-0,1898824	-0,0710178
Número de obs.				14,022		
LR chi2(32)				2687,15		
Prob > chi2				0,0000		
Pseudo R2				0,0888		

Fuente: elaboración propia

Tabla 5. Resultados del modelo Probit Ordenado

Variable	Estimaciones			Efectos marginales		
	Coefficiente	P-valor	P(y)= Insuficiente	P(y)= Mínimo	P(y)= Satisfactorio	P(y)= Avanzado
Género	0,2605672	0,000	-0,0216284	-0,0710009	0,0552196	0,0374096
Naturaleza del colegio	0,1626834	0,000	-0,0135036	-0,0443289	0,0344760	0,0233565
Área de ubicación del colegio	0,1992615	0,000	-0,0165397	-0,0542960	0,0422277	0,0286080
Educación padre						
Primaria incompleta	0,4187550	0,000	-0,0500913	-0,1002641	0,1108105	0,0395449
Primaria completa	0,4592766	0,000	-0,0535014	-0,1118417	0,1205325	0,0448107
Secundaria incompleta	0,3379791	0,000	-0,0426124	-0,0779273	0,0906599	0,0298797
Secundaria completa	0,5653359	0,000	-0,0614300	-0,1430512	0,1444974	0,0599838
Técnica o tecnológica incompleta	0,7239364	0,000	-0,0708942	-0,1912006	0,1754427	0,0866521
Técnica o tecnológica completa	0,6207555	0,000	-0,0650416	-0,1597434	0,1560391	0,0687460
Profesional incompleta	0,8238987	0,000	-0,0755994	-0,2217727	0,1913317	0,1060405
Profesional completa	0,8107777	0,000	-0,0750313	-0,2177693	0,1894216	0,1033790
Posgrado	1,2972470	0,000	-0,0885691	-0,3566941	0,2196245	0,2256387
Educación madre						
Primaria incompleta	0,2886664	0,000	-0,0314895	-0,0732051	0,0745272	0,0301673
Primaria completa	0,2542049	0,000	-0,0283934	-0,0636243	0,0661402	0,0258775
Secundaria incompleta	0,3067614	0,000	-0,0330498	-0,0783054	0,0788543	0,0325008
Secundaria completa	0,3787283	0,000	-0,0388291	-0,0990040	0,0954833	0,0423498
Técnica o tecnológica incompleta	0,3960462	0,000	-0,0401220	-0,1040710	0,0993344	0,0448585
Técnica o tecnológica completa	0,5281565	0,000	-0,0488365	-0,1434976	0,1264914	0,0658428
Profesional incompleta	0,6177852	0,000	-0,0537006	-0,1706772	0,1423702	0,0820077
Profesional completa	0,6228713	0,000	-0,0539537	-0,1722223	0,1432029	0,0829731
Posgrado	1,1130400	0,000	-0,0695368	-0,3138216	0,1826458	0,2007126
Estrato						
Estrato 2	0,0201164	0,408	-0,0015744	-0,0055613	0,0041278	0,0030079
Estrato 3	-0,1010491	0,005	0,0086982	0,0271918	-0,0218054	-0,0140846
Estrato 4	-0,392075	0,000	0,0421070	0,0953815	-0,0915871	-0,0459014
Estrato 5	-0,63824	0,000	0,0816353	0,1360908	-0,1534447	-0,0642815
Estrato 6	-1,1515740	0,000	0,2012684	0,1539509	-0,2699413	-0,0852779

Continúa

Tabla 5. *Continúa*

Variable	Estimaciones		Efectos marginales			
	Coefficiente	P-valor	P(y)= Insuficiente	P(y)= Mínimo	P(y)= Satisfactorio	P(y)= Avanzado
Computador	0,2155636	0,000	-0,0147290	-0,0483519	0,0376048	0,0254761
Internet	0,1774473	0,000	-0,0178929	-0,0587380	0,04568240	0,0309485
Horas de trabajo del estudiante						
Menos de 10 horas	-0,3098789	0,000	0,0252355	0,0874111	-0,0697717	-0,0428749
Entre 11 y 20 horas	-0,379855	0,000	0,0327986	0,1050653	-0,0874857	-0,0503782
Entre 21 y 30 horas	-0,539161	0,000	0,0530180	0,1409808	-0,1291281	-0,0648706
Más de 30 horas	-0,69642	0,000	0,0774424	0,1693732	-0,1707477	-0,076068
Número de obs.				14,022		
LR chi2(32)				2710,96		
Prob > chi2				0,0000		
Pseudo R2				0,0895		

Fuente: cálculos propios.

La política nacional de incentivo educativo “Ser Pilo Paga”, que proveía de becas condonables a los mejores estudiantes de bajos recursos, promovió que muchos obtuvieran altos puntajes en la Prueba Saber 11. De acuerdo con el Ministerio de Educación Nacional (2017), el departamento de Nariño ocupó el sexto lugar con 511 becarios. Así mismo, en el programa que lo sucedió, “Generación E”, en 2018 Nariño ocupó la novena posición con 1 925 becarios. Estos programas se han convertido en un gran incentivo de superación de bachilleres en los estratos socioeconómicos bajos, lo cual reafirma la tesis de Valenti et al., (2009), quienes señalan que el logro académico, la necesidad de superar sus condiciones adversas, el apoyo familiar y la capacidad cognitiva del estudiante son determinantes del rendimiento académico.

IV. Discusión

A partir de los resultados y la evidencia empírica aportada por esta investigación, se infiere la importancia de los programas de becas condonables en la motivación de los estudiantes, en particular, los de estratos

socioeconómicos bajos por obtener mayores puntajes en la prueba Saber 11, para quienes las becas son una oportunidad valiosa de superar sus difíciles condiciones sociales. Los resultados en el departamento de Nariño son contrarios a lo expuesto por Moncayo (2016) y Chica et al. (2010), para quienes a mayor estrato socioeconómico mayor es la probabilidad de obtener puntajes más altos. Quizás estos resultados estén relacionados con el hecho de que cuando estos autores realizaron sus investigaciones, aún no despegaba por completo el programa “Ser pilo Paga”, dado que su primera convocatoria se hizo en 2014; tampoco existía el programa “Generación E”, cuyo lanzamiento se hizo en 2018 como programa de excelencia y acceso a la educación superior que beneficiará a más de 336.000 estudiantes de todas las regiones del país en el cuatrienio 2018-2022.

En cuanto al desempeño de la educación media se observa que las instituciones educativas oficiales en el departamento de Nariño han mostrado un mejor desempeño académico que las no oficiales. Se destaca que instituciones públicas como el Liceo Integrado de Bachillerato de la Universidad de Nariño se encuentra entre los mejores colegios del país. De igual modo, se visibiliza la brecha existente entre la educación urbana y rural, donde la baja inversión estatal y el conflicto armado interno han provocado que la calidad de educación rural continúe rezagada.

El acompañamiento de los padres de familia en el proceso educativo ejerce una gran influencia en el desarrollo de actitudes y capacidades de sus hijos a lo largo de la vida. A medida que el nivel de escolaridad de los padres aumenta, la probabilidad de que los estudiantes eleven su rendimiento académico es mayor. Por su parte, el mejoramiento del desempeño académico requiere dedicación exclusiva de los estudiantes a sus actividades escolares dentro y fuera de la institución, así como el acceso a tecnologías de la información y la comunicación.

Conclusiones

Los modelos utilizados muestran que la condición socioeconómica no es determinante en el rendimiento académico en la educación media en el departamento de Nariño. Los datos analizados exponen que los estudiantes

de estratos socioeconómicos bajos obtuvieron los mejores resultados en la Prueba Saber 11; en cambio, los puntajes más bajos corresponden a estudiantes de estratos altos. Por su parte, factores psicológicos como la inteligencia, la actitud, la personalidad y voluntad influyen en el rendimiento académico.

El acceso a herramientas tecnológicas como computadoras y conexión a la red de internet aumenta la probabilidad de obtener un mejor rendimiento académico, gracias al acercamiento del estudiante al conocimiento global y al acceso a diversas fuentes de información. Este tipo de herramientas permite que los estudiantes puedan realizar pruebas en línea en las áreas de interés.

Los estudiantes que trabajan muestran un menor rendimiento académico. La elección entre estudiar y trabajar, aparte de producir desgaste físico y mental, reduce el número de horas dedicadas al trabajo autónomo y, por ende, a la mejora del desempeño académico.

De otro lado, la educación de los padres es un factor muy relevante en el rendimiento académico de los estudiantes de educación media en Nariño. El acompañamiento de los padres en el proceso educativo de sus hijos es vital para el desarrollo de actitudes y capacidades a lo largo de la vida. Es así, como a medida que el nivel de escolaridad de los padres aumenta, la probabilidad de ubicarse en los niveles de insuficiente y mínimo disminuye; por consiguiente, los padres más ilustrados potencian el aprendizaje de sus hijos.

Los estudiantes varones obtuvieron mejores resultados que las mujeres, los hombres se destacan en matemáticas y las mujeres en lectura crítica. Este resultado coincide con el de otros estudios realizados en el país, donde se resaltan aspectos como la cultura, creencias, actitudes y el contexto socioeconómico como elementos favorecedores.

En cuanto a la naturaleza jurídica de la institución educativa (oficial o privada), este factor es determinante en el rendimiento académico. Estudiar en un colegio público influye en mayor medida en el rendimiento académico que hacerlo en una institución educativa privada.

Por último, los estudiantes de educación media en la zona urbana obtuvieron un mejor rendimiento académico en comparación con los de la

zona rural, dadas las mejores condiciones que ofrece la ciudad. La brecha de desigualdad entre la educación urbana y rural en Nariño es persistente, donde la ruralidad impone mayores obstáculos y dificultades de aprendizaje.

Referencias

- Alvarenga-Valiente, A. J., Osegueda-de-González, M. G. & Zepeda, M. L. (2014). *Incidencia del factor socioeconómico en el rendimiento académico de los/as estudiantes de la Carrera de Licenciatura en Ciencias de la Educación de la Universidad de El Salvador*. [Tesis de pregrado, Universidad de El Salvador]. <http://ri.ues.edu.sv/id/eprint/6381/1/Incidencia%20del%20factor%20socioecon%C3%B3mico%20en%20el%20rendimiento%20acad%C3%A9mico%20de%20losas%20estudiantes%20de%20la%20Carrera%20de%20Licenciatura%20en%20Ciencias%20de%20la%20Educaci%C3%B3n%20de%20la%20Universidad%20de%20El%20Salvador.pdf>
- Barceinas-Paredes, F. (2001). *Capital humano y rendimientos de la educación en México* [tesis de doctorado, Universitat Autònoma de Barcelona]. <https://www.tdx.cat/bitstream/handle/10803/3983/fbp1de1.pdf>
- Becker, G. (1964). *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Londres: National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S. (1983). *El capital humano* (2ª ed.). Alianza Editorial S.A.
- Beneyto-Calatayud, P. J. (2013). Teoría (y práctica) del capital humano. Un análisis crítico del caso español. *Methaodos. Revista de ciencias sociales* 1 (1), 53-8. <https://doi.org/10.17502/m.rcs.v1i1.25>
- Bourdieu, P. (2001). Las formas del capital. Capital económico, capital cultural y capital social. En P. Bourdieu. *Poder, derecho y clases sociales*. Desclée de Brower.

- Bowles, S. & Gintis, H. (2014). El Problema de la teoría del capital humano: Una crítica Marxista. *Revista de Economía Crítica*, 18, 220-228. http://www.revistaeconomicacritica.org/sites/default/files/15_Bowles-Gintis_Teoría-del-capital-humano.pdf
- Burin, M. & Meler, I. (2000). *Varones. Género y subjetividad masculina*. Paidós.
- Bustamante, C. D. & Arroyo, J. S. (2008). La raza como un determinante del acceso a un empleo de calidad un estudio para Cali. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(57), 130-175. https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/resu_057-3.pdf
- Carabaña, J. (1979). *Origen social, inteligencia y rendimiento académico al final de la EGB*. <https://fracasoacademico.files.wordpress.com/2019/12/carbac3b1a-1979.pdf>
- Cardona-Acevedo, M., Montes-Gutiérrez, I. C., Vásquez-Maya, J. J., Villegas-González, M. N. & Brito-Mejía, N. (2007). *Capital humano: Una mirada desde la educación y la experiencia laboral*. Serie Cuadernos de Investigación. Documento 56-042007. Grupo de estudios sectoriales y territoriales EAFIT. <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/cuadernos-investigacion/article/view/1287/1166>
- Castejón, J. L. & Pérez, A. M. (1997). Factores que distinguen y explican el rendimiento académico diferencial de alumnos repetidores y alumnos cuya edad escolar coincide con su edad cronológica. *Revista de Psicodidáctica*, 4, 103-118. <https://ojs.ehu.eus/index.php/psicodidactica/article/view/61/61>
- Chica-Gómez, S. M., Galvis-Gutiérrez, D. M. & Ramírez-Hassan, A. (2010). Determinantes del rendimiento académico en Colombia. Pruebas ICFES - Saber 11, 2009*. *Revista Universidad EAFIT*, 46(160), 48-72. <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/revista-universidad-eafit/article/view/754/665>
- Congreso de Colombia (1994, 8 de febrero). Ley 115. *Por la cual se expide la Ley General de Educación*. Diario Oficial 41214. https://www.mineducacion.gov.co/1759/articles-85906_archivo_pdf.pdf

- Covadonga, R. (2001). Factores familiares vinculados al bajo rendimiento. *Revista Complutense de Educación*, 12, 81-113. <https://revistas.ucm.es/index.php/RCED/article/view/RCED0101120081A/16850>
- Denison, E. F. (1962). The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us. Supplementary Paper No. 13. New York, Committee for Economic Development, 297 p. *Louvain Economic Review*, 37(1), 55-55. <https://doi.org/10.1017/S0770451800028694>
- De Keijzer, B. (2001). Para negociar se necesitan dos: procesos de interacción en la pareja con énfasis en la crianza: una aproximación crítica desde lo masculino. En J. G. Figueroa (coord.), *Elementos para un análisis ético de la reproducción* (pp. 259-273). UNAM/Porrúa.
- Di Gresia, L., Porto, A. & Ripani, L. (2002). *Rendimiento de los estudiantes de las universidades públicas*. Departamento de Economía. Documento de trabajo No. 45 Universidad Nacional de La Plata. <http://www.depeco.cono.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/2017/05/doc45.pdf>
- Díaz-Burciaga, S. (s.f.). *Investigación Aplicada. Desempeño escolar y su relación con el trabajo*. Universidad Autónoma de Chihuahua. http://samai.weebly.com/uploads/1/0/7/4/10748158/investigacion_sobre_rendimiento_academico_2.pdf
- Hernández-Miranda, B. (2017). *Desigualdad en la calidad educativa de zonas rurales y urbanas no atendidas por la reforma educativa mexicana*. II Congreso sobre Desigualdad Social, Económica y Educativa en el Siglo XXI, EDUMED. <http://www.eumed.net/libros-gratis/actas/2017/desigualdad/51-desigualdad-en-la-calidad-educativa.pdf>
- Instituto Colombiano para el Fomento de la Educación Superior (ICFES) (2013). Análisis de las diferencias de género en el desempeño de estudiantes colombianos en matemáticas y lenguaje. <https://www.icfes.gov.co/documents/20143/234129/Analisis+de+las+diferencias+de+genero+en+el+desempeno+de+estudiantes+colombianos+en+matematicas+y+lenguaje+2013.pdf>

- Juárez-Bolaños, D. & Rodríguez-Solera, C. R. (2016). Factores que afectan a la equidad educativa en escuelas rurales en México. *Revista de Investigación Educativa Latinoamericana*, 53(2), 1-15. <https://doi.org/10.7764/PEL.53.2.2016.8>
- Maddala, G. S. (1986). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press.
- Martínez, R. A. (1992). Factores familiares que intervienen en el progreso académico de los alumnos. *Aula Abierta*, 60, 23-40. <https://www.uniovi.edu.es/reunido/index.php/AA/issue/viewIssue/1019/95>
- Mella, O. & Ortiz, I. (1999). Rendimiento escolar, influencias diferenciales de factores externos e internos. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, 29(1), 69-92. <https://rlee.iberomex.mx/index.php/rlee/issue/view/122/RLEE.XXIX.1>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. NBER.
- Ministerio de Educación Nacional, Colombia (2010, 17 de marzo). Decreto 869. *Por el cual se reglamenta el Examen de Estado de la Educación Media, ICFES - SABER 11°*. https://www.mineducacion.gov.co/1621/articles-221588_archivo_pdf_decreto_869.pdf
- Moncayo-Cabrera, M. A. (2016). *Determinantes que influyen en el rendimiento académico: un estudio aplicado para Colombia a partir de las pruebas ICFES - SABER 11*. [Tesis de pregrado, Universidad de La Salle]. Repositorio Universidad de La Salle. <https://ciencia.lasalle.edu.co/cgi/viewcontent.cgi?article=1231&context=economia>
- Nord, C. W. (1998). Factors Associated with Fathers' and Mothers' Involvement in their Children's Schools". ERIC No. ED417872. <https://eric.ed.gov/?id=ED417872>
- Ortega, P., Torres, L. & Salguero, A. (1999). Vivencia de la paternidad desde la perspectiva de género. *Iztapalapa. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades* (45), 41-56. <https://revistaiztapalapa.izt.uam.mx/index.php/izt/article/view/619/768>

Rodríguez Rosero, Ordoñez Ortega y Hidalgo Villota: Determinantes del rendimiento...

Pérez-Serrano, G. (1981) *Origen social y rendimiento escolar*. CIS.

Pons, M. (2004). “Determinación Salarial: Educación y Habilidad. Análisis teórico y Empírico del caso español”. Universitat de Valencia. Facultat de Ciències

Econòmiques i Empresariales. Departament d'Anàlisi Econòmica. Valencia, España 2004. <http://roderic.uv.es/bitstream/handle/10550/15154/pons.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Rodríguez, M. & Cáceres, J. (2007). Modelos de elección discreta y especificaciones ordenadas: una reflexión metodológica. *Estadística Española*, 166 (49), 453-473. https://www.ine.es/ss/Satellite?L=0&c=INERevEstad_C&p=1254735226759&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayOut&_charset_=UTF-8&cid=1259924965499&submit=Ir

Roemer, J. E. (1998). Igualdad de oportunidades. *ISEGORÍA* 18, 71-87. <http://isegoria.revistas.csic.es/index.php/isegoria/article/view/146/146>

Ruggeri, G. & Yu, W. (2000). On the Dimensions of Human Capital: An Analytical Framework. University of New Brunswick. <https://unbscholar.lib.unb.ca/islandora/object/unbscholar%3A7806/datastream/PDF/view>

Sandoval-Vásquez, J. F. & Hernández-Castro, 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>

Schultz, T. W. (1960) Capital formation by education. *The journal of political economy* 68 (6), 571-583

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review* 51(1), 1-17.

Schüssler, R. (2007). *Género y educación*. Cooperación Técnica Alemana - GTZ. PROEDUCA-GTZ. <https://www.oei.es/historico/noticias/spip.php?article1631>

- Solano-Luengo, L. O. (2015). *Rendimiento académico de los estudiantes de secundaria obligatoria y su relación con las aptitudes mentales y las actitudes ante el estudio*. [Tesis de doctorado, UNED]. http://e-spacio.uned.es/fez/eserv/tesisuned:Educacion-Losolano/SOLANO_LUENGO_Luis_Octavio.pdf
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94. <http://piketty.pse.ens.fr/files/Solow1956.pdf>
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320. <http://www.piketty.pse.ens.fr/files/Solow1957.pdf>
- Thurow, L. (1978). *Inversión en Capital Humano*. México: Trillas
- UNESCO (2004). *Participación de las familias en la educación infantil Latinoamericana*. Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe. http://www.oeci.es/inicial/articulos/participacion_familias.pdf
- Valenti, G., Salazar E., R., Florez, N. & Luna, M. (2009). Factores asociados al logro educativo. Un enfoque centrado en el estudiante. Facultad Latinoamericana de ciencias sociales. http://www.enlace.sep.gob.mx/content/ba/docs/2011/Estudio_FLACSO.pdf
- Viáfara-López, C. A. & Urrea-Giraldo, F. (2006). Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socio ocupacional para tres ciudades colombianas. *Desarrollo y Sociedad*, 58, 115-163. <https://doi.org/10.13043/dys.58.4>
- Witte, K. N. & Rogge, N. (2014). Does ICT matter for effectiveness and efficiency in mathematics education? *Computers & Education* 75, 173-184. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2014.02.012>
- Willis, R. J. (1986). "Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earning functions" *Handbook of Labor Economics*, 1, 525-602. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(86\)01013-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(86)01013-1)

Análisis de la productividad total de los factores en América del Sur en el período 1950-2014

**Ángelo Diomar Villalobos Valencia, Leobaldo Enrique Molero
Oliva y Alberto Gregorio Castellano Montiel**



Ángelo Diomar Villalobos Valencia, Leobaldo Enrique Molero Oliva
y Alberto Gregorio Castellano Montiel

Análisis de la productividad total de los factores en América del Sur en el período 1950-2014

Resumen: *El objetivo de esta investigación consistió en analizar la productividad total de los factores en la región de América del Sur aplicando el modelo Solow-Swan ampliado, siguiendo la propuesta de Mankiw et al. (1992). En este sentido, se utilizó la función de producción bajo el enfoque del modelo mencionado, para obtener las elasticidades del producto con respecto a los factores productivos, para su uso posterior en la contabilidad del crecimiento. Los resultados obtenidos sugieren que dichas elasticidades, en su mayoría, son consistentes con los supuestos de Mankiw et al. (1992), quienes argumentan que incluir al capital humano al modelo de Solow (1956) tendría como resultado que la participación del capital físico y del crecimiento poblacional tendrían un impacto mayor sobre el producto o ingreso de la población. Por otra parte, el análisis de la contabilidad del crecimiento demuestra que la principal fuente del crecimiento en la región ha sido la acumulación de factores productivos, mientras que, la productividad no ha sido un factor determinante en cuanto a la experiencia del crecimiento en Suramérica durante el período de estudio.*

Palabras clave: *crecimiento económico; contabilidad del crecimiento; productividad total de los factores; modelo de Solow-Swan.*

Clasificación JEL: O40, O47.

Analysis of the Total Factor Productivity in South America 1950-2014

Abstract: *The aim of the research was to analyze the total productivity of the factors in the region of South America applying the expanded Solow-Swan model according to the proposal of Mankiw et al. (1992). In this sense, the production function was used under the approach of the expanded Solow-Swan model, to obtain the elasticities of the product with respect to the productive factors, for their further use in growth accounting. The results obtained suggest that these elasticities are mostly consistent with the assumptions of Mankiw et al. (1992), who argue that the result of including human capital in the Solow model (1956) would be that the participation of physical capital and population growth would have a greater impact on the population product or income. On the other hand, the growth accounting analysis shows that the main source of growth in the region has been the accumulation of productive factors, while productivity has not been a determining factor in terms of growth experience in South America during the studied period.*

Keywords: *economic growth; growth accounting; total factor productivity; Solow-Swan model.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a341253>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Analyse de la productivité totale des facteurs en Amérique du Sud pour la période 1950-2014

Résumé: *L'objectif de cette recherche était d'analyser la productivité totale des facteurs dans la région sud-américaine en appliquant le modèle de Solow-Swan élargi, tel que proposé par Mankiw et al. Dans ce sens, la fonction de production a été utilisée selon l'approche dudit modèle, afin d'obtenir les élasticités du produit par rapport aux facteurs de production, pour son utilisation ultérieure dans la comptabilité de la croissance. Les résultats obtenus suggèrent que ces élasticités sont conformes, pour la plupart, aux hypothèses de Mankiw et al. (1992), qui soutiennent que l'inclusion du capital humain dans le modèle de Solow (1956) aurait pour conséquence que la participation du capital physique et la croissance de la population auraient un impact plus important sur la production ou le revenu de la population. Par ailleurs, l'analyse de la comptabilité de la croissance montre que la principale source de croissance dans la région a été l'accumulation des facteurs productifs, alors que la productivité n'a pas été un facteur déterminant dans l'expérience de la croissance en Amérique du Sud au cours de la période étudiée.*

Mots clés: *croissance économique; comptabilité de la croissance; productivité totale des facteurs; modèle de Solow-Swan.*

Cómo citar / How to cite this item:

Villalobos-Valencia, Ángelo D., Molero-Olivo, L. E. & Castellano, A. G. (2021). Análisis de la productividad total de los factores en américa del sur en el período 1950-2014. *Lecturas de Economía*, 94, 127-163.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a341253>

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el Departamento de Nariño, Colombia

Ángelo Diomar Villalobos Valencia ^a
Leobaldo Enrique Molero Oliva ^b y Alberto Gregorio Castellano
Montiel ^c

Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Modelo econométrico. –III. Estimación de las elasticidades del producto respecto a los factores productivos capital y trabajo. –IV. Análisis de la productividad total de los factores en la región de América del Sur. –Conclusiones.
–Agradecimientos. –Referencias.

Primera versión recibida el 20 de febrero de 2020; versión final aceptada el 06 de noviembre de 2020

Introducción

El problema principal que se enfrenta al intentar comprender el crecimiento y desarrollo económico no es entender el proceso por el cual una economía incrementa su tasa de ahorro y la acumulación de capital físico. Lo cierto es que, aunque la acumulación de factores productivos se considera la principal fuente de empuje para el crecimiento económico, existe “algo más” que nos ayuda determinar las diferencias de crecimiento del PIB e ingresos *per cápita* entre países, incluso cuando se toma en cuenta el capital físico y humano. A ese factor se le conoce como productividad total de los factores (PTF) (Easterly y Levine, 2001; Koutun y Karabona, 2013).

La PTF es la fracción de la producción agregada que no se explica por los cambios en los factores productivos dentro de la función de producción

^a *Ángelo Diomar Villalobos Valencia*: analista, Unidad de Información y Estadística, Cámara de Comercio de Maracaibo, Venezuela. Dirección electrónica: angdiomar@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-9391-2388>

^b *Leobaldo Enrique Molero Oliva*: profesor, Universidad del Zulia, Escuela de Economía, Venezuela. Dirección electrónica: lmolerooliva@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-4024-7441>

^c *Alberto Gregorio Castellano Montiel*: profesor de planta, Universidad de Sucre, Programa de Economía, Colombia. Dirección electrónica: alberto.castellano@unisucra.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-0824-3202>

(Comin, 2006; Van Ark, 2014; Bejarano et al., 2018; Huggett, 2018). Desde su incorporación a la literatura del crecimiento por parte de Robert Solow (1957), el cálculo en forma de residual de la PTF y la medición de esta se han mantenido vigentes como objeto de estudio e investigación cuya finalidad es determinar el desempeño económico de las naciones. Es por ello que la PTF se ha convertido sin duda en el residuo más famoso y celebrado en la ciencia económica, así como lo demuestran los innumerables artículos académicos, reseñas y libros dedicados al tema, sin mencionar los millones de horas invertidas en la conceptualización, medición e interpretación de la PTF por parte de la comunidad científico-académica mundial (Canarella y Pollard, 2003; Van Ark, 2014).

A partir de lo anterior, puede que surja la pregunta ¿por qué está la ciencia económica tan interesada en la productividad?, la respuesta yace en que la productividad es una de las razones fundamentales por la cual existen grandes diferencias en los niveles de vida a nivel mundial, ya que sin productividad las economías desacelerarían lentamente hasta estancarse y, además, es la única fuente de crecimiento a largo plazo que no sufre de retornos decrecientes como lo hacen los factores productivos homogéneos (Van Ark, 2014). Por ello, la finalidad del presente artículo fue analizar la productividad total de los factores en la región de América del Sur, subregión de mucha importancia en el crecimiento del continente americano en su totalidad, en el período 1950-2014 aplicando el modelo Solow-Swan ampliado, según la propuesta de Mankiw et al. (1992), aportando conocimientos para Suramérica que pueden ser comparados con otras investigaciones en el área neurálgica del crecimiento económico. El artículo se divide en cuatro partes comenzando por la revisión de la literatura, continuando con el modelo econométrico a ser utilizado para especificar, posteriormente, la estimación de las elasticidades del producto respecto a los factores productivos capital y trabajo en la región, lo cual es un insumo para el propósito de analizar la productividad total de los factores de esta bajo el enfoque del modelo de Solow-Swan ampliado, finalizando con las conclusiones propuestas.

No obstante, debemos destacar que este estudio no intenta argumentar que la acumulación de factores no es importante en términos generales o negar que sea posiblemente importante para diversos países en distintas

coyunturas. La PTF no tiene la capacidad de explicarlo todo, en todas partes o en todo momento. En su lugar, esta investigación argumenta que existen factores fuera de la acumulación que juegan un rol importante a la hora de explicar las diferencias de desempeño económico entre países (Easterly y Levine 2001; Canarella y Pollard, 2003; Koutun y Karabona 2013).

I. Revisión de la literatura

A. Función de producción Cobb-Douglas

Desarrollada por el matemático Charles Cobb y el economista Paul Douglas (Briones et al., 2018), es la función de producción más utilizada en economía para describir la cantidad de producto que genera la utilización de los factores capital (K) y trabajo (L) en el proceso de producción. Es por ello por lo que esta función es muy útil, debido a que arroja una descripción muy precisa de la economía y es fácil trabajarla algebraicamente (Acemoglu, 2009). La función entonces tiene la siguiente forma:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta, \quad (1)$$

donde:

Y_t = Producción agregada

A_t = Progreso tecnológico o Productividad Total de los Factores (PTF)

K_t = Stock de capital

L_t = Número de trabajadores ocupados

α = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor capital

β = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor trabajo

Adicionalmente, esta función posee tres características que facilitan la explicación de fenómenos y teorías macroeconómicas:

- Exhibe rendimientos constantes a escala: los rendimientos a escala miden la variación de la producción ante un cambio proporcional en todos los factores, es decir, si $\alpha + \beta = 1$, se obtienen retornos constantes

a escala. Si $\alpha + \beta > 1$, se obtienen retornos crecientes a escala y, por último, si $\alpha + \beta < 1$, se obtienen retornos decrecientes a escala.

- Exhibe productividad marginal positiva y decreciente. Esta propiedad refleja la ley de rendimientos decrecientes de los factores, la cual indica que a medida que uno de los factores de producción aumenta, mientras que el resto se mantiene constante, entonces su productividad marginal va decayendo.
- Exhibe elasticidad de producción constante. La elasticidad de producción mide la variación porcentual de la producción ante un cambio en los insumos utilizados. En este caso es constante e igual a α para el capital y β para el trabajo. Dentro de este contexto, la función de producción Cobb-Douglas a su vez mantiene las mismas características que la función de producción neoclásica básica. Es decir que presenta rendimientos a escala constantes, los productos marginales del capital y del trabajo son positivos, los productos marginales son decrecientes y se satisfacen las condiciones de Inada (Sala-i-Martin, 2000).

B. Modelo Solow-Swan ampliado

El modelo Solow-Swan clásico propone que se estudie el crecimiento económico asumiendo una función de producción estándar con rendimientos decrecientes en el factor capital (K), tomando las tasas de ahorro y de crecimiento de la población como exógenas. Solow demostró que estas dos variables determinarían el ingreso *per cápita* durante el estado estacionario, debido a que las tasas de crecimiento del ahorro y la población varían entre países, y por ello llegan a diferentes estados estacionarios. La conclusión básica sería entonces que mientras más altas sean las tasas de ahorro más ricos serán los países (mayor nivel de ingreso *per cápita*), y mientras más altas sean las tasas de crecimiento de la población más pobres serán los países (menor nivel de ingreso *per cápita*) (Solow, 1956; Mankiw et al., 1992).

Basándose en ello, los autores Mankiw, Romer y Weil (Mankiw et al., 1992), describen que las predicciones del modelo de Solow-Swan (1956) no son más que una primera aproximación consistente con la evidencia empírica. Al examinar datos para 1992 sobre un gran número de países, Mankiw et al.

(1992) encontraron que el crecimiento del ahorro y de la población, afecta directamente el ingreso *per cápita* en la dirección que Solow predijo. Inclusive, más de la mitad de las diferencias del ingreso *per cápita* entre países puede ser explicada por esas variables solamente.

Sin embargo, no todo va bien en el Modelo Solow-Swan porque, aunque predice correctamente la dirección de los efectos del crecimiento del ahorro y de la población, no predice correctamente las magnitudes en las que lo hace, ya que en la data usada los efectos de ambas variables sobre el ingreso son demasiado grandes. Es por ello que, para entender la relación entre ahorro, población y crecimiento, se debe ir más allá del modelo Solow-Swan clásico, lo cual proveería una excelente herramienta para la descripción y el análisis de la data concerniente a las diferencias de ingreso *per cápita* entre países (Mankiw et al., 1992).

A partir de ello, Mankiw et al. (1992), basándose en el modelo de 1956, desarrollaron lo que se denominaría modelo Solow-Swan ampliado o MRW (en referencia a los nombres de los autores), por medio de la inclusión de la acumulación de capital humano (H) y de capital físico (K). En este contexto, por capital humano se entiende el conjunto de conocimientos, habilidades, cualidades y destrezas que poseen y utilizan los trabajadores (L) de la economía en sus actividades profesionales, dando a espacio a que aumenten su productividad y sus remuneraciones por encima del promedio poblacional (Blanchard et al., 2012). Argumentando la exclusión del capital humano (H) en el modelo Solow-Swan clásico, potencialmente, explica las razones por las cuales la influencia estimada de las tasas de crecimiento del ahorro y la población resulta demasiado grande:

Primero, a cualquier tasa dada de acumulación de capital humano (H), mayor tasa de ahorro o menor tasa de crecimiento de la población conlleva a niveles más altos de ingreso y por ello a niveles más altos de capital humano (H). Entonces, la acumulación de capital físico (K) y crecimiento de la población tienen un mayor impacto sobre el ingreso, cuando la acumulación de capital humano (H) se toma en cuenta (Mankiw et al., 1992).

Segundo, la acumulación de capital humano (H), puede estar correlacionada con las tasas de ahorro y las tasas de crecimiento de la población, lo que

implicaría que omitir la acumulación de capital humano (H) influye sobre los coeficientes estimados sobre el ahorro y el crecimiento de la población (Mankiw et al., 1992).

En el mismo orden de ideas, una vez se incluye el capital humano en la ecuación, partiendo de una función de producción Cobb-Douglas, el modelo toma la forma de:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta [A_t L_t]^{1-\alpha-\beta}, \quad (2)$$

donde:

Y_t = Producción agregada

K_t = Stock de capital

H_t = Stock de capital humano

A_t = Cambio tecnológico, o Productividad total de los factores (PTF)

L_t = Número de trabajadores

α = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor capital

β = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor trabajo

Este modelo asume que, por medio de la función de producción, cualquier unidad de consumo puede ser transformada sin esfuerzo a una de capital físico (K) o capital humano (H), mientras que ambos factores de capital (K y H) se depreciaren a tasas iguales. Adicionalmente, se asume que $\alpha + \beta < 1$, lo cual implicaría que existen rendimientos decrecientes en ambos factores de capital. Si $\alpha + \beta = 1$, entonces existirán rendimientos constantes a escala en los factores reproducibles, lo cual significa que no existe un estado estacionario para el modelo (Mankiw et al., 1992). Así, este modelo de crecimiento tiene diversas implicaciones:

En primer lugar, la elasticidad del ingreso con respecto al stock de capital físico (K) no es sustancialmente diferente de la participación de los capitales en el ingreso. En otras palabras, no existen externalidades sustanciales para la acumulación de capital físico (K) (Mankiw et al., 1992).

En segundo lugar, a pesar de la ausencia de externalidades, la acumulación de capital físico (K) tiene un mayor impacto sobre el ingreso *per cápita* de lo que implica el modelo estándar de Solow-Swan. Mayores tasas de ahorro

llevan a un mayor nivel de ingresos en el estado estacionario, lo que a su vez resulta en un nivel más alto de capital humano (H), incluso si el nivel de acumulación de capital humano (H) permanece constante. Mayores niveles de ahorro, entonces, aumentarán la PTF como suele medirse (Solow, 1956; Mankiw et al., 1992).

En tercer lugar, el crecimiento de la población también presenta un mayor impacto sobre el ingreso *per cápita* de lo que indica el modelo estándar, debido a que en estos altos niveles de crecimiento de la población, tiene como resultado que se reduzca el ingreso *per cápita*, ya que las cantidades del capital físico (K) y humano (H) disponibles deberán repartirse de forma cada vez menor sobre el total de la población (Mankiw et al., 1992).

En el modelo ampliado el capital humano (H) también debe distribuirse de manera más escasa, lo que implica que mayores tasas de crecimiento de la población reducirá la PTF medida (Mankiw et al., 1992; Solow, 1956).

Por último, el modelo tiene implicaciones para la dinámica de la economía cuando esta no se encuentra en el estado estacionario, prediciendo que los países con niveles de tecnología (A), tasas de acumulación y de crecimiento de la población similares deberían converger en sus ingresos *per cápita*, sin embargo, esta convergencia ocurre más lentamente de lo que el modelo Solow-Swan de 1956 sugiere, ya que este implica que una economía alcanzara la mitad de su estado estacionario dentro del modelo en alrededor de 17 años. Mientras que el modelo ampliado implica ese punto se alcanzara en alrededor de 35 años (Solow, 1956; Mankiw et al., 1992).

C. Contabilidad del crecimiento en el marco del modelo de Solow-Swan ampliado

A través de otro de sus trabajos pioneros Solow (1957) proporcionó una metodología con la cual es posible medir la contribución de los distintos factores de producción y del crecimiento del avance tecnológico o PTF sobre la tasa de crecimiento de la producción agregada de la economía, la cual se le denomina contabilidad del crecimiento (Sala-i-Martin, 2000; Barro y Sala-i-Martin, 2009; Romer, 2012).

La contabilidad del crecimiento divide el crecimiento de la producción de una firma o un país en dos partes. La primera corresponde al de la producción, que puede atribuirse al crecimiento de los distintos factores productivos, manteniendo a la tecnología como constante, mientras que la segunda parte es el crecimiento que puede atribuirse solo al incremento o disminución en la tecnología (Huggett, 2018). En este contexto, el análisis de la contabilidad del crecimiento inicia a partir de la función de producción neoclásica (3) que se reproduce aquí (Huggett, 2018):

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t). \quad (3)$$

Aplicando diferenciación total y parcial con respecto al tiempo en la ecuación 3 se tiene:

$$\dot{Y}_t = \dot{A}_t F(K_t, L_t) + A_t F_K(K_t, L_t) \dot{K}_t + A_t F_L(K_t, L_t) \dot{L}_t. \quad (4)$$

Ahora, derivando Y con respecto a las variables A , K y L se obtiene:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\dot{A}_t F(K_t, L_t)}{Y_t} + \frac{A_t F_K(K_t, L_t) \dot{K}_t}{Y_t} + \frac{A_t F_L(K_t, L_t) \dot{L}_t}{Y_t} \quad (5)$$

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{A_t F_K(K_t, L_t) K_t \dot{K}_t}{Y_t K_t} + \frac{A_t F_L(K_t, L_t) L_t \dot{L}_t}{Y_t L_t}. \quad (6)$$

Denotando la expresión $\frac{A_t F_K(K_t, L_t) K_t}{Y_t}$ con el símbolo α_t , y la expresión $\frac{A_t F_L(K_t, L_t) L_t}{Y_t}$ con el símbolo β_t , se obtiene:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \alpha_t \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \beta_t \frac{\dot{L}_t}{L_t} \quad (7)$$

Donde, α_t representa la participación del factor capital dentro de la producción total y β_t representa la participación del factor trabajo dentro de la producción total. Posteriormente se hace la aproximación de las tasas de crecimiento graduales sujetas a estudio, con respecto a otras tasas de crecimiento de períodos de tiempo inmediatos a estas aplicando primeras diferencias. Es decir:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{Y_{t+1} - Y_t}{Y_t} \quad (8)$$

$$\frac{\dot{A}_t}{A_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} = \frac{A_{t+1} - A_t}{A_t} \quad (9)$$

$$\frac{\dot{K}_t}{K_t} = \frac{\Delta K_t}{K_t} = \frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} \quad (10)$$

$$\frac{\dot{L}_t}{L_t} = \frac{\Delta L_t}{L_t} = \frac{L_{t+1} - L_t}{L_t}. \quad (11)$$

Obteniendo así la ecuación fundamental de la contabilidad del crecimiento de Solow:

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha_t \frac{\Delta K_t}{K_t} + \beta_t \frac{\Delta L_t}{L_t}, \quad (12)$$

donde:

$\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$ = Tasa de crecimiento de la producción agregada

$\frac{\Delta A_t}{A_t}$ = Cambio tecnológico, o productividad total de los factores (PTF)

$\frac{\Delta K_t}{K_t}$ = Tasa de crecimiento del stock de capital físico

$\frac{\Delta L_t}{L_t}$ = Tasa de crecimiento del factor trabajo

En este sentido, la ecuación 12 indica que el crecimiento de la producción agregada de la economía es igual a la suma de la tasa de crecimiento tecnológico $\frac{\Delta A_t}{A_t}$ (o PTF), la tasa de crecimiento del capital multiplicado por α_t , y la tasa de crecimiento del factor trabajo multiplicado por β_t (Huggett, 2018).

Conforme a ello, la contabilidad del crecimiento considera que la tecnología se puede representar con una función de producción agregada. Sin embargo, algunos autores alegan que la misma no tiene la capacidad de explicar cómo o por qué crece el nivel de tecnología en las economías

(Huggett, 2018; Jiménez, 2011; Acemoglu, 2009). No obstante, Solow (1957) sostuvo que existe la necesidad de medir la tasa de crecimiento de la tecnología $\frac{\Delta A_t}{A_t}$, entre períodos de forma residual, resultado de la diferencia entre la producción agregada y el crecimiento de los factores productivos observados. Es decir:

$$\frac{\Delta A_t}{A_t} = \frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \alpha_t \frac{\Delta K_t}{K_t} - \beta_t \frac{\Delta L_t}{L_t}. \quad (13)$$

Esta ecuación, que posteriormente se denominaría como “Residuo de Solow”, implica que el crecimiento observado de $\frac{\Delta A_t}{A_t}$, es una medida efectiva del avance tecnológico debido a que por medio de esta se recopila cualquier error ocurrido en las estimaciones de todas las demás variables que entran en la ecuación de la contabilidad del crecimiento (Solow, 1957), es decir que la PTF es la fracción de la producción agregada que no está explicada por los cambios en los factores productivos dentro de la función de producción (Comin, 2006; Huggett, 2018).

Ahora bien, en el marco del modelo Solow-Swan ampliado, una manera alternativa de estimar la contabilidad del crecimiento se puede lograr a través de una función de producción en forma intensiva, es decir en términos por trabajador. Sea la función Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (HL_t)^\beta, \quad (14)$$

donde:

Y_t = Producción agregada

K_t = Stock de capital

HL_t = Factor trabajo (ajustado por una medida de capital humano)

A_t = Cambio tecnológico, o PTF

α = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor capital

β = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor trabajo

De igual manera, existe otro modo de realizar el ejercicio de la contabilidad del crecimiento, el cual consiste en llevar la función de

producción Cobb-Douglas a términos por trabajador, es decir dividiendo la función entre el factor trabajo (HL):

$$\frac{Y_t}{(HL_t)} = A_t \frac{(K_t)^\alpha (HL_t)^\beta}{(HL_t)}, \quad (15)$$

obteniendo así la función de producción Cobb-Douglas en su forma intensiva, conforme a lo establecido por Mora (2006):

$$y_t = Ak^\alpha, \quad (16)$$

donde:

y_t = Producto por trabajador (medido con un ajuste por capital humano)

A_t = Cambio tecnológico o PTF

k_t = Stock de capital físico por trabajador (medido con un ajuste por capital humano)

Tomando logaritmos de ambos lados de la ecuación 16, y diferenciando con respecto al tiempo, se obtiene la ecuación fundamental de la contabilidad del crecimiento, pero en términos intensivos bajo el enfoque del modelo Solow-Swan ampliado, debido a la inclusión del capital humano como medida de ajuste al factor trabajo:

$$\frac{\Delta y_t}{y_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha \frac{\Delta k_t}{k_t}, \quad (17)$$

donde:

$\frac{\Delta y_t}{y_t}$ = Tasa de crecimiento del producto por trabajador (medido con un ajuste por capital humano)

$\frac{\Delta A_t}{A_t}$ = Cambio tecnológico o PTF

$\frac{\Delta k_t}{k_t}$ = Tasa de crecimiento del stock de capital físico por trabajador (medido con un ajuste por capital humano)

α = Elasticidad de la producción agregada con respecto al factor capital

Por último, a la hora de estimar el residuo de Solow, o el crecimiento de $\frac{\Delta A_t}{A_t}$, la ecuación resultante es:

$$\frac{\Delta A_t}{A_t} = \frac{\Delta y_t}{y_t} - \alpha \frac{\Delta k_t}{k_t} \quad (18)$$

II. Modelo econométrico

Los datos empleados se tomaron de la *Penn World Table* (PWT, por sus siglas en inglés) versión 9.0 la cual es una base de datos con información sobre niveles relativos de ingresos, producción, insumos y productividad, que cubre 182 países entre 1950 y 2014 (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015), empleando para su análisis el paquete econométrico *Eviews*.

El modelo para aplicar la contabilidad del crecimiento será de regresión lineal bajo el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con datos en series de tiempo a partir de la función de producción Cobb-Douglas en términos intensivos con la adición del capital humano según la propuesta de Mankiw et al. (1992).

Sin embargo, existe una restricción impuesta por el primer supuesto para la estimación de modelos de regresión lineal, el cual establece que se requiere partir de una función lineal en los parámetros (Gujarati y Porter 2010). Dado que la ecuación base de esta investigación es la función Cobb-Douglas, esta condición no se cumple por lo que es necesaria linealizarla. Dado esto, sea la función (19):

$$y_t = A_t k_t^\alpha, \quad (19)$$

donde:

y_t = Producto por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad)

A_t = Cambio tecnológico o PTF

k_t = Stock de capital físico por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad)

α = Elasticidad del producto con respecto al capital físico

En orden de obtener una función lineal, se recurrirá a transformarla en una función Cobb-Douglas log-linealizada, a través de la implementación de logaritmos naturales, aprovechando las propiedades de suavización y las propiedades que presenta este método matemático como, lo establecen Chiang y Wainwright (2007):

$$\text{Ln } y_t = \text{Ln } A_t + \alpha \text{Ln } k_t, \quad (20)$$

donde:

$\text{Ln } y_t$ = Logaritmo natural del producto por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad).

$\text{Ln } k_t$ = Logaritmo natural del stock de capital por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad).

$\text{Ln } A_t$ = Productividad total de los factores.

Por otra parte, se procede a aplicar primeras diferencias a la serie de datos en el período abarcado por el estudio (1950-2014), para calcular las tasas de crecimiento de las variables en dicho período para cada país, obteniendo:

$$\text{Ln } y_t - \text{Ln } y_{t-1} = \text{Ln } A_t - \text{Ln } A_{t-1} + \alpha (\text{Ln } k_t - \text{Ln } k_{t-1}) \quad (21)$$

$$\Delta \text{Ln } y_t = \Delta \text{Ln } A_t + \alpha \Delta \text{Ln } k_t. \quad (21a)$$

Ahora especificamos el modelo econométrico como:

$$\Delta \text{Ln } y_t = \Delta \text{Ln } A_t + \beta_0 \Delta \text{Ln } k_t + \mu_t. \quad (22)$$

Sin embargo, persiste el problema de poder observar directamente el crecimiento de la tecnología o PTF. Es por ello que se recurre a medirla a través de la metodología suministrada por Solow (1957) discutida en secciones anteriores, teniendo como resultado la ecuación se transforme en:

$$\Delta \text{Ln } A_t = \Delta \text{Ln } y_t - \beta_0 \Delta \text{Ln } k_t - \mu_t, \quad (23)$$

donde:

$\Delta \text{Ln } A_t$ = Productividad total de los factores

$\Delta \text{Ln } y_t$ = Tasa de crecimiento del producto por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad)

$\Delta \text{Ln } k_t$ = Tasa de crecimiento del capital por trabajador (medido con un ajuste por capital humano sobre la base de años de escolaridad)

β_0 = Elasticidad del producto con respecto al capital físico

μ_t = Término de error o perturbación

III. Estimación de las elasticidades del producto respecto a los factores productivos capital y trabajo

Se especificó un modelo sobre la base de la función de producción Cobb-Douglas en términos intensivos con la adición del capital humano (Mankiw et al., 1992):

$$d \text{Ln } A_t = d \text{Ln } y_t - \beta_0 d \text{Ln } k_t - \mu_t. \quad (24)$$

Por otra parte, la investigación fue dependiente de la disponibilidad de datos sobre las variables sujetas a estudio, los cuales ahora provienen de la PWT 9.0 (Feenstra et al., 2015). A partir de ello se realizaron diversos cálculos y transformaciones desde las series originales para construir las variables y series: Producto Interno Bruto real agregado por trabajador ocupado (ypt), y el stock de capital físico por trabajador ocupado (kpt), con un ajuste previo por capital humano sobre la base de años de escolaridad. A su vez, se realizaron transformaciones en las series obtenidas previamente, expresando logaritmos naturales y las primeras diferencias en los logaritmos con la finalidad de contar con una aproximación a las tasas de crecimiento de las variables sujetas a estudio.

Sin embargo, al tratarse de variables en series de tiempo, se procedió a determinar el orden de integración de las variables según las pruebas Dickey-Fuller aumentadas (ADF) y Phillips-Perron (PP) (Gujarati y Porter, 2010) mediante las rutinas de *Eviews* 10. En este sentido, los resultados obtenidos a través de las pruebas ADF y PP están recogidos en las tablas 1 y 2.

Tabla 1. Pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentada

		ADF ^a / Variables																				
		Y			K			H			HL			yp ^b	kpt							
		Niveles																				
		P-valor ^b / Pruebas diferencias																				
		P-valor																				
Países		CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST
Arg	0.9938	0.8440	0.9845	0.9962	0.8682	0.9847	0.9465	0.9025	0.9478	0.9961	0.8557	0.9988	0.9995	0.9402	0.9996	0.8328	0.2608	0.8413	0.8617	0.2827	0.8130	
Bol	1.0000	1.0000	1.0000	0.9996	0.9999	0.9726	0.9709	0.4615	0.9576	1.0000	0.9802	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9560	0.9412	0.9816	0.9767	0.9986	0.9116	
Bra	0.9985	0.9308	0.9965	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9868	0.9998	0.5520	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.4317	0.1327	0.8461	0.9997	0.9556	0.9983	
Col	1.0000	0.9968	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.8031	0.0565	0.9549	1.0000	0.9970	1.0000	1.0000	0.9996	1.0000	0.9237	0.9277	0.9802	1.0000	0.9990	0.9999	
Chil	0.9999	0.9985	0.9997	1.0000	1.0000	0.9999	0.9998	0.9668	0.9564	1.0000	0.9866	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.1819	0.4733	0.7210	0.3847	0.7339	0.8568	
Ecu	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.6683	0.4707	0.7816	1.0000	0.5098	1.0000	1.0000	0.9735	1.0000	0.2727	0.3773	0.7668	0.9998	0.9993	0.9931	
Par	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9999	0.9964	0.4244	0.9894	1.0000	0.1360	1.0000	1.0000	0.8314	1.0000	0.8194	0.9283	0.9375	0.9657	0.5225	1.0000	
Per	1.0000	0.9994	0.9996	1.0000	1.0000	1.0000	0.8738	0.1926	0.9698	1.0000	0.9172	1.0000	0.9997	0.8986	0.9929	0.6512	0.8899	0.8622	1.0000	1.0000	0.9998	
Uru	0.9983	0.9385	0.9858	0.9998	0.9963	0.9963	0.9422	0.1818	0.9959	0.8737	0.2297	0.9687	0.9968	0.3863	1.0000	0.8322	0.9766	0.8135	0.9927	0.6600	0.9674	
Ven	0.9933	0.0003	0.9960	0.9983	0.9102	0.9875	0.9887	0.3965	0.9821	1.0000	0.9940	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.7856	0.3216	0.4850	0.2389	0.4117	0.7559	
Reg	0.9994	0.9705	0.9980	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.0036	1.0000	1.0000	0.7802	1.0000	1.0000	0.9912	1.0000	0.5976	0.1664	0.9436	1.0000	0.9997	0.9999	

Tabla 1. Continuación

Países	Primeras diferencias																								
	P-valor						Variables																		
	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt													
Uru	0,0038	0,0039	0,0006	0,3422	2,2008	0,1912	0,0594	0,1956	0,5878	0,0132	0,9583	0,0042	0,0109	0,0000	0,0134	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1869	0,0136	0,0630
Ven	0,0000	0,0000	0,0000	0,6078	0,6657	0,4557	0,3687	0,4674	0,3892	0,0085	0,0007	0,3378	0,3111	0,0192	0,6688	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0340	0,1267	0,0031
Reg.	0,0022	0,0017	0,0012	0,9998	0,0231	0,9980	0,0001	0,0001	0,0000	0,0004	0,0000	0,1108	0,0067	0,0000	0,2630	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0002	0,0004
Países	Niveles																								
	P-valor						Variables																		
	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt													
Arg	0,9738	0,4162	0,9995	0,9538	0,2297	0,9899	0,8383	0,1349	0,8821	0,9818	0,5193	0,9999	0,9823	0,3202	1,0000	0,9017	0,3527	0,9688	0,8952	0,1636	0,9523				
Bol	0,9998	0,7927	1,0000	0,9999	0,9691	0,9937	0,6665	0,4964	0,6997	1,0000	0,0013	1,0000	1,0000	0,0002	1,0000	0,8645	0,8324	0,9739	0,8666	0,9539	0,8689				
Bra	0,6120	0,4135	0,9997	0,9959	0,1280	0,9988	0,9998	0,9925	0,9976	0,3518	0,9779	1,0000	0,9806	0,3384	1,0000	0,2858	0,4018	0,9649	0,9921	0,1882	0,9927				
Col	0,9877	0,8878	1,0000	0,9989	0,6039	0,9999	0,5769	0,3221	0,8888	0,9995	0,7772	1,0000	0,9995	0,5056	1,0000	0,7934	0,8425	0,9802	0,9845	0,6699	0,9997				
Chil	0,8231	0,4796	0,9966	0,9885	0,5793	1,0000	0,9992	0,7978	0,9890	0,9895	0,2249	1,0000	0,9983	0,1770	1,0000	0,1717	0,4602	0,8159	0,3396	0,6837	0,8730				
Ecu	0,9031	0,3655	1,0000	0,9992	0,8278	0,9998	0,5049	0,5801	0,5665	0,9847	0,6448	0,2362	0,9778	0,6248	0,9686	0,3346	0,4588	0,8610	0,9945	0,9673	0,9783				
Par	0,9959	0,4547	1,0000	0,9574	0,0773	0,9806	0,9739	0,1440	0,9810	0,7071	0,9637	0,4667	0,7517	0,9455	0,9971	0,8733	0,9636	0,9404	0,1143	0,6141	0,9973				
Per	0,9693	0,6358	0,9999	0,9997	0,5647	0,9999	0,7434	0,3457	0,9095	0,9998	0,1469	1,0000	0,9764	0,5529	0,9870	0,5612	0,8419	0,8883	0,9999	0,9943	0,9990				
Uru	0,9944	0,6061	0,9914	0,9730	0,2091	0,9988	0,8564	0,4305	0,9903	0,8082	0,2915	0,7332	0,8504	0,5243	0,9806	0,6768	0,9553	0,7993	0,9703	0,2241	0,9778				
Ven	0,7095	0,4603	1,0000	0,9213	0,2133	0,9804	0,9534	0,0302	0,9490	0,9034	0,1307	0,9993	0,9765	0,2049	0,9979	0,7830	0,4482	0,5443	0,3770	0,6186	0,8326				
Reg.	0,9182	0,2742	1,0000	0,9992	0,1249	0,9998	1,0000	0,0032	1,0000	0,8687	0,8636	1,0000	0,9279	0,8940	1,0000	0,3953	0,1517	0,9860	0,9996	0,9688	1,0000				
Países	Niveles																								
	P-valor						Variables																		
	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt	LnY	LnK	LnH	LnHL	LnYpt	LnKpt													
Arg	0,0000	0,0001	0,0000	0,0389	0,1275	0,0329	0,5569	0,8267	0,5231	0,0001	0,0004	0,0008	0,0001	0,0007	0,0086	0,0001	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0428	0,1440	0,0096	
Bol	0,0000	0,0000	0,0009	0,1036	0,0188	0,1186	0,2846	0,5547	0,5654	0,0005	0,0000	0,4198	0,0007	0,0001	0,6001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0067	0,0100	0,0006	

Tabla 1. *Continuación*

Países	Primeras diferencias																				
	CCCT		CCCT		SCST																
	P-valor																				
Bra	0,0002	0,0008	0,0034	0,0275	0,0515	0,1241	0,4028	0,1632	0,4642	0,0000	0,0000	0,1925	0,0000	0,0000	0,3881	0,0001	0,0003	0,0000	0,0021	0,0041	0,0011
Col	0,0000	0,0000	0,0000	0,0077	0,0125	0,1370	0,4415	0,7396	0,5527	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,1076	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0007	0,0009
Chil	0,0236	0,0910	0,0663	0,0000	0,0002	0,0077	0,5790	0,5264	0,6188	0,0000	0,0000	0,1838	0,0000	0,0000	0,2783	0,0505	0,1622	0,0047	0,0000	0,0000	0,0000
Ecu	0,0000	0,0000	0,1250	0,0060	0,0081	0,0744	0,6767	0,8813	0,3448	0,0000	0,0000	0,5858	0,0000	0,0000	0,3718	0,1365	0,3732	0,0200	0,0034	0,0053	0,0007
Par	0,0000	0,0000	0,0533	0,2223	0,4747	0,2296	0,2302	0,4962	0,5386	0,0000	0,0000	0,4636	0,0000	0,0001	0,3256	0,0000	0,0000	0,0000	0,0025	0,0045	0,0063
Per	0,0000	0,0001	0,0002	0,0052	0,0031	0,0961	0,2372	0,4985	0,2388	0,0000	0,0000	0,4679	0,0004	0,0025	0,5049	0,0000	0,0002	0,0000	0,0001	0,0000	0,0003
Uru	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0015	0,0002	0,0731	0,2259	0,2045	0,0155	0,0671	0,0064	0,0163	0,0691	0,0285	0,0000	0,0202	0,0000	0,0001	0,0006	0,0000
Ven	0,0000	0,0000	0,0000	0,0951	0,2837	0,0575	0,2430	0,5087	0,2580	0,0000	0,0001	0,2057	0,0011	0,0065	0,1267	0,0000	0,0000	0,0000	0,0418	0,1566	0,0037
Reg	0,0000	0,0001	0,0005	0,0050	0,0069	0,0693	0,0001	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,2525	0,0001	0,0001	0,2679	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

a: Dickey-Fuller aumentado, utilizando el criterio de información de Schwarz para la selección de longitud de los rezagos, incluyendo términos:

CCST: Con constante, sin tendencia

CCCT: Con constante, con tendencia

SCST: Sin constante, sin tendencia

b: P-valor de una cola según Mackinnon (1996)

El término "Lr" que antecede a algunas de las variables hace referencia al logaritmo natural de la misma.

Las variables en minúsculas "ypr" y "kpr" denotan al producto por trabajador y capital por trabajador respectivamente

Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de Eviews 10.

Tabla 2. Pruebas de raíces unitarias Phillips-Perron

Países	pp ^{a/}																				
	Variables																				
	Y		K		H		HL		ypt		kpt										
CCST	CCCT	SCST	CCCT	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST							
															Niveles						
P-valores ^{b/}																					
Arg	0,9997	0,9505	0,9998	0,9996	0,9377	0,9996	0,9962	0,5868	1,0000	1,0000	0,9903	1,0000	1,0000	0,9981	1,0000	0,9093	0,5072	0,9251	0,9196	0,5988	0,9073
Bol	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,3994	1,0000	1,0000	0,9815	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9440	0,9141	0,9808	0,9942	0,9988	0,9645
Bra	1,0000	0,9917	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9996	0,5090	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,5617	0,3079	0,9053	1,0000	0,9834	1,0000
Col	1,0000	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	0,9931	0,2848	1,0000	1,0000	1,0000	0,9970	1,0000	1,0000	0,9995	1,0000	0,8685	0,8481	0,9625	1,0000	0,9999	1,0000
Chil	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	0,9873	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,4023	0,7741	0,8073	0,6097	0,9447	0,8869
Ecu	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9986	0,6107	1,0000	1,0000	1,0000	0,8438	1,0000	1,0000	0,9667	1,0000	0,6381	0,8060	0,9006	1,0000	0,9995	0,9983
Par	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9995	0,8481	1,0000	1,0000	0,9993	0,0816	1,0000	1,0000	0,8318	1,0000	0,8194	0,9283	0,9359	0,9627	0,4422	1,0000
Per	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9634	0,5502	1,0000	1,0000	1,0000	0,8981	1,0000	1,0000	0,9270	1,0000	0,6401	0,8819	0,8971	1,0000	1,0000	1,0000
Uru	0,9998	0,9966	0,9987	1,0000	1,0000	0,9699	0,5581	1,0000	1,0000	0,9243	0,5110	0,9968	0,9852	0,5814	0,9999	0,7733	0,9658	0,8839	0,9990	0,9932	0,9997
Ven	0,9890	0,9214	0,9960	1,0000	1,0000	1,0000	0,9335	1,0000	1,0000	1,0000	0,9985	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,7613	0,3216	0,4847	0,4932	0,7332	0,8959
Reg	1,0000	0,9984	1,0000	1,0000	1,0000	0,6135	0,0000	1,0000	1,0000	1,0000	0,9378	1,0000	1,0000	0,9999	1,0000	0,8871	0,3665	0,9480	1,0000	0,9930	0,9999

Países	Primeras diferencias																				
	P-valor																				
CCST	CCCT	SCST	CCCT	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST							
															Arg	0,0012	0,0018	0,0004	0,0136	0,0145	0,0058
Bol	0,0117	0,0002	0,0081	0,9878	0,7138	0,8822	0,3263	0,6529	0,7565	0,0023	0,0000	0,0393	0,0330	0,0000	0,1512	0,0000	0,0000	0,0000	0,0162	0,0104	0,0023
Bra	0,0011	0,0013	0,0005	0,3590	0,0471	0,1794	0,7375	0,2346	0,8307	0,0000	0,0000	0,0004	0,0314	0,0001	0,0984	0,0000	0,0002	0,0000	0,0037	0,0014	0,0023
Col	0,0009	0,0008	0,0005	0,9180	0,5131	0,7401	0,3339	0,7758	0,6563	0,0000	0,0000	0,0006	0,0003	0,0000	0,0103	0,0000	0,0000	0,0000	0,0133	0,0022	0,0207
Chil	0,0270	0,0103	0,0467	0,9343	0,4947	0,9164	0,8945	0,5714	0,8817	0,0000	0,0000	0,0213	0,0166	0,0000	0,1757	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
Ecu	0,0017	0,0000	0,0061	0,9719	0,8277	0,8567	0,5023	0,9419	0,4096	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0046	0,0000	0,0000	0,0000	0,0568	0,0167	0,0236

Tabla 2. *Continuación*

	Primeras diferencias																				
	Países						P-valdor														
	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST						
Par	0,0001	0,0000	0,0002	0,7692	0,0105	0,8856	0,0455	0,0818	0,1855	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004						
Per	0,0107	0,0030	0,0050	0,9832	0,8760	0,9485	0,1347	0,3793	0,1846	0,0013	0,0000	0,0603	0,8825	0,0001	0,1758						
Uru	0,0027	0,0027	0,0005	0,3739	0,2023	0,2321	0,0392	0,1395	0,1864	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000						
Ven	0,0000	0,0000	0,0000	0,1301	0,0819	0,0545	0,2913	0,3074	0,3411	0,0126	0,0011	0,1120	0,4689	0,0149	0,5962						
Reg	0,0027	0,0017	0,0019	0,5631	0,0738	0,3387	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0000	0,0261	0,0056	0,0000	0,0419						
	Variables																				
	LnY			LnK			LnH			LnL			LnHL			Lnpyt			Lnkpt		
	Niveles																				
	P-valdor																				
Arg	0,9810	0,5038	1,0000	0,9730	0,6294	1,0000	0,9072	0,7365	1,0000	0,9945	0,8137	1,0000	0,9933	0,7241	1,0000						
Bol	0,9998	0,7826	1,0000	1,0000	0,9953	1,0000	0,9093	0,8411	1,0000	1,0000	0,0003	1,0000	1,0000	0,0003	1,0000						
Bra	0,6590	0,6248	1,0000	0,9996	0,4517	1,0000	1,0000	0,9995	1,0000	0,3518	0,9659	1,0000	0,9802	0,2490	1,0000						
Col	0,9842	0,7980	1,0000	0,9998	0,9249	1,0000	0,9209	0,8535	1,0000	0,9993	0,7772	1,0000	0,9995	0,5056	1,0000						
Chi	0,8466	0,7495	1,0000	0,9967	0,8583	1,0000	0,9999	0,9947	1,0000	0,9861	0,1781	1,0000	0,9977	0,1699	1,0000						
Eu	0,9178	0,7102	1,0000	0,9998	0,8821	1,0000	0,8561	0,8631	1,0000	0,9765	0,5268	1,0000	0,9675	0,6186	1,0000						
Par	0,9960	0,3634	1,0000	0,9940	0,3078	1,0000	0,9866	0,5224	1,0000	0,6846	0,9637	0,9646	0,7721	0,9085	0,9998						
Per	0,9699	0,8006	1,0000	1,0000	0,6699	1,0000	0,8728	0,8380	1,0000	0,9988	0,1873	1,0000	0,9879	0,4189	1,0000						
Uru	0,9734	0,6993	0,9980	0,7064	0,0451	1,0000	0,8885	0,8660	1,0000	0,8385	0,5647	0,8406	0,8710	0,7198	0,9998						
Ven	0,7146	0,4984	0,9999	0,8912	0,6582	1,0000	0,9971	0,5626	1,0000	0,8948	0,4246	1,0000	0,9863	0,4788	1,0000						
Reg	0,7597	0,1684	1,0000	0,9994	0,7697	1,0000	0,0946	0,0000	0,9996	0,6167	0,8319	1,0000	0,2574	0,0000	1,0000						

Tabla 2. Continuación

Países	Primeras diferencias																				
	P-valor																				
	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST									
Arg	0,0000	0,0001	0,0000	0,0343	0,1140	0,0329	0,0246	0,1164	0,3042	0,0002	0,0014	0,0013	0,0003	0,0023	0,0191	0,0001	0,0006	0,0000	0,0271	0,0983	0,0065
Bol	0,0000	0,0000	0,0000	0,1326	0,0188	0,2050	0,2461	0,5547	0,5654	0,0008	0,0000	0,0229	0,0014	0,0001	0,0903	0,0000	0,0000	0,0000	0,0102	0,0139	0,0009
Bra	0,0002	0,0009	0,0056	0,0275	0,0515	0,1838	0,4671	0,1750	0,5263	0,0000	0,0000	0,0011	0,0000	0,0000	0,0047	0,0001	0,0003	0,0000	0,0021	0,0038	0,0014
Col	0,0000	0,0000	0,0000	0,0064	0,0125	0,1791	0,4124	0,7290	0,548	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0025	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0006	0,0009
Chil	0,0002	0,0013	0,0105	0,0001	0,0004	0,0143	0,5657	0,5264	0,6185	0,0000	0,0000	0,0467	0,0000	0,0000	0,1223	0,0001	0,0004	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
Ecu	0,0000	0,0000	0,0007	0,0078	0,0099	0,1540	0,5772	0,8565	0,3448	0,0000	0,0000	0,0278	0,0000	0,0000	0,1168	0,0000	0,0000	0,0000	0,0048	0,0063	0,0013
Par	0,0000	0,0000	0,0002	0,2461	0,4747	0,2817	0,0206	0,0743	0,1639	0,0000	0,0000	0,0012	0,0000	0,0001	0,0187	0,0001	0,0010	0,0000	0,0022	0,0048	0,0094
Per	0,0000	0,0001	0,0003	0,0071	0,0042	0,1634	0,2074	0,4578	0,2305	0,0000	0,0000	0,0630	0,0004	0,0027	0,1725	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002	0,0000	0,0004
Uru	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0015	0,0003	0,0501	0,1682	0,1977	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
Ven	0,0000	0,0000	0,0000	0,0861	0,2643	0,0572	0,1734	0,3839	0,2235	0,0001	0,0011	0,0763	0,0013	0,0074	0,2342	0,0000	0,0000	0,0000	0,0476	0,1766	0,0044
Reg	0,0000	0,0001	0,0006	0,0041	0,0055	0,0875	0,0001	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0027	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

a: Phillips-Perron, utilizando el método de estimación espectral Bartlett kernel y anchos de bandas Newey-West, incluyendo terminos:

CCST: Con constante, sin tendencia

CCCT: Con constante, con tendencia

SCST: Sin constante, sin tendencia

b: P-valores de una cola según MacKinnon (1996)

El termino "Ln" que antecede a algunas de las variables hace referencia al logaritmo natural de la misma.

Las variables en minúsculas "ypt" y "kpt" denotan al producto por trabajador y capital por trabajador respectivamente

Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de Eviews 10.

Los resultados demuestran que las variables observadas en niveles no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria dado los niveles de significancia estadística obtenidos, por lo cual es posible estimar el modelo con las variables en niveles si se cumple la condición de que los residuos estimados en la regresión sean estacionarios (Bejarano et al., 2018) de acuerdo con el enfoque de cointegración propuesto por Engle y Granger (Gujarati y Porter, 2010). Mientras que, en términos generales, las series observadas en primeras diferencias del logaritmo natural son estacionarias en su mayor parte con diversos niveles de significancia estadística que así lo demuestran.

Así mismo, las tablas 3 y 4 presentan los resultados obtenidos mediante las estimaciones de la función de producción Cobb-Douglas intensiva con la inclusión de una medida de capital humano en los casos individuales de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela, así como también el total absoluto de la región de América del Sur en el período 1950-2014.

Cabe destacar que, desde el punto de vista estadístico, todos los residuos de las regresiones presentan una distribución normal acorde con los resultados de la prueba Jarque-Bera (Gujarati y Porter, 2010). Por otra parte, las series fueron previamente corregidas por posibles problemas de heterocedasticidad con el método de corrección de *Newey-West* (HAC) y, en algunos casos, se introdujo el esquema autorregresivo de primer orden AR(1) y las variables en diferencias para corregir posibles problemas de autocorrelación en los términos de error o residuos (Gujarati y Porter, 2010), situación que se ve reflejada en los resultados del estadístico Durbin-Watson de cada una de las regresiones.

Adicionalmente, se incluyeron en los casos de Bolivia, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela un término constante que registra el parámetro de la tecnología y una variable de tendencia para registrar el crecimiento de la función de producción que no está explicado por los factores productivos, lo cual se refleja en la Tabla 6. En el mismo orden de ideas, se incluyeron variables tipo *dummy* de impacto a causa de la posible presencia de quiebres estructurales en esos años particulares, originados por diversos factores de índole político, económico y social que pudieron haber generado cambios

estructurales en las economías de la región. Las variables *dummy* demostraron ser estadísticamente significativas dentro de las regresiones en varios niveles de significancia (1 %, 5 % y 10 %).

Tabla 3. *Resultados de las estimaciones de la función de producción intensiva con capital humano en el período (1950-2014a)*

Notación	Variables	Variable dependiente: primera diferencia del logaritmo natural del PIB por trabajador				
		Grupo de países				
		Bol (1950-2014)	Col (1950-2014)	Ecu (1950-2014)	Per (1950-2014)	Ven (1950-2014)
c	Constante			0,016 (0,008)***	0,002 (0,009)****	-0,015 (0,008)**
dlog(kpt)	Tasa de crecimiento del capital por trabajador	0,216 (0,126)***	0,378 (0,113)*	0,717 (0,099)*	0,569 (0,182)*	0,616 (1,155)*
d53	Dummy para el año 1953	-0,144 (0,002)*				
d62	Dummy para el año 1962	0,007 (0,000)*				
d64	Dummy para el año 1964		0,073 (0,030)**			
d68	Dummy para el año 1968	-0,131 (0,001)*				
d74	Dummy para el año 1974	0,113 (0,003)*		0,152 (0,005)*		
d87	Dummy para el año 1987		0,066 (0,030)**			
d89	Dummy para el año 1989				-0,172 (0,089)***	
d04	Dummy para el año 2004				-0,172 (0,089)***	0,209 (0,010)*
@trend	Tendencia temporal		0,066 (0,030)**	-0,001 (0,000)**		
R ²		0,349	0,477	0,480	0,429	0,201
R ² ajustado		0,305	0,441	0,454	0,39	0,183
Estadístico Durbin-Watson		1,494	2,081	1,933	2,075	1,999

Continúa

Tabla 3. Continuación

		Variable dependiente: primera diferencia del logaritmo natural del PIB por trabajador				
Notación	Variables	Grupo de países				
		Bol	Col	Ecu	Per	Ven
		(1950-2014)	(1950-2014)	(1950-2014)	(1950-2014)	(1950-2014)
Observaciones		64	64	64	64	64
White Cross-Section (Coef. Covariance method)		Si	Si	Si	Si	Si
Prueba de White para heterocedasticidad. Probabilidad		0,765	0,000	0,834	0,000	0,599
Prueba LM para autocorrelación. Probabilidad		0,249	AR(1)	0,828	AR(1)	0,424
Prueba de Jarque-Bera para normalidad. Probabilidad		0,565	0,996	0,852	0,899	0,062

El log que antecede a la variable significa el logaritmo natural de dicha variable; una d delante de la variable significa la primera diferencia de dicha variable, mientras que cuando dlog antecede a una variable significa la primera diferencia del logaritmo natural de dicha variable (como aproximación de su tasa de crecimiento).

* Coeficientes significativos al 1 %, ** coeficientes significativos al 5 %, *** coeficientes significativos al 11 %, **** coeficientes no significativos. Errores estándar entre parentesis ().

Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de *Eviews* 10.

Tabla 4. Resultados de las estimaciones de la función de producción intensiva con capital humano en el período (1950-2014b)

		Variable dependiente: primera diferencia del logaritmo natural del PIB por trabajador					
Notación	Variables	Grupo de países					
		Arg	Bra	Chl	Pry	Ury	Reg
		(1950-2014)	(1950-2014)	(1951-2014)	(1970-2014)	(1950-2014)	(1950-2014)
dlog(kpt)	Tasa de crecimiento del capital por trabajador	0,656 (0,079)*	0,655 (0,126)*	0,444 (0,147)*	0,456 (0,082)*	0,474 (0,126)*	0,638 (0,117)*
d52	Dummy para el año 1952					-0,188 (0,020)*	
d62	Dummy para el año 1962			0,184 (0,002)*			
d73	Dummy para el año 1973			-0,063 (0,004)*			

Continúa

Tabla 4. Continuación

Notación	Variables	Variable dependiente: primera diferencia del logaritmo natural del PIB por trabajador					
		Grupo de países					
		Arg	Bra	Chl	Pry	Ury	Reg
		(1950-2014)	(1950-2014)	(1951-2014)	(1970-2014)	(1950-2014)	(1950-2014)
d74	Dummy para el año 1974						
d75	Dummy para el año 1975			-0,227 (0,010)*			
d80	Dummy para el año 1980						
d89	Dummy para el año 1989	-0,079 (0,005)*					
d96	Dummy para el año 1996		0,123 (0,034)*				0,077 (0,045)*
d98	Dummy para el año 1998		-0,018 (0,002)*				
d00	Dummy para el año 2000				-0,140 (0,003)*	-0,060 (0,002)*	
d02	Dummy para el año 2002				0,203 (0,001)*	-0,060 (0,002)*	
R ²		0,415	0,486	0,463	0,503	0,321	0,607
R ² ajustado		0,396	0,46	0,435	0,478	0,289	0,587
Estadístico Durbin-Watson		1,799	2,091	1,784	1,402	1,694	1,993
Observaciones		64	64	63	44	64	64
White Cross-Section (Coef. Covariance method)		Si	Si	Si	Si	Si	Si
Prueba de White para heterocedasticidad. Probabilidad		0,807	0,010	0,000	0,820	0,820	0,000
Prueba LM para autocorrelación. Probabilidad		0,546	AR(1)	0,693	0,11	0,337	AR(1)
Prueba de Jarque-Bera para normalidad. Probabilidad		0,779	0,218	0,578	0,746	0,618	0,546

El log que antecede a la variable significa el logaritmo natural de dicha variable; una d delante de la variable significa la primera diferencia de dicha variable, mientras que cuando dlog antecede a una variable significa la primera diferencia del logaritmo natural de dicha variable (como aproximación de su tasa de crecimiento).

* Coeficientes significativos al 1 %, ** coeficientes significativos al 5 %, *** coeficientes significativos al 11 %, **** coeficientes no significativos. Errores estándar entre parentesis ().

Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de *Eviews* 10.

Dado los resultados en las regresiones efectuadas, se observa que las elasticidades del producto con respecto al capital por trabajador son en su mayoría consistentes con los supuestos de Mankiw et al. (1992), quienes argumentan que incluir el capital humano dentro del modelo de Solow (1956) tendría como resultado que la participación del capital físico y el crecimiento de la población tendrían un mayor impacto en los niveles del producto agregado o ingresos de la población.

En este sentido, al observar las elasticidades en los casos individuales de los países que conforman la región, estas sugieren que un aumento del 1 % en el stock de capital tiene como resultado un aumento del producto por trabajador, resultados que en su mayoría representan participaciones altas en el ingreso total de las economías por parte del factor capital por encima de la participación del factor trabajo, con excepción de los casos particulares de Bolivia y Colombia donde las elasticidades representan valores bajos para sostener dicha hipótesis.

Por otra parte, cuando se observa la elasticidad calculada para el agregado de la región (0,638), sugiere que un aumento del 1 % en el stock de capital tiene como resultado un aumento del 0,64 % en el producto por trabajador. Esto representa una participación alta en el ingreso total de la economía regional por parte del factor capital, que supera a la participación del factor trabajo.

Ahora bien, una de las limitaciones de las estimaciones realizadas es la moderada e incluso muy baja medida de bondad de ajuste de la regresión. Esto plantea la posibilidad de que pueden existir factores no incorporados dentro del modelo en forma de elementos o variables exógenas no especificadas dentro de la forma funcional del mismo.

IV. Análisis de la productividad total de los factores en la región de América del Sur

Una vez obtenidas las elasticidades en la función de producción Cobb-Douglas intensiva, se procedió a estimar la tasa de crecimiento de la PTF para la región de América del Sur y sus países integrantes a través de la metodología de la contabilidad del crecimiento establecida por Solow (1957).

En este sentido, la Tabla 5 recopila los resultados hallados en conjunto a la descomposición de la experiencia del crecimiento económico en la región y cada uno de los países que la conforman.

Tabla 5. Descomposición del crecimiento económico en América del Sur. Período (1950-2014)

Países	PIB Real (%)							Stock de Capital (%)						
	Periodos							Periodos						
	51-64	65-79	80-94	95-09	10-14	00-14	51-14	51-64	65-79	80-94	95-09	10-14	00-14	51-14
Arg	2,45 %	3,69 %	7,59 %	4,01 %	4,54 %	3,29 %	4,47 %	2,29 %	5,70 %	9,95 %	4,92 %	4,31 %	2,70 %	5,66 %
Bol	2,09 %	3,94 %	3,49 %	5,62 %	6,80 %	6,14 %	4,05 %	1,13 %	3,95 %	1,42 %	8,05 %	7,86 %	7,88 %	4,01 %
Bra	6,34 %	7,37 %	3,96 %	4,44 %	5,60 %	4,78 %	5,52 %	2,21 %	7,99 %	6,91 %	6,71 %	9,20 %	7,78 %	6,27 %
Col	4,56 %	2,54 %	4,00 %	4,74 %	6,25 %	5,72 %	4,12 %	4,18 %	6,15 %	5,63 %	7,55 %	7,37 %	7,25 %	6,05 %
Chil	4,49 %	6,41 %	2,57 %	3,25 %	6,06 %	5,24 %	4,32 %	3,54 %	4,37 %	3,32 %	4,40 %	6,30 %	5,49 %	4,10 %
Ecu	5,01 %	7,40 %	1,68 %	5,39 %	6,68 %	7,18 %	5,01 %	2,72 %	6,81 %	3,05 %	8,41 %	7,02 %	8,79 %	5,43 %
Par	2,93 %	6,30 %	4,52 %	4,64 %	7,97 %	6,63 %	4,92 %	0,75 %	7,83 %	9,12 %	6,84 %	4,82 %	5,95 %	6,20 %
Per	5,55 %	4,35 %	2,69 %	6,10 %	6,34 %	6,74 %	4,79 %	2,70 %	4,74 %	7,36 %	7,68 %	6,89 %	6,43 %	5,76 %
Uru	2,27 %	2,19 %	2,39 %	1,78 %	7,15 %	3,88 %	2,55 %	6,95 %	5,39 %	3,12 %	4,43 %	7,51 %	5,54 %	5,14 %
Ven	5,97 %	4,69 %	0,59 %	5,42 %	3,56 %	7,02 %	4,09 %	6,29 %	8,22 %	1,12 %	6,45 %	8,84 %	8,37 %	5,77 %
Reg	5,76 %	5,83 %	3,79 %	4,42 %	5,49 %	4,95 %	4,98 %	3,59 %	6,79 %	5,66 %	6,32 %	8,12 %	6,87 %	5,82 %
Países	Factor Trabajo (%)							PTF (%)						
	Periodos							Periodos						
	51-64	65-79	80-94	95-09	10-14	00-14	51-14	51-64	65-79	80-94	95-09	10-14	00-14	51-14
Arg	1,40 %	1,27 %	1,51 %	2,28 %	1,26 %	2,23 %	1,59 %	0,23 %	-0,74 %	0,20 %	-0,18 %	0,98 %	0,51 %	-0,04 %
Bol	-0,42 %	1,79 %	3,06 %	2,55 %	2,87 %	2,75 %	1,87 %	1,31 %	0,79 %	-0,37 %	1,03 %	2,12 %	1,54 %	0,79 %
Bra	2,72 %	3,72 %	2,41 %	1,95 %	1,79 %	2,18 %	2,63 %	3,70 %	0,79 %	-1,89 %	-1,28 %	-1,90 %	-1,79 %	0,10 %
Col	1,26 %	1,23 %	3,32 %	1,89 %	3,55 %	2,71 %	2,07 %	1,73 %	-1,45 %	-0,84 %	-0,02 %	0,66 %	0,64 %	-0,14 %
Chil	2,17 %	3,53 %	3,30 %	2,64 %	2,72 %	3,09 %	2,91 %	1,29 %	2,18 %	-1,26 %	-0,72 %	1,35 %	0,62 %	0,43 %
Ecu	1,97 %	3,12 %	3,94 %	2,37 %	2,25 %	2,80 %	2,82 %	2,23 %	1,39 %	-1,93 %	-1,60 %	0,92 %	-0,13 %	0,06 %
Par		2,87 %	4,61 %	2,53 %	2,11 %	2,76 %	3,26 %		0,16 %	-2,70 %	-0,27 %	3,91 %	1,72 %	-0,54 %
Per	1,52 %	2,69 %	3,64 %	2,90 %	2,28 %	2,48 %	2,67 %	3,06 %	-0,14 %	-3,64 %	0,06 %	1,27 %	1,82 %	-0,10 %
Uru	1,22 %	0,64 %	2,55 %	0,21 %	1,18 %	1,15 %	1,15 %	-1,90 %	-1,21 %	-0,84 %	-0,69 %	2,59 %	0,45 %	-0,86 %
Ven	3,16 %	3,49 %	3,21 %	3,06 %	2,46 %	3,46 %	3,17 %	0,67 %	-2,42 %	-1,62 %	-0,41 %	-3,32 %	-0,10 %	-1,16 %
Reg	2,57 %	3,18 %	2,65 %	2,21 %	2,04 %	2,44 %	2,60 %	1,65 %	-0,01 %	-1,17 %	-0,77 %	-0,78 %	-0,67 %	-0,16 %

Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de *Eviews* 10.

Estos resultados demuestran que en el período 1951-2014, el PIB real creció a una tasa promedio en el rango de entre 2,55 % en el punto más bajo correspondiente a Uruguay y 5,52 % en su punto más alto correspondiente a Brasil, mientras los demás países muestran valores similares en el rango de entre 4,05 y 5,01 %. El stock de capital tuvo un rendimiento similar con una tasa de crecimiento promedio en el rango de 4,01 % en su punto más bajo correspondiente a Bolivia y 6,27 % en su punto más alto de nuevo correspondiente a Brasil, mientras que los demás países muestran valores similares en el rango de 4,10 % y 6,20 %.

El factor trabajo (ajustado por un índice de capital humano sobre la base de años de escolaridad) muestra una tasa de crecimiento promedio menor al factor capital en el rango de 1,84 % en su punto más bajo correspondiente a Uruguay y 4,42 % en su punto más alto correspondiente a Venezuela, mientras los demás países presentan un rango de valores similares en el rango de 2,34 % a 3,80 %.

Mientras tanto, la PTF demostró resultados poco favorables en un espectro negativo en cuanto a su tasa de crecimiento promedio se refiere, situándose en un rango de -1,16 % en su punto más alto correspondiente a Venezuela y -0,04 % en su punto más bajo correspondiente a Argentina, con la excepción de países como Bolivia, Brasil, Chile y Ecuador con un promedio de 0,79 %, 0,10 %, 0,43 % y 0,06 %, respectivamente. Por otra parte, al analizar los resultados del total absoluto de la región se puede observar que el PIB real creció a un promedio de 4,98 %, el stock de capital en 5,82 %, el factor trabajo en 2,60 % y la PTF en un -0,16 %. En este contexto los resultados revelan que, en cuanto a la experiencia del crecimiento de América del Sur, la principal fuente del crecimiento del producto ha sido la acumulación de factores productivos más que la productividad total, lo cual puede comprobarse más a fondo observando la Figura 1 y la Tabla 6.

En la Figura 1 se puede observar que el crecimiento de la PTF en la región a lo largo del período fue altamente inestable, mientras que la acumulación de factores demostró ser más estable, lo cual en conjunto a las estimaciones de la participación de la productividad en el crecimiento promedio del producto

(Tabla 6) y la descomposición previa del crecimiento (Tabla 5), revela que existen factores adicionales a tomar en cuenta para explicar las variaciones en el crecimiento regional (Easterly y Levine 2001) debido a que, la productividad no ha sido determinante en cuanto al crecimiento económico de Suramérica en el período 1950-2014, demostrando que la región es altamente ineficiente a la hora de combinar y emplear sus factores productivos, lo que en alguna medida determinó el desempeño económico de la misma especialmente durante los episodios de decrecimiento e inestabilidad económica del siglo XX (Solimano y Soto, 2005), y los que le proseguirían en la primera parte del siglo XXI.

Tabla 6. *Porcentaje del crecimiento promedio del PIB correspondiente al crecimiento de la PTF. Período (1950-2014)*

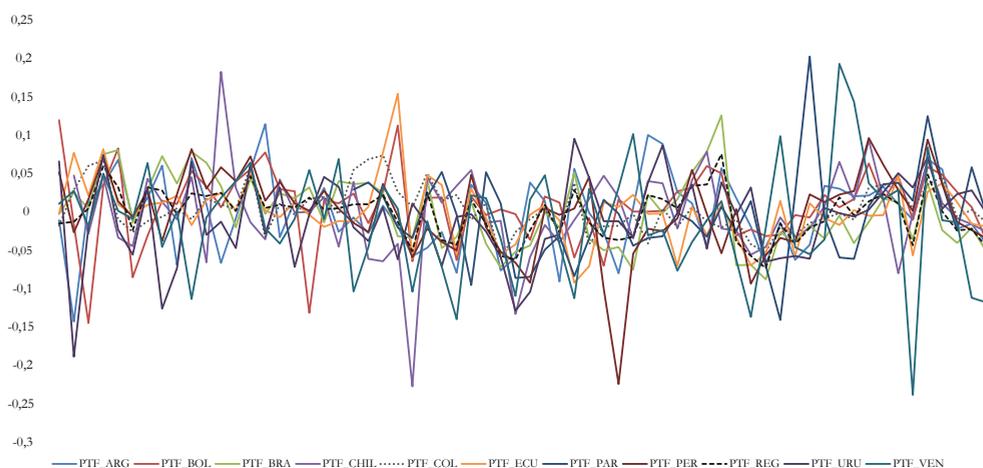
Países	Porcentaje del crecimiento del Pib real						
	Periodos						
	51-64	65-79	80-94	95-09	10-14	00-14	51-14
Arg	9,39 %	-20,05 %	2,64 %	-4,49 %	21,59 %	15,50 %	-0,89 %
Bol	62,68 %	20,05 %	-10,60 %	18,33 %	31,18 %	25,08 %	19,51 %
Bra	58,36 %	10,72 %	-47,73 %	-28,83 %	-33,93 %	-37,45 %	1,81 %
Col	37,94 %	-57,09 %	-21,00 %	-0,42 %	10,56 %	11,19 %	-3,40 %
Chil	28,73 %	34,01 %	-49,03 %	-22,15 %	22,28 %	11,83 %	9,95 %
Ecu	44,51 %	18,78 %	-114,88 %	-29,68 %	13,77 %	-1,81 %	1,20 %
Par		2,54 %	-59,73 %	-5,82 %	49,06 %	25,94 %	-10,98 %
Per	55,14 %	-3,22 %	-135,32 %	0,98 %	20,03 %	27,00 %	-2,09 %
Uru	-83,70 %	-55,25 %	-35,15 %	-38,76 %	36,22 %	11,60 %	-33,73 %
Ven	11,22 %	-51,60 %	-274,58 %	-7,56 %	-93,26 %	-1,42 %	-28,36 %
Reg	28,65 %	-0,17 %	-30,87 %	-17,42 %	-14,21 %	-13,54 %	-3,21 %

Fuente: elaboración y cálculos propios a partir de los resultados de la Tabla 5.

Dentro de este contexto, cabe descartar que estas conclusiones son consistentes con los hallazgos de trabajos a menor escala dentro de economías específicas de la región como los de Mora (2006), Puente et al. (2010), Bejarano et al. (2018), Briones et al. (2018), y aquellos a escala de mayor que

toman en cuenta toda América Latina como los de Solimano y Soto (2005), Méndez-Sayago et al. (2013) y Araujo y et al. (2014). Al igual que trabajos con muestras a nivel internacional como los de Easterly y Levine (2001), Canarella y Pollard (2003) y Koutun y Karabona (2013), cuyos objetivos fueron comprobar la validez empírica del modelo MRW (1992), obteniendo resultados positivos en el proceso.

Figura 1. *Comportamiento de la Productividad total de los factores en América del Sur. Período (1950-2014)*



Fuente: PWT versión 9.0, elaboración y cálculos propios sobre la base de Eviews 10.

Una interesante área de estudio ampliamente documentada y con referentes empíricos es sobre los determinantes a corto y largo plazo de la PTF, cuestión que se sugiere investigar para el caso de los países estudiados, en cuanto permitiría tener referencias más exactas sobre las causas por las cuales esta región tiene dificultades respecto a la expansión de su productividad total.

Conclusiones

La teoría del crecimiento económico exógeno predice que los países pobres deberían crecer a un ritmo más rápido que los países ricos lo cual permitiría que haya convergencia a nivel de sus ingresos *per cápita*. La evidencia

empírica disponible revela que, en la última mitad del siglo XX, muchas economías de diferentes regiones como Europa del Sur, Europa Occidental y Asia del Este, efectivamente disfrutaron de importantes experiencias de crecimiento económico logrando reducir significativamente sus brechas de ingresos y niveles de desarrollo en comparación a otras naciones (Acemoglu, 2009).

Según los resultados obtenidos por medio de las regresiones formalizadas en la función de producción Cobb-Douglas en términos intensivos, se puede concluir que las elasticidades del producto con respecto al factor capital son, mayoritariamente, consistentes con los supuestos del modelo Solow-Swan ampliado de Mankiw et al. (1992). Estos autores señalan que incluir el capital humano dentro del modelo de Solow (1956) tendría como resultado evidencia más acorde a la pauta de distribución del ingreso, donde el capital en un sentido amplio tiene mayor participación en el producto total de la economía.

No obstante, si bien el modelo econométrico fue bien especificado y se obtuvieron estimaciones consistentes, los estadísticos que representan la bondad de ajuste de la ecuación de regresión demostraron ser valores medio-bajos, por lo que se concluye que pueden existir factores que participan a la hora de determinar el rendimiento económico de América del Sur y sus países miembros, que no están siendo registrados dentro del modelo, como por ejemplo la estructura institucional de la región y el funcionamiento de la misma en ella, que como lo demuestra la evidencia empírica disponible las instituciones pueden ser determinantes en el desempeño económico de largo plazo de las naciones (Acemoglu, 2009; Acemoglu y Robinson, 2012). Por lo que se recomienda expandir el modelo para remediar dicha situación y encontrar resultados más concluyentes al respecto.

Por su parte, los resultados del objetivo general de la investigación evidencian que la principal fuente del crecimiento en el producto total en la región fue la acumulación de factores productivos más que la productividad total de la misma, que no ha sido un factor determinante del crecimiento en el período de estudio 1950-2014, por lo cual la región es ineficiente a la hora de emplear y combinar sus factores productivos en comparación con otras regiones del mundo. Algo que ha jugado un factor determinante en el

desempeño económico de largo plazo de Suramérica, especialmente cuando se toma en cuenta los posibles efectos adversos de esta ineficiencia durante los episodios de inestabilidad macroeconómica como consecuencia de choques exógenos y desequilibrios internos.

Por último, se destaca que los resultados invitan, como siempre es el caso en las investigaciones empíricas, a atender la calidad de la data, dada la importancia de tomar en cuenta los cambios que tienen lugar a lo largo del tiempo en la recolección y medición de las cuentas nacionales de los distintos países estudiados, al igual que una gran parte de la investigación sobre el capital humano y crecimiento económico debe ser reexaminada debido a la disponibilidad de nuevas o actualizadas fuentes de datos macroeconómicos (Canarella y Pollar, 2003).

Agradecimientos

Artículo derivado del proyecto Hechos estilizados del crecimiento económico mundial: nueva evidencia. Período 1950-2014. CONDES. Universidad del Zulia. Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Zulia Instituto de Investigaciones (LUZ), Venezuela y de la ponencia titulada: contabilidad del crecimiento en el marco del modelo de Solow-Swan ampliado de la región de América del Sur en el período 1950-2014, presentada en el II Encuentro de investigadores de la red de investigación en gestión y desarrollo organizacional efectuado en Montería, Colombia, noviembre 2019.

Referencias

- Acemoglu, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Cambridge: The MIT press.
- Acemoglu, D. & Robinson, J. (2012). *Por qué fracasan los países*. Barcelona: Centro Libros PAF, S. L. U.
- Araujo, J., Feitosa, D. & Silva, A. (2014). América Latina: productividad total de los factores y su descomposición. *Revista de la CEPAL* (114), 54-69. <https://doi.org/10.18356/0e0afe2-es>

- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (2009). *Crecimiento Económico*. Barcelona: Reverté S.A.
- Bejarano, H., Molero, L., Campuzano, J. y Salcedo, V. (2018). Productividad de los factores, producto potencial y brecha del producto en Perú. *Económicas CUC*, 39(1), 41-60. <http://dx.doi.org/10.17981/econcu.c.39.1.2018.03>
- Blanchard, O., Amighini, A. & Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía* (5ta ed.). Madrid: Pearson Education, S.A.
- Briones, X., Molero, L. & Calderón, O. (2018). La función de producción Cobb-Douglas en el Ecuador. *Tendencias* 19(2), 45-73. <https://doi.org/10.22267/rtend.181902.97>
- Canarella, G. & Pollard, S. (2003). The Augmented Solow Model and the OECD Sample. *International Business & Economics Journal*, 2(7), 89-102. <https://doi.org/10.19030/iber.v2i7.3824>
- Chiang, A. & Wainwright, K. (2007). *Métodos fundamentales de economía matemática* (4ta ed.). México D.F.: McGraw-Hill Interamericana.
- Comin, D. (2006). Total factor productivity. New York University. National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_1681-2
- Easterly, W. & Levine, R. (2001). What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *The World Bank Economic Review*, 15(2). 177-219. <https://doi.org/10.1093/wber/15.2.177>
- Feenstra, R., Inklaar, R. C. & Timmer, M. (2015). The Next Generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182. <https://doi.org/10.1257/aer.20130954>
- Gujarati, D. N. & Porter, D.C. (2010). *Econometría* (5a. ed. México: McGraw Hill.
- Hugget, M. (2018). Growth accounting lecture presentation [Classroom material]. Georgetown University. <http://faculty.georgetown.edu/mh5/class/econ102/lecture/growthaccounting-lecture>

- Jiménez, F. (2011). *Crecimiento económico: enfoques y modelos*. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Koutun, A. & Karabona, P. (2013). *An Empirical Study of the Solow Growth Model* [Bachelor Thesis in Economics, Mälardalen University]. <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:633334/fulltext01.pdf>
- Mankiw, G., Romer, D. & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Mora, J. (2006). La productividad multifactorial y el crecimiento económico en Venezuela. *Actualidad Contable FACES*, 9(13), 92-104. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=25701309>
- Puente, J. Gómez, P. & Vera, L. (2010). La productividad perdida. Venezuela. *Debates IESA XV* (1), 66-69. <http://virtual.iesa.edu.ve/servicios/wordpress/?p=1225>
- Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics* (4th edition). University of California, Berkeley: McGraw-Hill Irwin.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes del crecimiento económico*. Antoni Bosch editor.
- Méndez-Sayago, J., Méndez-Sayago, J. & Hernández, H. (2013). Productividad total de los factores, cambio técnico, eficiencia técnica y PIB potencial en Latinoamérica. *Semestre Económico*, 16(34), 65-91. <https://doi.org/10.22395/seec.v16n34a3>
- Solimano, A. & Soto, R. (2005). Economic growth in Latin America in the late 20th century: evidence and interpretation. CEPAL, Economic Development Division. <https://www.cepal.org/en/publications/5398-economic-growth-latin-america-late-20th-century-evidence-and-interpretation>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Quarterly Journal of Economics*, 39(3), 312-320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, 32(2), 334-361. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>
- Van Ark, B. (2014). Total factor productivity: Lessons from the past and directions for the future. National bank of Belgium working papers. <https://www.nbb.be/doc/ts/publications/wp/wp271en.pdf>

EXPERIMENTA

Revista de divulgación científica de la Universidad de Antioquia

Sanidad vegetal y productos naturales

¿De dónde vienen los libros?

Huntington: cuando la enfermedad profundiza la pobreza

Doble carga de malnutrición y ultraprocesados por montón

Edición

13



UNIVERSIDAD
DE ANTIOQUIA

**Análisis del desempleo y la ocupación después de una
política estricta de confinamiento por COVID-19
en Cali**

Jhon James Mora



Jhon James Mora

Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento por COVID-19 en Cali

Resumen: *Este artículo analiza los efectos de las políticas instauradas de cuarentena, debido al nuevo Coronavirus (COVID-19), sobre la tasa de empleo y desempleo de la ciudad de Cali para el 2020. Debido a que la política de confinamiento afectó la movilidad de los trabajadores, el principal efecto recayó sobre la generación de empleo de la ciudad. De esta forma, inferir los efectos sobre el empleo se convirtió en uno de los principales retos en la ciudad y, con el fin de analizar los impactos del COVID-19 sobre el empleo, aquí se propone una metodología mixta la cual implica, por un lado, información de un comité de expertos en mercado laboral y, por otro lado, el uso de series de tiempo. Los resultados de esta metodología muestran que los pronósticos realizados fueron muy cercanos a lo que se observó en los meses de abril, mayo y junio. Finalmente, en este artículo se analiza el efecto de un shock sobre el mercado laboral de Cali, encontrando que éste duraría alrededor de 18 meses sobre el desempleo y casi un año sobre el empleo.*

Palabras clave: *empleo; desempleo; informalidad; comité de expertos; series de tiempo; raíces unitarias estacionales; Kaplan-Meier.*

Clasificación JEL: *J11, J23, J64, C32, C41.*

Analysis of Unemployment and Employment After a Strict COVID-19 Confinement Policy in Cali

Abstract: *This article discusses the effects of the quarantine policies established due to the new Coronavirus (COVID-19) on the employment and unemployment rates of the city of Cali in 2020. As the policy of confinement affected the mobility of workers, the main effect fell on the generation of employment in the city. Consequently, inferring the effects on employment became one of the main challenges in the city. In order to analyze the impacts of COVID-19 on employment, a mixed methodology is proposed here. On the one hand, it involves information from a committee of labor market experts and, on the other hand, the use of time series. The results of this methodology show that the forecasts made were very close to what was observed in April, May and June. Finally, this article discusses the effect of a shock on Cali's labor market, finding that it would last about 18 months on unemployment and almost a year on employment.*

Keywords: *employment; unemployment; informality; experts committee; time series; seasonal unit root; Kaplan-Meier.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a342002>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Analyse du chômage et de l'occupation après une stricte politique de confinement par COVID-19 à Cali

Résumé: *Cet article analyse les effets des politiques de quarantaine mises en place, en raison du nouveau Coronavirus (COVID-19), sur le taux d'emploi et de chômage de la ville de Cali pour l'année 2020. Étant donné que la politique de quarantaine a eu des répercussions sur la mobilité des travailleurs, ceci a eu également des conséquences sur la création d'emplois dans la ville. Dédire les effets sur l'emploi est devenu, ainsi, l'un des principaux défis de la ville. Dans le but d'analyser les impacts de COVID-19 sur l'emploi, on propose une méthodologie mixte qui implique, d'une part, l'information d'un comité d'experts du marché du travail et, d'autre part, l'utilisation de séries chronologiques. Les résultats de cette méthodologie montrent que les prévisions faites étaient très proches de ce qui a été observé au cours des mois d'avril, mai et juin. Enfin, cet article analyse l'effet d'un choc sur le marché du travail de Cali, en constatant qu'il durerait environ 18 mois sur le chômage et presque un an sur l'emploi.*

Mots clés: *emploi; chômage, informalité; comité d'experts; séries chronologiques; racines unitaires saisonnières; Kaplan-Meier.*

Cómo citar / How to cite this item:

Mora, J. J. (2021). El efecto del Coronavirus (COVID-19) sobre el mercado laboral en la ciudad de Cali. *Lecturas de Economía*, 94, 165-193.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a342002>

Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento por COVID-19 en Cali

Jhon James Mora ^a

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Los datos. –III. COVID-19 y la pérdida de empleos. –IV. El efecto de un shock sobre la tasa de desempleo y ocupación. –Conclusiones. –Agradecimientos. –Referencias.

Primera versión recibida el 09 de mayo de 2020; versión final aceptada el 06 de octubre de 2020

Introducción

El mercado laboral de la ciudad de Cali ha presentado en los últimos años tasas de desempleo superiores a la tasa de desempleo nacional; entre dos y tres puntos porcentuales¹. Igual situación se observa para el departamento del Valle. A esta complicada situación, se le suman los efectos de medidas como la cuarentena, implementadas a finales del mes de marzo de 2020, con el fin de reducir los impactos del COVID-19 sobre las vidas de los colombianos.

En la ciudad, se han aplicado estrategias para reducir los efectos sobre el mercado laboral no solo de la pandemia sino también de fenómenos anteriores, como la migración venezolana y la salida de empresas. Sin embargo, el hecho de que exista una gran conmutación laboral con municipios aledaños como Jamundí, Palmira, Candelaria, entre otros, hace que el mercado laboral de Cali sea muy complejo a la hora de su análisis, y que los efectos negativos sobre el empleo en esta ciudad generen, también, impactos negativos sobre estos municipios, y en general sobre el departamento del Valle del Cauca.

Este artículo, busca contribuir al análisis de lo que ha sucedido con la generación de empleo y desempleo en la ciudad de Cali, ante el efecto del

^a *Jhon James Mora*: profesor titular, Escuela de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas, Universidad Icesi, Colombia. Dirección electrónica: jjmora@icesi.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-9974-1874>

¹ De ahora en adelante “p.p.”

COVID-19, a través del pronóstico de cuál pudo ser la caída en el empleo, utilizando una metodología mixta que combina el uso de información provista por un grupo de expertos y el análisis de series de tiempo.

El aporte principal de este artículo consiste en presentar una novedosa metodología para el análisis del efecto del COVID-19 sobre el empleo. Esta metodología implica mezclar el uso de encuestas a un grupo de expertos sobre el mercado laboral de la ciudad juntamente con el análisis de series de tiempo del empleo con el fin de pronosticar los impactos del *shock* sobre este en la ciudad de Cali².

La incertidumbre y la inexistencia previa de un fenómeno de tal magnitud en la ciudad, como el *shock* de la pandemia, llevan a proponer metodologías alternativas para pronosticar cuáles podrían ser los efectos. Los resultados, en uno de los escenarios utilizados, muestran un error menor del 1% entre las diferencias observadas sobre el empleo generado y la simulación realizada. De esta forma, la contribución es importante en materia de política económica ya que permite a las autoridades municipales tomar acciones con el fin de contrarrestar los efectos negativos sobre el empleo.

Este documento se encuentra estructurado de la siguiente forma. Posterior a la introducción, se presenta la literatura generada durante el 2020 sobre los impactos a nivel mundial y nacional del COVID-19 sobre el empleo. La siguiente sección analiza los datos sobre el empleo en Cali, y otras estadísticas sobre el mercado laboral. Luego, se presenta la metodología para el análisis de los efectos sobre el empleo como causa del COVID-19. La penúltima sección analiza el efecto de un *shock* sobre las series de tasa de desempleo y empleo. Finalmente, se presentan las conclusiones.

² Cabe observar que las primeras versiones de este artículo fueron utilizadas como insumo para el análisis de los impactos del COVID-19 sobre el empleo en Cali, en las reuniones de la mesa municipal de empleo de Cali y del Consejo Departamental de Estadística (CODE). De esta forma, ayudó a la política pública de la ciudad y el departamento, al brindar un marco de referencia desde marzo sobre los impactos que el COVID-19 tendría sobre el empleo de la ciudad y sobre el Valle del Cauca dada la importancia del mercado laboral caleño en el mercado laboral departamental.

I. Revisión de literatura

Como es de amplio conocimiento, el primer caso de COVID-19 fue registrado en el mercado de comida de mar de Wuhan (ciudad capital de la provincia Hubei, China) el 8 de diciembre de 2019 (Qiu, et al., 2020).

Al ser un fenómeno reciente, la literatura con respecto a los efectos de un *shock* de este tipo sobre el empleo no es muy abundante, no tanto porque no existan artículos relacionados con crisis económicas y desempleo/empleo, sino por las particularidades que implicó el COVID-19, como fue la imposición de medidas de cuarentena y cierre de mercados a nivel mundial.

Como bien lo plantean Angelucci et al. (2020): “A diferencia de recesiones anteriores, la pandemia COVID-19 puede haber causado pérdidas de empleo y salud desproporcionadas para los trabajadores cuyos puestos de trabajo no podrían llevarse a cabo de forma remota” (p. 1).

Alstadsaeter et al. (2020) analizan la magnitud, la dinámica y los aspectos socioeconómicos de los despidos temporales y permanentes provocados por la crisis del COVID-19 en Noruega. Sus resultados muestran que cerca del 90% de los despidos son temporales. Adicionalmente, el riesgo de despido es mayor para aquella población económicamente vulnerable, es decir, individuos con bajos ingresos, educación, salario por hora y clase social. Finalmente, los autores establecen que el sector público se encuentra ampliamente protegido contra los despidos, mientras que el sector privado se caracteriza por una mayor probabilidad de despido para las mujeres con niños pequeños.

Bartik et al. (2020) analizan los efectos sobre el mercado laboral del programa estadounidense CARES (*Coronavirus Aid, Relief, and Economic Security*) el cual, además de extender los beneficios del desempleo, proporcionó ayudas a la protección del empleo en pequeñas empresas. Los resultados muestran que el mercado laboral de Estados Unidos presentó una recuperación a mediados de abril y junio, periodo en el que se estabilizó y comenzó a declinar nuevamente debido a los efectos del COVID. Con respecto a las políticas públicas, los autores indican que la velocidad de la

recesión determina la importancia de los programas automáticos, destacando las limitaciones de las políticas *ad hoc*.

Boar y Mongey (2020) también analizan el impacto de “CARES” en Estados Unidos como medida para sobrellevar la crisis de desempleo como resultado de la pandemia. Muestran que solo los trabajadores con un salario previo bajo no estarían dispuestos a regresar a su antiguo trabajo, lo cual representa una proporción de trabajadores relativamente pequeña. Lo anterior, permite a los autores concluir que la probabilidad de que el elevado desempleo presentado entre abril y julio se deba a la instauración de la ley CARES es baja.

Coibion et al. (2020) estudian cómo el mercado laboral estadounidense se ha visto afectado por el COVID-19 a partir de la relación empleo-población, la tasa de desempleo y la tasa de participación en la fuerza laboral. Los autores encuentran que la tasa de empleo se redujo del 60% al 52,2%; específicamente, dicha disminución es superior a la disminución experimentada durante la Gran Recesión (1929). Por otro lado, la tasa de desempleo pasó del 4,2% al 6,3% y, por último, la participación en la fuerza laboral disminuyó en aproximadamente 7 p.p.

Dingel y Neiman (2020) determinan la cantidad de trabajos que pueden realizarse desde casa, considerando las medidas de distanciamiento social adoptadas en Estados Unidos para detener la propagación del COVID-19. Sus resultados muestran que el 37% de los trabajos se pueden realizar completamente en casa, con una variación significativa entre ciudades e industrias, y que, por lo general, estos trabajos pagan más que aquellos que no se pueden realizar en casa, representando el 46% de todos los salarios estadounidenses. Por último, a través de la reorganización de la clasificación de grupos de actividades económicas con la de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), encuentran que los hogares de menores ingresos tienen una menor proporción de trabajos que se pueden realizar desde el hogar.

Forsythe et al. (2020) analizan el impacto del COVID-19 en el mercado laboral estadounidense. Para ello, utilizan los datos de puestos vacantes recopilados en tiempo real por *Burning Glass Technologies* (BGT), los datos de reclamos iniciales del seguro de desempleo (UI, por sus siglas en

inglés) del departamento de trabajo de Estados Unidos y los datos de empleo de la Oficina de Estadísticas Laborales (BLS, siglas en inglés). Sus resultados muestran que el mercado laboral estadounidense experimentó una disminución general en las ofertas de trabajo, aproximadamente del 40 % para finales de abril, y un aumento en las reclamaciones de seguros en los diferentes estados, sectores y ocupaciones. En cuanto a los sectores económicos, los autores establecen que las mayores pérdidas se produjeron en ocio y hostelería, y comercio minorista no esencial, donde de febrero a abril las ofertas de empleo cayeron por debajo del 50 % y el empleo disminuyó a la mitad para ocio y hostelería, y a un tercio en comercio minorista no esencial.

En Colombia por su parte, se han realizado los siguientes trabajos que relacionan el COVID-19 con el mercado laboral:

Alfaro et al. (2020) cuantifican la exposición económica y a la enfermedad en el trabajo, generada por los cierres, a través de la utilización de datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares 2019 y la matriz insumo-producto del DANE 2015. Los resultados muestran que, en los sectores vulnerables, las personas ocupadas con mayor exposición económica, como resultado de la pandemia, son quienes trabajan en una empresa de 10 empleados o menos, seguido por aquellas con empleo informal. Los autores también encuentran que los principales determinantes de la exposición a la enfermedad en el trabajo, en sectores vulnerables, son aquellos asociados al alto contacto físico, con un 80,3 %, seguido del uso del transporte público, para desplazarse al punto de trabajo, con un 30,5 %. Por último, destacan que los sectores con mayor exposición a la enfermedad en el trabajo son las minas y canteras, construcción y transporte de pasajeros.

Botero y Montañez (2020), utilizando un modelo de equilibrio general computable, encuentran que el PIB caería hasta un 3,9 % para el 2020 y los efectos del COVID-19 persistirían hasta el año 2021. De esta forma “las medidas de contención (escenario COVID+CC), que limitan de manera efectiva los contactos interpersonales y distancian socialmente a las personas, agudizan inicialmente los impactos económicos de la crisis, profundizando la caída del PIB en el segundo trimestre al 11,1 % vs una caída del 6,5 % en el escenario COVID. Pero, si son efectivas, deberían permitir una gradual

recuperación de la economía, que permitiese cerrar el año con una caída de sólo el 2,2 %, frente al 3,9 % del escenario sin contención” (p. 18).

Bonet et al. (2020) utilizando un modelo de insumo-producto, estiman la pérdida económica que resulta de extraer un grupo de empleados formales e informales de los distintos sectores y entidades territoriales del país. De esta forma, los resultados muestran pérdidas económicas varían entre un 0,5 % y 6,1 % del PIB nacional.

Eslava e Isaacs (2020) determinan la vulnerabilidad del empleo frente a la contingencia del COVID-19 a partir de los sectores que presentan restricción en la movilidad y son inflexibles al trabajo remoto. Los resultados muestran que los sectores más vulnerables corresponden a la construcción, comercio al por mayor y al por menor de productos no básicos, alojamiento y restaurantes, transporte, servicios domésticos, entre otros. Estos sectores presentan un gran número de ocupados y nivel de ingresos. Finalmente, los sectores más vulnerables se encuentran conformados, en mayor medida, por trabajadores informales (no cotizantes a pensión).

Fernández (2020) analiza cómo las medidas de aislamiento implementadas en marzo y abril afectan el mercado laboral colombiano, con base en datos de la GEIH. Los resultados muestran que los trabajadores más afectados por el aislamiento obligatorio están conformados, en su mayoría, por trabajadores independientes y asalariados informales, pertenecientes a sectores no prioritarios y no adaptables. Por otro lado, este tipo de sectores constituye los más afectados, resaltando el comercio, vendedores de productos no alimenticios, hoteles y bares, y otros servicios. De esta forma, los ingresos laborales más afectados corresponden a aquellos de los trabajadores independientes que pertenecen a dichos sectores.

Jaramillo et al. (2020) plantean que los efectos de la medida de aislamiento obligatorio impactan de manera diferencial a los trabajadores formales e informales. Además, discuten las cuestiones legales en torno a la contratación y estabilidad laboral para la protección del trabajador, y lo referente a las licencias no remuneradas y revisiones de contrato, proponiendo un control adecuado y el cumplimiento de los ordenamientos laborales. Igualmente, los autores analizan los efectos de la pandemia sobre los ingresos

de los hogares vulnerables y aquellos individuos que no cuentan con sistemas de seguridad social.

Morales et al. (2020) analizan cómo la pandemia por COVID-19 y las recientes restricciones sectoriales de movilidad para la mitigación de contagios, afectaron durante el primer cuatrimestre del año el mercado laboral en Colombia. Los resultados indican que las restricciones específicas del sector tuvieron un efecto negativo sobre el empleo. Específicamente, una cuarta parte de la pérdida total de empleo se debe a las restricciones entre febrero y abril. Por otro lado, los autores establecen que las restricciones específicas del sector no tienen efectos significativos sobre el número de horas trabajadas o salarios promedio.

Finalmente, Serna et al. (2020) proponen un índice para medir la vulnerabilidad del empleo frente al COVID-19, denominado Índice de Riesgo a la Pérdida del Empleo. Los resultados muestran que los sectores más afectados serían los que corresponden a construcción, comercio, actividades inmobiliarias, transporte e industria manufacturera. Además, las ciudades que sufrirían mayores impactos en el mercado laboral serían Cúcuta, Cartagena, Medellín, Pereira y Barranquilla. De esta forma, el riesgo de perder el trabajo se estima alrededor del 20 % para quienes no tienen contrato definido, frente al 14,4 % de riesgo de perder el trabajo para la población general en las trece ciudades principales. En cuanto al sitio del empleo, los autores encontraron que aquellos individuos que usan transporte público para dirigirse a su trabajo tienen un riesgo más alto de perder su empleo. Finalmente, los trabajadores que tienen una posición de subordinación suelen presentar mayor vulnerabilidad en el empleo.

II. Los datos

La ciudad de Cali se ha caracterizado en los últimos años, no solo por su alta tasa de desempleo (casi 3 p.p. por encima del nivel nacional.), sino también por generar empleo (entre enero y febrero del 2020 creció en casi 5 p.p.).

La Tabla 1, muestra la información para el año 2019, y los datos disponibles para 2020, obtenidos a partir de la encuesta GEIH para Cali:

Tabla 1. *Indicadores del mercado laboral para Cali-AM*

Año	Mes	TD	TO	TI-INS	TI-DANE
2019	Ene	12,13 %	58,31 %	53,74 %	45,72 %
	Feb	12,95 %	58,05 %	56,31 %	45,17 %
	Mar	13,53 %	58,35 %	55,24 %	45,76 %
	Abr	13,18 %	59,15 %	56,96 %	46,47 %
	May	13,00 %	59,42 %	53,81 %	45,24 %
	Jun	12,58 %	59,19 %	55,77 %	45,84 %
	Jul	11,35 %	60,49 %	55,00 %	49,54 %
	Ago	11,75 %	60,47 %	55,85 %	46,67 %
	Sep	11,75 %	60,59 %	52,44 %	42,55 %
	Oct	12,47 %	59,53 %	55,00 %	44,09 %
	Nov	12,07 %	59,51 %	54,46 %	45,42 %
	Dic	12,05 %	60,38 %	56,67 %	45,34 %
	Mes	TD	TO	TI-INS	TI-DANE
2020	Ene	15,70 %	56,94 %	59,10 %	48,04 %
	Feb	12,12 %	60,07 %	58,03 %	49,19 %
	Mar	14,23 %	52,41 %	N.D.	N.D.
	Abr	25,57 %	38,84 %	N.D.	N.D.
	May	29,78 %	41,64 %	N.D.	45,64 %
	Jun	27,54 %	46,03 %	N.D.	50,29 %
	Jul	27,49 %	46,43 %	N.D.	55,74 %

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH-DANE.

En la Tabla 1, la información sobre la tasa de desempleo (TD) y la tasa de ocupación (TO) corresponden al trimestre móvil. La información del 2020 muestra como a medida que se extiende la pandemia (y, por lo tanto, se utilizan medidas como la cuarentena), la tasa de desempleo se incrementa mientras que la tasa de ocupación cae. La diferencia, con respecto a la información mensual, es casi alrededor de 4 p.p. en el caso del desempleo. Es así como, mientras la tasa de desempleo trimestral fue del 23,01 % en el trimestre marzo-mayo, la tasa de desempleo del mes de mayo fue del 29,8 % mientras la de junio fue de 27,75 % mostrando una reducción leve.

Referente a la tasa de informalidad, esta se encuentra entre el 45 % y el 55 % aproximadamente, dependiendo de la forma en la que se mide. La informalidad institucional (TI-INS) (afiliación a la seguridad social y contrato) arroja valores por encima del 50 %, mientras que la informalidad medida por del DANE (TI-DANE) arroja valores alrededor del 50 % mensuales^{3 4}. De esta forma, en media, uno de dos trabajadores en la ciudad se encuentra en condiciones de informalidad laboral en nuestra ciudad.

Sin embargo, la situación de informalidad no es la misma por estrato socioeconómico de la población, tamaño de las empresas o sector económico. Esto se puede observar, a continuación, en las tablas 2, 3 y 4:

Tabla 2. Informalidad por estrato socioeconómico (PRE COVID-19)⁵

Estrato	Inform.	Institucional	Inform.	DANE
1	200 187	27,10 %	183 046	29,20 %
2	229 141	31,00 %	187 930	29,97 %
3	224 761	30,40 %	180 028	28,71 %
4	18 556	2,50 %	19 118	3,05 %
5	24 408	3,30 %	15 693	2,50 %
6	18 444	2,50 %	21 204	3,38 %
Ns/Nr	24 110	3,30 %	19 942	3,18 %
Total	739 607	100,00 %	626 961	100,00 %

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (febrero, 2020).

La Tabla 2 muestra que, alrededor de la mitad de los trabajadores informales se concentra en los estratos 1 y 2. En el estrato 3 se concentra

³ Ver Mora (2017) para un análisis de la informalidad en Colombia.

⁴ Los cálculos para los meses de marzo y abril no se pudieron procesar debido a que las encuestas de la GEIH se realizaron telefónicamente, en entrevistas de 20 minutos, lo cual llevó a eliminar las preguntas que permitían el cálculo de la informalidad institucional y estructural. En los meses de mayo y junio se retomaron preguntas que permitían calcular la informalidad del DANE, pero no la institucional. Sin embargo, los datos de informalidad hay que tomarlos con cuidado ya que en el mes de mayo aparentemente se redujo la informalidad tipo DANE en 4 p.p. durante pleno COVID-19.

⁵ No se puede calcular la información de la informalidad institucional en mayo debido a que la información recopilada por el DANE para ese mes no lo permite.

un poco más del 28 % de los trabajadores y en los estratos 4 al 6 se concentra alrededor del 8 % de los trabajadores informales en la ciudad de Cali.

En cuanto a la informalidad institucional por tamaño de la empresa (a partir del número de empleados), se puede observar lo siguiente:

Tabla 3. Informalidad por número de empleados en la empresa

No. Empleados/Sector	Informal		Formal		Total	
Trabaja solo	340 401	96,01 %	14 137	3,987 %	354 538	27,8 %
2 a 3 personas	183 311	91,72 %	16 542	8,277 %	199 854	15,7 %
4 a 5 personas	85 095	81,86 %	18 860	18,143 %	103 955	8,2 %
6 a 10 personas	53 057	60,09 %	35 236	39,908 %	88 293	6,9 %
11 a 19 personas	24 904	44,37 %	31 220	55,627 %	56 123	4,4 %
20 a 30 personas	18 404	35,12 %	33 997	64,878 %	52 401	4,1 %
31 a 50 personas	9 980	26,61 %	27 530	73,394 %	37 510	2,9 %
51 a 100 personas	5 244	15,20 %	29 260	84,802 %	34 504	2,7 %
101 o más personas	19 210	5,53 %	328 188	94,470 %	347 398	27,3 %
Total	739 607	58,03 %	534 969	41,972 %	1 274 576	100,0 %

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (febrero, 2020).

De acuerdo con la Tabla 3, el 27 % de los trabajadores se encuentra en empresas unipersonales y, de estos, el 96 % no tiene cotización a pensión, y algunos tampoco tienen salud. La Tabla 3 también muestra como a medida que se incrementa el número de trabajadores – empresas más grandes – el porcentaje de informalidad se reduce.

Por último, la cantidad de ocupados e informales laborales no es la misma en todos los sectores, como se puede observar a continuación:

La Tabla 4, indica que, para los dos primeros meses del 2020, el sector que más empleo genera en la ciudad es el comercio; este también es el sector que más trabajadores informales agrupa, tanto institucionales como medidos por el DANE (estructurales). El segundo sector es el de industrias manufactureras y está seguido por hoteles y restaurantes, transporte y actividades inmobiliarias. Estos cinco sectores concentran alrededor del 64 % del empleo y, entre el 69 % y el 70 % de la informalidad, dependiendo del mes.

Tabla 4. *Ocupados e informales por sector enero y febrero*

SECTOR	OCI	%	Informalidad Inst	%	Infodane	%	OCI	%	Informalidad Inst	%	Infodane	%
AGRICULTURA, GANADERÍA, CAZA Y SILVICULTURA	3456	0,29 %	1545	0,2 %	834	0,1 %	9874	0,8 %	6429	0,9 %	6429	1,0 %
EXPLOTACIÓN DE MINAS Y CANTERAS	942	0,08 %	0	0,0 %	0	0,0 %	948	0,1 %	0	0,0 %	0	0,0 %
INDUSTRIAS MANUFACTURERAS	201826	16,72 %	84942	11,9 %	56630	9,8 %	205099	16,1 %	85357	11,5 %	53568	8,5 %
SUMINISTROS DE ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA	2421	0,20 %	2421	0,3 %	0	0,0 %	6829	0,5 %	0	0,0 %	0	0,0 %
CONSTRUCCIÓN	81708	6,77 %	52629	7,4 %	45344	7,8 %	95005	7,5 %	67638	9,1 %	54436	8,7 %
COMERCIO AL POR MAYOR Y AL POR MENOR; REPARACIÓN DE VEHÍCULOS AUTOMOTORES, MOTOCICLETAS, EFECTOS PERSONALES Y ENSERES DOMÉSTICOS	279654	23,17 %	206274	28,9 %	177565	30,6 %	284038	22,3 %	203262	27,5 %	190069	30,3 %
HOTELES Y RESTAURANTES	98108	8,13 %	84256	11,8 %	60104	10,4 %	120661	9,5 %	92586	12,5 %	77104	12,3 %
TRANSPORTE, ALMACENAMIENTO Y COMUNICACIONES	83832	6,95 %	62611	8,8 %	60194	10,4 %	109097	8,6 %	74828	10,1 %	62150	9,9 %
INTERMEDIACIÓN FINANCIERA	31715	2,63 %	6342	0,9 %	4643	0,8 %	18774	1,5 %	2263	0,3 %	953	0,2 %
ACTIVIDADES INMOBILIARIAS, EMPRESARIALES Y DE ALQUILER	109985	9,11 %	63250	8,9 %	48607	8,4 %	119629	9,4 %	70030	9,5 %	54255	8,7 %
ADMINISTRACIÓN PÚBLICA Y DEFENSA; SEGURIDAD SOCIAL DE APLIACIÓN OBLIGATORIA	19505	1,62 %	0	0,0 %	0	0,0 %	36552	2,9 %	1172	0,2 %	0	0,0 %
EDUCACIÓN	55381	4,59 %	4551	0,6 %	1638	0,3 %	49439	3,9 %	8490	1,1 %	0	0,0 %
SERVICIOS SOCIALES Y DE SALUD	97302	8,06 %	30626	4,3 %	21423	3,7 %	60909	4,8 %	10358	1,4 %	3641	0,6 %
OTRAS ACTIVIDADES DE SERVICIOS COMUNITARIOS, SOCIALES Y PERSONALES	86943	7,20 %	70221	9,8 %	48589	8,4 %	88963	7,0 %	72817	9,8 %	56509	9,0 %
HOGARES PRIVADOS CON SERVICIO DOMÉSTICO	54199	4,49 %	43677	6,1 %	54199	9,3 %	67848	5,3 %	43465	5,9 %	67848	10,8 %
ORGANIZACIONES Y ORGANOS EXTRATERRESTORIALES	0	0,00 %	0	0,0 %	0	0,0 %	912	0,1 %	912	0,1 %	0	0,0 %
Total	1206976	100,00 %	713345	59,1 %	579772	48,0 %	1274576	100,00 %	739607	58,0 %	626961	49,2 %

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (2020).

III. COVID-19 y la pérdida de empleos

Sin lugar a duda, esta es una de las preguntas más complejas de responder hoy día. Al momento solo existen algunas consideraciones sectoriales y solo, probablemente, en algún par de meses podremos cuantificar de manera exacta las pérdidas en el empleo. Aun así, trataremos de aproximarnos al efecto del COVID-19 sobre la generación de empleo.

Desde el punto de vista metodológico, aproximarse a los efectos es un problema algo complejo. Sin embargo, utilizaremos una metodología mixta con el fin de lograrlo.

Para este propósito, en este artículo se utilizará como aproximación metodológica, la combinación de la información sobre los efectos del COVID-19 sobre la pérdida de empleos, a través de la consulta a expertos y el uso de series de tiempo. Esta combinación nos permite calcular cuál podría ser el empleo en el 2020 y, una vez obtenido éste, se utilizará la información arrojada por los expertos para obtener el total de empleo en un mes determinado como resultado del efecto de la pandemia sobre el empleo de la ciudad.

En primer lugar, con el fin de “agrupar” la información proveniente de la consulta a expertos, se propone un modelo de opinión lineal conjunta (Linear Opinion Pool), el cual se utiliza para combinar las opiniones de expertos (Seaver, 1978; Clemen y Winkler; 2007; Genest y McConway, 1990; Mora y Marulanda, 2018).

Sea n el número de expertos, $f_i(\theta)$ la distribución de probabilidad asignada por el experto a la cantidad de interés desconocida $\theta \in \Theta$ y w_i la ponderación asignada a cada experto. Entonces la distribución combinada probabilística se puede expresar de la siguiente forma:

$$T(f_1, \dots, f_n) = \sum_{i=1}^n w_i f_i; \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1. \quad (1)$$

Un punto crucial en la ecuación 1 consiste en cómo asignar w_i , ya que este representa la calidad relativa del experto (Mora y Caicedo, 2018). Por

otro lado “La asignación de w es subjetiva y podría dar lugar a numerosas interpretaciones (Genest y McConway, 1990). Seaver (1978) encuentra que el desempeño obtenido a partir de ponderaciones diferentes es muy similar y que un procedimiento simple como el de asignar igual peso a cada experto da resultados similares a aquellos en los cuales se utilizaron métodos complejos de agregación. Y, como bien lo plantean Clemen y Winkler (2006), el mensaje en general consiste en que los métodos de agregación simples se desempeñan mejor que los métodos más complejos” (Mora y Caicedo, 2018: 45). Adicionalmente, como concluyen Genest y McConway (1990) “Si el DM no dispone de información suficiente para realizar esta evaluación inicial, podría invocar algún tipo de «principio de razón insuficiente» para asignar a todas las opiniones el mismo peso. En su documento de revisión, Hogarth (1975) informa que la ponderación igual generalmente funciona bien en comparación con otros esquemas que intentan sopesar a los evaluadores de acuerdo con su experiencia” (p. 57).

La información para el cálculo de la pérdida de empleos proviene de una consulta a los expertos tanto del Observatorio Regional del Mercado de Trabajo, ORMET, como del Sistema Municipal de Empleo, SIME, de la Alcaldía de Santiago de Cali, en las dos primeras semanas del mes de abril y que fue respondida por 19 de los miembros, los cuales se reúnen de manera periódica, en el ORMET Valle – SIME, con el fin de analizar el mercado laboral de la ciudad de Cali.

A los expertos, se les pregunto cuál sería el porcentaje de reducción en empleos para cada uno de los sectores clasificados a un dígito. El resultado obtenido, utilizando el modelo de opinión lineal conjunta, se presenta en la Tabla 5.

La Tabla 5, muestra como los miembros del ORMET consideran que la mayor reducción en el empleo se presentará en el sector de otras actividades de servicios comunitarios mientras que el sector con menor reducción sería el de servicios sociales y de salud. La reducción en el empleo total es del 43 %, la cual es muy cercana al 40,19 % que manifestaron los empresarios de la Cámara de Comercio de Cali.

Tabla 5. *Opinión lineal conjunta en torno a la disminución en el empleo por sector*

SECTOR/VARIACIÓN	DISMINUCIÓN
AGRICULTURA, GANADERÍA, CAZA, SILVICULTURA y PEZCA	40,00 %
EXPLOTACIÓN DE MINAS Y CANTERAS	49,70 %
INDUSTRIAS MANUFACTURERAS	39,00 %
SUMINISTROS DE ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA	8,00 %
CONSTRUCCIÓN	49,00 %
COMERCIO AL POR MAYOR Y AL POR MENOR; REPARACIÓN DE VEHÍCULOS AUTOMOTORES, MOTOCICLETAS, EFECTOS PERSONALES Y ENSERES DOMÉSTICOS	36,70 %
HOTELES Y RESTAURANTES	46,10 %
TRANSPORTE, ALMACENAMIENTO Y COMUNICACIONES	45,30 %
INTERMEDIACIÓN FINANCIERA	25,60 %
ACTIVIDADES INMOBILIARIAS, EMPRESARIALES Y DE ALQUILER	41,20 %
ADMINISTRACIÓN PÚBLICA Y DEFENSA; SEGURIDAD SOCIAL DE AFILIACIÓN OBLIGATORIA	50,00 %
EDUCACIÓN	49,00 %
SERVICIOS SOCIALES Y DE SALUD	0,00 %
OTRAS ACTIVIDADES DE SERVICIOS COMUNITARIOS, SOCIALES Y PERSONALES	64,70 %
HOGARES PRIVADOS CON SERVICIO DOMÉSTICO	45,00 %
ORGANIZACIONES Y ÓRGANOS EXTRATERRITORIALES	50,0 %

Fuente: elaboración propia a partir de consulta a expertos del ORMET-SIME.

En segundo lugar, se utilizaron series de tiempo, con el fin de pronosticar cual sería el empleo, en los meses siguientes a la pandemia en ausencia de esta.

Se utilizó la serie histórica del empleo desde 2017 hasta el mes de marzo de 2020. La razón por la cual no se escogieron periodos anteriores a 2017 consiste en el cambio en la tendencia tanto en las tasas de ocupación como en la tasa de desempleo de la ciudad de Cali entre el 2011 y el 2016 (DNP, 2020. Cámara de Comercio de Cali, 2019). Y, posteriormente, se eligió marzo de 2020 como periodo final para pronosticar el empleo, ya que la cuarenta

tiene sus principales afectos posteriores a dicho mes y, por lo tanto, los *shocks* sobre el mercado laboral empiezan a ocurrir en el mes de abril de 2020.

En primer lugar, se analizaron las de series de tiempo estacional y, a partir del valor del contraste de Hylleberg et al. (1990), que fue de 0,503, se concluye que la serie presenta una raíz unitaria estacional.

De esta forma, se plantea el siguiente modelo en series de tiempo para el pronóstico del empleo:

$$(1 - f_1L)(1 - F_1L^{12})(1 - L)(1 - L^{12})Empleo_t = \epsilon_t \quad (2)$$

Con el fin de determinar el modelo exacto, se eligió el modelo con el menor criterio de información de Akaike (AIC):

Tabla 6. Criterio AIC

Modelo	AIC
(1,1,0) (1,1,0,12)	298,08
(1,1,1) (1,1,1,12)	316,07
(2,1,1) (2,1,1,12)	314,47
(2,1,0) (2,1,0,12)	329,14

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la GEIH (varios años).

De esta forma, la serie del empleo sigue un proceso estacional autorregresivo SARIMA (1,1,0) (1,1,0,12). Una vez definido esto, se pronosticó el empleo desde el mes de abril de 2020 hasta el mes de junio de 2020.

Considerados estos dos supuestos, se plantearon los siguientes escenarios:

1. La pérdida de empleos es la pronosticada por el ORMET (Tabla 5).
2. La pérdida de empleos ocurre solo en los sectores de comercio (servicios), manufactura (industria), hoteles y restaurantes, transporte y actividades inmobiliarias y en la magnitud prevista por el ORMET mientras que el empleo en los otros sectores no cambia.
3. La pérdida de empleos ocurrió solo en los sectores de comercio (servicios), manufactura (industria), hoteles y restaurantes, transporte y

actividades inmobiliarias y su caída fue de un 20 % en estos sectores mientras que el empleo en los otros sectores no cambia.

El escenario 1 es el más pesimista, sin lugar a duda, y tal vez arrojaría el límite inferior en la caída en el empleo.

El escenario 2, se centra en aquellos sectores donde hay consenso, en las diferentes encuestas realizadas en la ciudad, en torno a cuáles serán los más afectados por el COVID-19. Esto no solo se observa de las encuestas, sino que estudios previos realizados por Pinzón et al. (2020) identifican estos sectores para el Valle del Cauca.

El escenario 3, también considera los sectores del escenario 2, pero asume una caída en el empleo del 20 %.

Los resultados encontrados se presentan en la Tabla 7.

Tabla 7. Pronósticos de empleo en Cali

Mes	Empleo Pronosticado (Sin COVID-19)	Empleo Real (COVID-19)	Escenario 1	Razón de Predicción	Escenario 2	Razón de Predicción	Escenario 3	Razón de Predicción
SARIMA: (1,1,0)(1,1,0,12)								
Abril	1269927	825913	824276	-0,000861476	960336	0,065489	1165577	0,14961
Mayo	1317187	886445	885360	-0,000532103	1031503	0,065818	1183584	0,12555
Junio	1452859	980910	943013	-0,017111675	1098672	0,049239	1260657	0,10897

Escenario 1: Caída en el empleo prevista por expertos del ORMET - Valle del Cauca

Escenario 2: Caída en el empleo solo en sectores principalmente afectados por el COVID-19 y en porcentaje previsto por el ORMET - Valle del Cauca

Escenario 3: Caída de un 20 % en el empleo solo en sectores principalmente afectados por el COVID-19 según el ORMET - Valle del Cauca

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 7, muestra que en el primer escenario se podría generar una pérdida de empleos cercana al 50 %. Y, aunque la pérdida es grande, el empleo registrado en el mes de abril y mayo del 2020 utilizando la GEIH muestra que los valores pronosticados son muy cercanos a los valores registrados en los meses de abril, mayo y junio. La diferencia entre los valores reales (columna

3) y los valores estimados en el escenario 1 (columna 4) es del 0,1 % y esta se va incrementando hasta un 41 % como en el caso del escenario 3.

Sin embargo, la sola diferencia no dice mucho sobre la capacidad predictiva de la estrategia aquí propuesta para predecir el empleo. Con el fin de analizar dicha capacidad, se utilizará la medida propuesta por Tofallis (2015) o la razón de predicción, la cual consiste en calcular el logaritmo de la razón entre la predicción y el valor real. Se puede observar, que en tanto la razón se encuentre más cercana de cero mejor será la precisión de la predicción. De acuerdo con los valores, el escenario 1 es el que mayor capacidad predictiva muestra mientras que el escenario 3 es el que menor capacidad de predicción tiene. Por otro lado, como es de esperarse, el valor se va alejando a medida que el tiempo va aumentando, ya que se empieza a perder capacidad predictiva del modelo.

La pérdida de empleos en la ciudad de Cali es algo que no solamente concierne a las autoridades municipales, sino también a las autoridades departamentales, debido al peso que tiene el mercado laboral de la ciudad con respecto al mercado laboral departamental como, se puede observar en la Tabla 8.

Tabla 8. *Ocupados y desempleados en el Valle del Cauca y Cali*

	2018			2019		
	Valle del Cauca	Cali	%	Valle del Cauca	Cali	%
Ocupados	2286032	1240014	54,24 %	2322715	1255227	54,04 %
Desempleados	290746	161675	55,61 %	313452	178786	57,04 %

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 8 muestra el promedio del número de ocupados y desempleados para el 2018 y 2019. De acuerdo con esta tabla, la ciudad de Cali ocupa alrededor del 55 % de la población ocupada del Valle del Cauca y el total de desempleados en la ciudad es alrededor del 55 % del total de desempleados del Valle.

IV. El efecto de un *shock* sobre la tasa de desempleo y ocupación

Si bien los efectos del COVID-19 son aún impredecibles sobre cualquier economía, ya sea nacional o regional, es posible tratar de aproximar estos efectos en series del mercado laboral como el empleo y el desempleo, a través de la modelación dichas series y el análisis de cuál sería el efecto de un *shock* sobre dichas series.⁶

Con el fin de modelar el comportamiento de dichas series, se procedió, para comenzar, a contrastar si las series de tasa de ocupación y tasa de desempleo mensual presentaban raíces unitarias estacionales. Los resultados para ambas series corroboran la existencia de raíces unitarias estacionales, lo cual lleva a estimar un modelo SARIMA (2,1,1) (1,1,0,12) para el caso de la tasa de ocupación.⁷ A partir de las anteriores estimaciones se procedió a analizar cuál sería el efecto de un shock en esta serie:

La Figura 1, muestra el efecto de un *shock* sobre la serie de la tasa de ocupación. Como se puede observar al cabo del mes 10 ya se ha disipado el mismo. El efecto es grande en los primeros 3 meses y se atenúa en el mes 6. Finalmente, el efecto del *shock* comienza a desaparecer en el mes 8.

Respecto al desempleo, se modeló la serie de la tasa de desempleo como un SARIMA (2,1,0) (2,1,0,12).⁸ La Figura 3 muestra los efectos de un *shock* sobre las series de empleo y desempleo en un periodo de 2 años o 24 meses. Allí, se puede observar los efectos de un shock tardan alrededor de casi 16 meses en desaparecer. Es decir, un impacto sobre el desempleo en Cali, como

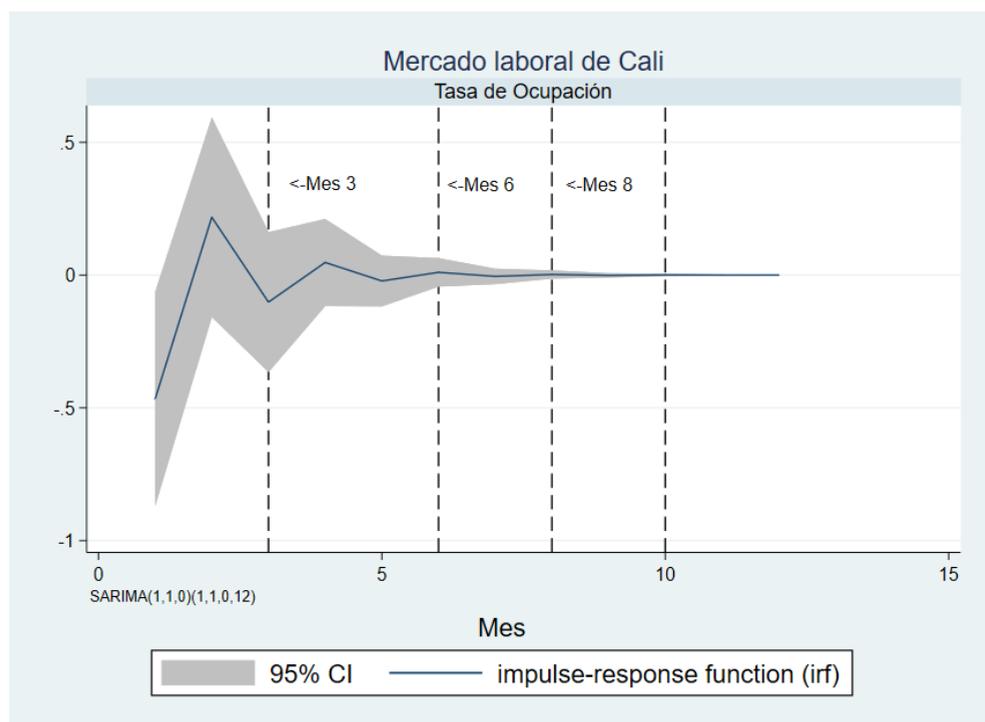
⁶ Las series, tanto de la tasa de ocupación como la tasa de desempleo, comienzan en enero de 2017 hasta febrero de 2020. No se utiliza el mes de marzo ya que en este mes comenzó el *shock* del COVID-19. Debido a las diferentes medidas tomadas en abril y mayo, con respecto a la reapertura gradual en algunos sectores y el cerramiento en otros como restaurantes y bares, no fue claro incorporar un modelo con cambios estructurales en algún mes ya que no toda la estructura del empleo se ve afectada simétricamente. Por tal razón, se prefirió modelar los efectos del shock a partir de marzo y analizar cuando la serie podría retornar a su valor original.

⁷ El valor del contraste de Hylleberg et al. (1990) fue de 0,478 para todos los tipos de estacionalidad y se minimizó el AIC con el fin de escoger el modelo definitivo.

⁸ El valor del contraste de Hylleberg et al. (1990) fue de 0,581 para todos los tipos de estacionalidad y se minimizó el AIC para escoger el modelo definitivo.

el experimentado a causa del COVID-19, durará más de un año y medio. El efecto, por otro lado, es muy profundo en los dos primeros meses y tiende a suavizarse a partir del décimo mes.

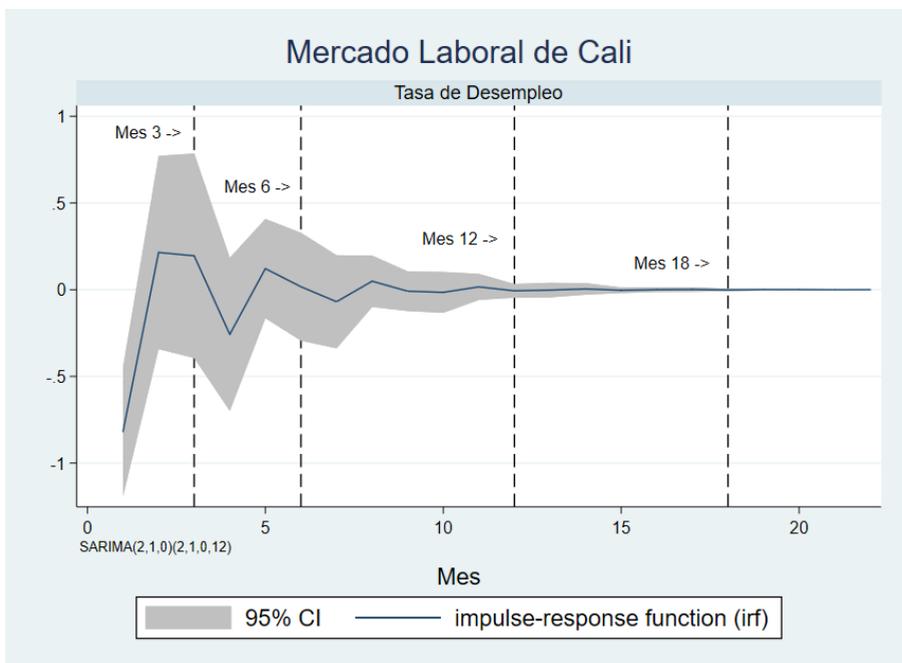
Figura 1. Efectos de un shock sobre la tasa de ocupación



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (febrero, 2020).

En la Figura 2 se puede observar que los efectos de un *shock* sobre la tasa de desempleo se prolongan durante más tiempo. Esto es lógico, ya que una vez una persona queda desempleada la probabilidad de conseguir empleo se va reduciendo en la medida en que se dura más periodos de tiempo en situación de desempleo.

Figura 2. Shocks sobre la tasa de desempleo



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (febrero, 2020).

Cabe resaltar que la duración promedio en desempleo para la ciudad de Cali, en el mes de febrero de 2020, fue alrededor de siete meses.⁹

Estas probabilidades no son las mismas para todos los grupos. A continuación, se construyó el estimador no paramétrico Kaplan-Meier (1958) para analizar la salida de una situación de desempleo a una situación de empleo.

La Figura 3a muestra que las mujeres tardan más tiempo a la hora de salir del desempleo al empleo y, al compararla con la Figura 3b se observa que, no solo los jóvenes tienen más barreras a la hora de salir del desempleo, sino que esta situación se agrava para las mujeres jóvenes.

⁹ Al igual que en el caso de la informalidad, el cambio en la forma de recolección de la GEIH, a partir de marzo de 2020, no permite realizar la gráfica de duración del desempleo en dicho mes y por ello se utilizó el mes de febrero.

Figura 3. Kaplan-Meier
(Hombres/Mujeres)

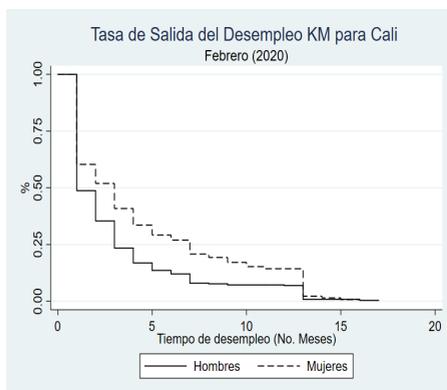
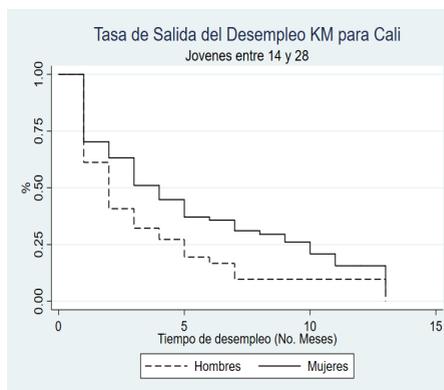


Figura 4. Kaplan-Meier (Jóvenes)



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (febrero, 2020).

Conclusiones

El empleo en la ciudad de Cali se concentra en aquellos sectores que más han sido afectados por las medidas tomadas por el gobierno colombiano, para reducir los impactos del COVID-19 sobre la vida y salud de sus ciudadanos. Dichos sectores son el comercio, manufactura, hoteles y restaurantes, transporte y actividades inmobiliarias. Este aspecto, aunado a la alta tasa de informalidad, de un poco más del 50 %, que se concentra en los dos primeros estratos, y en las empresas unipersonales, muestra un panorama complejo, donde el COVID-19 ha tenido y tendrá, un gran impacto sobre la generación de empleo y el mercado laboral caleño.

Los estimativos aquí realizados, muestran que en la ciudad se perdieron alrededor de 400000 empleos como efecto del COVID-19 y, además, que los efectos de un *shock* sobre el desempleo se extenderán hasta el mes dieciocho. En el caso de un *shock* sobre el empleo los efectos se extenderán alrededor de un año.

A nivel mundial, las políticas activas sobre el empleo se han enfocado, por un lado, en el apoyo a las empresas a través de ayudas a la nómina y, por

otro lado, en las ayudas a aquellos trabajadores que caen en el desempleo (por ejemplo, el caso de la ley CARES en Estados Unidos).

Debido al gran efecto que tuvo la pandemia sobre la generación de empleo y, que este se prologará como mínimo durante un año, es importante que la ciudad, a través del mayor endeudamiento aprobado por el consejo municipal, utilice recursos para complementar las ayudas que el gobierno brinda a las empresas (por ejemplo, en programas como el subsidio a la nómina podría incrementar hasta un 20 % adicional de lo que se le da a las empresas) e incluso mantener estas ayudas por un año adicional, cuando el gobierno nacional ya no las brinde.

Con respecto a las ayudas a los trabajadores, que caen en situación de desempleo, estas no se pueden limitar a los primeros tres meses del *shock*. Los resultados aquí encontrados, muestran que las ayudas se deben reducir de manera escalonada hasta los diez y ocho meses (esto se puede implementar con los recursos adicionales aprobados por el consejo municipal para combatir los efectos de la pandemia). Por otro lado, debido al tamaño de la informalidad en Cali, las ayudas que ya estableció el gobierno de \$160 000 por hogar (para aquellos registrados en las bases del SISBEN) deben acompañarse con otras medidas que incentiven la formalización y reduzcan la transición entre formalidad e informalidad, ya que estas ayudas no son suficientes dada la magnitud de esta en la ciudad. Es muy importante tener en cuenta lo anterior, si no se quiere que la informalidad supere la barrera del 60 %. Los despidos que ha ocasionado y seguirá ocasionando el COVID-19 llevarán a que la informalidad en Cali se incremente, sin duda alguna. Un seguro de desempleo como el existente en España amortiguaría esta transición hacia la informalidad; sin embargo, esta es una estrategia que se debe implementar a nivel nacional.¹⁰

¹⁰ En España, dependiendo de las condiciones, el trabajador recibe el 70 % de la base cotización en el empleo anterior, y del séptimo mes en adelante, del 50 % de la base cotización. Esto permite que el tránsito de una situación de desempleo hacia la informalidad se reduzca. En Colombia, la probabilidad de que estando en condición de formalidad en el periodo $(t-1)$ se pase a una situación de informalidad en t es del 49 %, mientras que si el trabajador se encuentra en condición de informalidad en el periodo $t-1$ la probabilidad de que pase a una situación de formalidad en t es del 36 % (Mora y Muro, pp. 66, 2017).

Agradecimientos

Agradezco los comentarios a una primera versión de este documento, la cual circuló como: *El efecto del Coronavirus (COVID-19) sobre el mercado laboral en la ciudad de Cali*. Icesi Working Papers, No. 11 (2020). También agradezco los comentarios de los dos evaluadores y del editor de la revista. Los errores que persisten son de mi absoluta responsabilidad

Referencias

- Alfaro, L., Álvarez, A., Becerra, O., Eslava, M., Isaacs, M. & Urdaneta, N. (2020). El empleo y los cierres por COVID19. Observatorio de coyuntura económica y social, Universidad de los Andes, Facultad de Economía. <https://economia.uniandes.edu.co/centros-de-investigacion/cede/observatorio-de-coyuntura-economica-y-social>
- Alstadsæter, A., Bratsberg, B., Eielsen, G., Kopczuk, W., Markussen, S., Raaum, O. & Røed, K. (2020). The First Weeks of the Coronavirus Crisis: Who Got Hit, When and Why? Evidence from Norway. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27131>
- Angelucci, M., Angrisani, M., Bennett, D., Kapteyn, A. & Schaner, S. (2020). Remote Work and the Heterogeneous Impact of COVID-19 on Employment and Health. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27749>
- Bartik, A., Bertrand, M., Lin, F., Rothstein, J. & Unrath, M. (2020). Measuring the labor market at the onset of the COVID-19 crisis. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27613>
- Boar, C. & Mongey, S. (2020). Dynamic Trade-offs and Labor Supply Under the CARES Act. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27727>
- Botero, J. y Montañez, D. (2020). Efectos en la economía colombiana del COVID-19: Un análisis de equilibrio general computable. Economía

Mora: Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento...

colombiana: Análisis de coyuntura. Universidad EAFIT. <https://www.eafit.edu.co/escuelas/economiafinanzas/cief/Documents/informe-especial-2020-abril.pdf>

Bonet, J., Ricciulli, D., Pérez, G., Galvis, L., Haddad, E., Araújo, I. y Perobelli, F. (2020). Impacto económico regional del COVID-19 en Colombia: un análisis insumo-producto. Documentos de trabajo sobre economía regional y urbana, 288. https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/9843/DTSERU_288.pdf

Cámara de Comercio de Cali. (2019). Ritmo laboral Grupo Estudios Empresariales y de competitividad. <https://www.ccc.org.co/wp-content/uploads/2019/12/Ritmo-Laboral-N59.pdf>

Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Weber, M. (2020). Labor Markets During the COVID-19 Crisis: A Preliminary View. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27017>

Clemen, R. T. & Winkler, R. L. (1987). Calibrating and Combining Precipitation Probability Forecasts. En *Probability and Bayesian Statistics* (pp. 97-110). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4613-1885-9_10

Dingel, J. & Neiman, B. (2020). How Many Jobs Can be Done at Home? National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26948>

DNP (2017). Mercado laboral urbano. Resultados 2017: Cali. Dirección de Estudios Económicos. <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Economicos/5.Informe%20MLU%20Cali%202017.pdf>

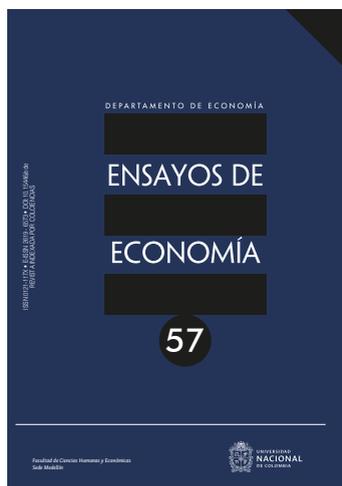
Eslava, M. & Isaacs, M. (2020). Vulnerabilidad del empleo a la emergencia de COVID19 en Colombia. Observatorio de coyuntura económica y social, Universidad de los Andes, Facultad de Economía. https://economia.uniandes.edu.co/images/archivos/pdfs/CEDE/Observatorio-coyuntura/Gr%C3%A1ficos_Empleos_-_Nacional-07042020_-_1.pdf

- Fernández, C. (2020). Impacto en el mercado laboral de las medidas de aislamiento para combatir el COVID-19. Fedesarrollo. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/3935>
- Forsythe, E., Kahn, L., Lange, F. & Wiczer, D. (2020). Labor Demand in the time of COVID-19: Evidence from vacancy postings and UI claims. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27061>
- Genest, C. & McConway, K. J. (1990). Allocating the weights in the linear opinion pool. *Journal of Forecasting*, 9(1), 53-73. <https://doi.org/10.1002/for.3980090106>
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90080-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90080-d)
- Jaramillo, I. D., Londoño, D., Rodríguez, P. & García, A. (2020). La vulnerabilidad del mercado laboral colombiano al COVID-19. Observatorio Laboral LABOUR. https://017035e1-a1be-4007-a4b9-2f9be5a00e35.filesusr.com/ugd/c80f3a_edc97b6b3b9c43e088bb8ab2c39fbb38.pdf
- Kaplan, E. L. & Meier, P. (1958). Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457-481. <https://doi.org/10.1080/01621459.1958.10501452>
- Mora, J. J. (2017). La informalidad laboral colombiana en los últimos años: análisis y perspectivas de política pública. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 24(1), 89-128.
- Mora J. J. & Caicedo, C. (2018). Prospectiva laboral en el sector de química, farmacéutica, nutracéutica y cosmética en el Valle del Cauca. Icesi Working Papers No. 10. <https://www.icesi.edu.co/images/departamentos/FCAE/economia/apuntesEconomia/IEWP%202018-10.pdf>
- Mora, J. J. & Muro, J. (2017). Dynamic Effects of the Minimum Wage on Informality in Colombia. *LABOUR*, 31(1), 59-72. <https://doi.org/10.1111/labr.12087>

Mora: Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento...

- Morales, L. F., Bonilla-Mejía, L., Pulido, J., Pulido-Mahecha, K. L., Hermida, D., Flórez, L. A. & Lasso-Valderrama, F. (2020). Effects of the COVID-19 Pandemic on the Colombian Labor Market: Disentangling the Effect of Sector-Specific Mobility Restrictions. Banco de la República de Colombia. <https://doi.org/10.32468/be.1129>
- Pinzón, L. F., Mena, S. V., Ruiz, C. H. & Restrepo, J.C. (2020). Aproximación a los impactos de la pandemia del COVID-19 en el Valle del Cauca. *Estudios Socioeconómicos* 32. <https://www.valledelcauca.gov.co/loader.php?lServicio=Tools2&lTipo=viewpdf&id=42221>
- Seaver, D. A. (1978). Assessing probability with multiple individuals: Group interaction versus mathematical aggregation (Report No. 78-3). Social Science Research Institute, University of Southern California.
- Serna, H. M., Barrera, A. & Castro, E. S. (2020). *Índice de riesgo a la pérdida del empleo en Colombia durante la coyuntura del COVID-19*. Manizales: ORMET, Universidad de Manizales.
- Tofallis, C. (2015). A better measure of relative prediction accuracy for model selection and model estimation. *Journal of the Operational Research Society*, 66(8), 1352-1362. <https://doi.org/10.1057/jors.2014.103>
- Qiu, Y., Chen X. & Shi, W. (2020). Impacts of social and economic factors on the transmission of coronavirus disease 2019 (COVID-19) in China. *Journal of Population Economics* 33, 1127-1172 <https://doi.org/10.1007/s00148-020-00778-2>

• ENSAYOS DE ECONOMÍA •



Bases de datos, directorios, catálogos y redes académicas:

EBSCO, EconLit, ERIH,
FLACSO, CLACSO, REDIB,
LATINDEX, CLASE,
Dialnet, ProQuest,
Ulrich's Periodicals Directory,
Actualidad Iberoamericana,
Doctec-Repec-IDEAS,
SciELO Colombia, DOAJ

Contacto y canje

Carrera 65 No. 59A-110,
edificio 46, oficina 108
Medellín, Antioquia, Colombia

Teléfono: (57-4) 4309000 Ext: 46282

Correo electrónico:
ensayos_med@unal.edu.co

Sitio web:
[https://revistas.unal.edu.co/
index.php/ede/index](https://revistas.unal.edu.co/index.php/ede/index)

Nota editorial

El "Plan Marshall" del gobierno colombiano

Guillermo Maya Muñoz

Artículos

Alfred Marshall, autor del siglo XX: desempleo involuntario, monopolio, amortización acelerada, competencia por nuevos productos e intervención estatal orientada a alcanzar el producto máximo

Joan Severo Chumbita

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.91306>

¿Cómo narrar la realidad económica? Sobre la importancia de la discusión de los marcos y los encuadramientos cognitivos en economía

Camilo Andrés Guevara Castañeda

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.87909>

Realización monetaria, trabajo privado y forma del valor

Antonio Lebeo Guzmán Raya

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.86937>

El excedente económico en economías periféricas: una perspectiva teórica desde los aportes de Baran, Prebisch y Furtado

Manuel Alejandro Rubio García, Santiago Castaño Salas

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.86865>

Trayectoria de los estudios sobre el capital social en América Latina

Germán Darío Valencia, Deiman Cuartas Celis

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.82502>

Impacto de IED en la productividad y salarios en México

Krisztina E. Lengyel-Almos, Idalid Alamilla-Gachuz, María del Carmen Cervantes-Siuorob

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.83613>

Política fiscal subnacional y ciclos económicos regionales: análisis para el caso de los departamentos en Colombia, 2000-2016

Andrés Felipe Urrea Bermudez, Raul Alberto Chamorro Narvaez,

Andrés Camilo Santos Ospina

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.81407>

Clasificación de estados de salud y metodologías de valoración de preferencias para el cálculo de AVAC: una revisión de literatura

Oscar Andrés Espinosa Acuña

<https://doi.org/10.15446/ede.v30n57.89801>

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

**Pablo Daniel Monterubbianesi, Mara Leticia Rojas
y Carlos Darío Dabús**

Lecturas de Economía - No. 94. Medellín, enero-junio 2021



Pablo Daniel Monterubbianesi, Mara Leticia Rojas y Carlos Darío Dabús

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

Resumen: *Este trabajo analiza el efecto de la educación y la salud sobre el crecimiento económico mediante una metodología de regresión con efectos umbral para un panel de 86 países en el período 1960-2010. En concordancia con la literatura de no linealidades, el estudio verifica la existencia de dos umbrales de ingreso a partir de los cuales la salud y la educación afectan al crecimiento económico de forma diferente. Si bien la magnitud del efecto de la salud sobre el crecimiento varía, la relación entre ambas variables es siempre positiva. La educación, por su parte, sólo muestra una relación positiva con el crecimiento a partir del segundo umbral de ingresos. La intuición es que una población más saludable implica un mejor desempeño económico, independientemente del nivel de desarrollo. En cambio, un mayor nivel educativo tendrá efectos favorables a partir de un nivel mínimo de ingreso compatible con un stock mínimo de capital físico.*

Palabras clave: *educación; salud; crecimiento; efectos umbral; datos de panel.*

Clasificación JEL: *C1, O4, O5.*

Education and Health: Evidence of Threshold Effects on Economic Growth

Abstract: *This work analyzes the effect of education and health on economic growth using a fixed-effect panel threshold model for 86 economies from 1960 to 2010. In accordance with non-linearities literature, the work verifies the existence of two income thresholds, after which health and education affect growth differently. Although the magnitude of the effect of health on economic growth is variable, the relationship between them is always positive. Nonetheless, education has only a positive effect on growth after the second income threshold. The intuition is that a healthier population implies a better economic performance, regardless of the development stage. Differently, a higher education should have favorable effects only from a minimal level of income compatible with a minimal physical capital.*

Keywords: *education; health; growth; threshold effects; panel data.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a342459>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Éducation et santé : preuves d'effets de seuil sur la croissance économique

Résumé: *Ce document analyse l'effet de l'éducation et de la santé sur la croissance économique en utilisant une méthodologie de régression à effet de seuil pour un panel de 86 pays sur la période 1960-2010. Conformément à la littérature sur la non-linéarité, l'étude vérifie l'existence de deux seuils de revenus au-dessus desquels la santé et l'éducation affectent différemment la croissance économique. Bien que l'ampleur de l'effet de la santé sur la croissance varie, la relation entre les deux variables est toujours positive. L'éducation, en revanche, ne montre qu'une relation positive avec la croissance au-dessus du deuxième seuil de revenu. On peut prévoir qu'une population en meilleure santé implique de meilleures performances économiques, quel que soit le niveau de développement. En revanche, un niveau d'éducation plus élevé aura des effets favorables à partir d'un niveau de revenu minimum compatible avec un stock minimum de capital physique.*

Mots clés: *Éducation; santé; croissance; effets de seuil; données de panel.*

Cómo citar / How to cite this item:

Monterubbianesi, P. D., Rojas, M. L. & Dabús, C. D. (2021). Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico. *Lecturas de Economía*, 94, 195-231.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a342459>

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

Pablo Daniel Monterubbianesi ^a, Mara Leticia Rojas ^b y Carlos Darío Dabús ^c

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Metodología y datos. –III. Evidencia empírica.
–Conclusiones. –Referencias. –Anexo.

Primera versión recibida el 15 de junio de 2020; versión final aceptada el 07 de noviembre de 2020

Introducción

El estudio empírico de los determinantes del crecimiento económico sigue planteando interrogantes a pesar de la extensa literatura existente en el área. Entre otras cosas, se debaten dos cuestiones fundamentales. Primero, la sensibilidad de los resultados a la forma funcional que adopta la relación entre el crecimiento y los factores explicativos. Segundo, la relevancia de dichos factores en la definición del desempeño de los países. Lo cierto es que si la relación funcional asumida no es la correcta se estaría incurriendo en un error de especificación, y en tal caso ciertas variables podrían mostrarse como no significativas cuando en realidad lo son.

El abordaje del capital humano como fuente de crecimiento no es ajeno a tales controversias. La teoría del capital humano indica que todas

^a *Pablo Daniel Monterubbianesi*: profesor adjunto, Universidad Nacional del Sur e investigador adjunto, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET), Argentina. Dirección electrónica: pmonteru@uns.edu.ar
<https://orcid.org/0000-0001-7676-7716>

^b *Mara Leticia Rojas*: profesora adjunta, Universidad Nacional del Sur e investigadora adjunta, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET), Argentina. Dirección electrónica: mrojas@uns.edu.ar
<https://orcid.org/0000-0002-8752-4362>

^c *Carlos Darío Dabús*: profesor titular, Universidad Nacional del Sur e investigador principal, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET), Argentina. Dirección electrónica: cdabus@criba.edu.ar
<https://orcid.org/0000-0002-7558-8385>

aquellas inversiones destinadas a mejorar la capacidad humana incrementan la productividad de una economía. Desde las contribuciones de Lucas (1988), Romer (1990) y Mankiw, Romer y Weil (1992), poco se debate la relevancia teórica del capital humano como elemento explicativo del crecimiento, junto con la acumulación de capital físico y las mejoras tecnológicas.

Tampoco parecían suscitarse dudas desde el trabajo empírico: a partir de los seminales aportes de Barro (1991) y Mankiw et al. (1992), innumerables fueron los desarrollos que mostraron una clara relación positiva entre la salud, la educación y el crecimiento económico.

Sin embargo, hacia inicios del presente siglo se generaban las primeras controversias al respecto. Pritchett (1999) mostró que altos niveles de inversión en educación desde los años 60 parecían haber generado un escaso crecimiento en países en desarrollo (no así, en países desarrollados). Contribuciones empíricas más recientes han sido críticas en focalizar al capital humano como un componente relevante del crecimiento económico (Henderson, Papageorgiou y Parmeter, 2012; Delgado, Henderson y Parmeter, 2014).

Por otra parte, Temple (2001), Durlauf, Johnson y Temple (2005), Kourtellos (2011), Sunde y Vischer (2015), Rojas, Monterubbianesi y Dabús (2019), entre otros, insisten en que las variables representativas del capital humano sí revisten importancia. En tal sentido, existe un consenso mayoritario en la literatura a favor de una relación significativa entre capital humano y crecimiento (Durlauf et al., 2005; Bucci, Prettner y Prskawetz, 2019).

Una cuestión fundamental del debate es que se han propuesto tantas variables explicativas del crecimiento como países con datos se encuentran disponibles (Durlauf et al., 2005). Sería muy difícil determinar cuáles son las verdaderamente importantes si se incluyeran absolutamente todas en un mismo estudio. A la hora de tomar una decisión en cuanto a la formulación empírica, el investigador no debe descartar los desarrollos teóricos ni la interpretación intuitiva. En este sentido, considerando la salud y la educación como componentes clave del capital humano, se puede plantear que la salud determina la capacidad que cada individuo tiene para desarrollar su

potencial físico y cognitivo, mientras que la educación incrementa el nivel de conocimiento y habilidad. Ambos componentes fructifican el esfuerzo humano, pudiéndose traducir en mayor productividad global, así como en mayores salarios a nivel individual (Schults, 1961; Nafukho, Hairston y Brooks, 2004; Becker, 2007).

Por otro lado, la no observación de un efecto claro de la educación y la salud sobre el crecimiento económico puede deberse a errores de especificación. Los modelos paramétricos lineales derivados del planteo teórico de Solow-Swan preestablecen una relación funcional entre las variables explicativas y la tasa de incremento del producto¹. Esto supone que el stock de capital humano tiene siempre el mismo efecto sobre el crecimiento, tanto a lo largo del tiempo como en diferentes países. Estas metodologías podrían no reflejar la complejidad de la relación en cuestión.

Precisamente, el argumento de que el capital humano impacte del mismo modo en todas las economías ha sido cuestionado a partir de los trabajos de Azariadis y Drazen (1990) y Durlaf y Johnson (1995). Si el capital humano afecta al crecimiento de una forma no lineal, su contribución podría modificarse una vez que la economía supera cierta masa crítica de producto y capital físico (nivel umbral) a partir de la cual el aprovechamiento de efectos externos conduciría a un incremento sustancial en la tasa de crecimiento. En tal caso, las estimaciones paramétricas lineales no serían capaces de capturar la evolución cambiante de la relación entre capital humano y crecimiento. Para justificar esta idea desde un punto de vista teórico, Azariadis y Drazen (1990) introdujeron discontinuidades en la función de producción agregada. Esta discontinuidad implica la presencia de niveles umbrales y diferentes estados estacionarios.

Es decir, el capital humano podría mostrar rendimientos decrecientes o no decrecientes según el nivel de ingresos y capital per cápita en que se encuentre la economía. Finalmente, el estado estacionario al que arribe una economía dependerá de si su nivel de capital humano y producto per cápita inicial se encuentran por encima o por debajo de cierto umbral.

¹ Una extensa revisión de esta literatura y una discusión de los resultados se presentan en Rojas et al. (2019).

Específicamente, Azariadis y Drazen (1990) analizan el caso de un umbral y dos estados estacionarios, aunque —como se verá en este trabajo— puede existir un número mayor de umbrales. El tratamiento de no linealidades permite una aproximación más amplia y realista en el estudio de países con diferentes características y, en particular, con distinto nivel de desarrollo e ingreso per cápita. A su vez, el hecho de desagregar el capital humano en dos componentes fundamentales, salud y educación, permite llevar a cabo un estudio más desagregado y preciso de la influencia del capital humano sobre el crecimiento.

De este modo, a fin de aportar nueva evidencia sobre el tema, el objetivo del presente trabajo es analizar la existencia de efectos umbral mediante una aproximación no lineal en la relación salud–crecimiento y educación–crecimiento. Se busca determinar la existencia y cantidad de umbrales, así como el nivel de dichos puntos de inflexión, a partir de los cuales la relación capital humano–crecimiento mostraría un cambio en el comportamiento observado.

La contribución del trabajo es en dos sentidos. Por un lado, corrobora la existencia de un efecto no lineal del capital humano sobre el crecimiento. Por otro lado, incorpora un concepto amplio de capital humano, al tomar en cuenta tanto la salud como la educación. Esto permite establecer diferencias en el comportamiento de la salud y de la educación con relación al crecimiento. Los resultados indican que mientras la salud es siempre favorable al crecimiento, la educación solo juega un rol relevante en economías con altos niveles de ingreso.

A continuación, se presenta la revisión de la literatura abocada al tratamiento de no linealidades en la relación capital humano–crecimiento. En la sección II se detalla la metodología utilizada y los datos. Los resultados se muestran y analizan en la sección III. Por último, se presentan las conclusiones y consideraciones finales.

I. Revisión de literatura

Uno de los primeros desarrollos empíricos de no linealidades que estudia la relación entre educación y crecimiento es el trabajo antes citado de Durlauf y Johnson (1995). Utilizando el método de clasificación y árboles de regresión, los autores rechazan la existencia de un único modelo lineal del tipo Solow-Swan como generador de datos para todas las economías. Existirían cuatro modelos lineales diferentes, uno para cada grupo de economías, establecidos en función de las condiciones iniciales. Los resultados revelan que la educación no es una variable significativa para explicar el crecimiento de los dos grupos de menores ingresos, pero sí posee un efecto positivo y significativo en los dos clúster de mayores ingresos.

Por otra parte, Liu y Stengos (1999) analizan no linealidades en el ingreso inicial y las tasas de escolarización. El trabajo también arroja evidencia a favor de regímenes múltiples. En particular, las tasas de matriculación secundaria se asocian a un mayor crecimiento si exceden el 15%. El efecto sobre el incremento del producto tiende a disminuir a partir de tasas de matriculación del 75%. Asimismo, Kalaitzidakis et al. (2001) encuentran efectos no lineales sobre el crecimiento económico utilizando años promedio de escolarización. A bajos niveles de capital humano, el efecto de este sobre el crecimiento es negativo, se torna positivo a niveles medios, y no significativo a niveles altos de ingreso. Por tanto, los autores concluyen que la evidencia es consistente con la idea de que existen umbrales a partir de los cuales el efecto del nivel de educación sobre el crecimiento se modifica, y de que puede diferir en función de qué posición inicial ocupe la economía. Temple (2001) arriba a resultados similares. Por medio de mínimos cuadrados recortados muestra que los coeficientes de las variables de escolarización son significativos sólo cuando se les permite tomar formas no lineales. Además, reconoce que el efecto sobre el crecimiento es pequeño.

Durlauf, Kourtellos y Minkin (2001) utilizan tasas de matriculación secundaria en un modelo semi-paramétrico de coeficientes suavizados, encontrando la presencia de no linealidades significativas del capital humano sobre el crecimiento condicional al ingreso inicial. Estos autores testean la homogeneidad en los parámetros, similar al testeo que habían realizado

Durlauf y Johnson (1995). Es interesante notar que esta metodología plantea una diferencia conceptual al testeo de efectos umbral, dado que el supuesto básico es que los países se conducen bajo modelos lineales, aunque poseen distintas funciones de producción agregada.

Aunando las ideas de no linealidades y heterogeneidad de los parámetros, Masanjala y Papageorgiu (2004) sostienen que las primeras son las que explican la heterogeneidad de los parámetros que definen la ecuación de crecimiento. Mediante el uso de la metodología de umbral endógeno de Hansen (1999; 2000) –la cual permite analizar el efecto de cambios en ciertas variables independientes sobre la variable dependiente considerando diferentes rangos de valores de otras variables dependientes–, los autores determinan cuatro regímenes, utilizando alternativamente las variables de Producto Bruto Interno (PBI) per cápita inicial y tasa de alfabetización inicial para definir el nivel de los umbrales en un estudio de tipo *cross-section*. Siendo que los umbrales establecen cuatro grupos de países en función de sus condiciones iniciales, proceden a calcular mediante mínimos cuadrados no lineales los coeficientes para cada submuestra, encontrando significativas diferencias en los parámetros estimados. Además, en tres de los cuatro regímenes, encuentran que el efecto de la inversión en educación sobre el crecimiento es negativo. Adicionalmente, Mamuneas, Savvides y Stengos (2006) encuentran evidencia a favor de la especificación semi-paramétrica *versus* las especificaciones lineales, y establecen que para un número considerable de países de ingresos medios los años de escolarización no exhiben un efecto significativo sobre el producto.

Posteriormente, mediante el uso de kernels estocásticos y metodologías no paramétricas localmente lineales, Maasoumi, Racine y Stengos (2007) concluyen que distintos grupos de economías no pueden ser analizados utilizando un mismo modelo de base. En este trabajo, los años promedios de escolarización de la población adulta muestran una relación creciente y positiva con el crecimiento en el grupo de las economías pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), y exhiben un impacto tenue para los países no OCDE. Sin embargo, se encuentra una asociación general de bajo capital humano y bajas tasas de crecimiento en ambos grupos. Por su parte, Kourtellos (2011) concluye que

los parámetros que definen la ecuación explicativa de la tasa de crecimiento dependen del nivel de alfabetización inicial y de la esperanza de vida inicial, lo que sería consistente con la presencia de equilibrios múltiples.

Sin embargo, Henderson et al. (2012) y Delgado et al. (2014) encuentran que las variables referidas a educación no juegan un rol importante para explicar el crecimiento aún bajo especificaciones no paramétricas. En el primer trabajo, los autores muestran que las tasas de fertilidad y la recíproca de la esperanza de vida al nacer sí afectan al crecimiento de forma no lineal y que los logros educativos medidos mediante *mean test scores* proveen una medida más confiable que años de educación.

Sanso-Navarro y Vera-Cabello (2015) y Peiró-Palomino (2016) analizan los determinantes del crecimiento de las regiones que integran la Unión Europea. También bajo la utilización de técnicas no paramétricas y varios kernel estocásticos obtienen evidencia de relaciones no lineales para la productividad laboral inicial, la dotación de capital humano y la de capital social. Más recientemente, Zidan (2019) divide la muestra de forma *ad hoc* por regiones geográficas y analiza, a partir de un modelo de selección de variables basado en el método bayesiano y de descomposición, cómo la diferencia de comportamiento entre países se debe a la diferencia en los parámetros estimados o en el nivel de las variables explicativas. Concluye que el capital humano (medido como años de educación) es una variable clave para el crecimiento de América Latina, no así para otras economías en desarrollo.

Analizando una muestra de 86 países durante el periodo 1960-2010 mediante estimaciones semi-paramétricas, Rojas et al. (2019) muestran que el estatus de salud y el nivel de educación exhiben una relación no lineal con el crecimiento. La evidencia encontrada en este trabajo indica que los efectos marginales del capital humano sobre el crecimiento poseen un comportamiento relativamente homogéneo entre países para el caso de los indicadores de salud, mientras que exhibe una gran dispersión de los rendimientos para la educación en los niveles medios y altos de ingresos, sugiriendo la presencia de efectos umbral. Finalmente, Kourtzidis, Tzeremes y Tzeremes. (2019) analizan la relación entre el gasto en salud y el cambio tecnológico. Mediante el cálculo de estimadores de eficiencia condicionada

dependientes del tiempo, revelan que el efecto del gasto en salud per cápita sobre el cambio y el *catch-up* tecnológico no es lineal, sino que está sujeto a los niveles de ingreso de los países.

En resumen, existe una vasta literatura empírica que sugiere la existencia de efectos no lineales del capital humano sobre el crecimiento económico a partir de la presencia de parámetros heterogéneos y efectos umbral. Sin embargo, son escasos los trabajos que consideran el capital humano de forma más amplia, de modo que incluya ambos aspectos, estatus de salud y de educación, problema que se aborda a continuación.

II. Metodología y datos

A. Metodología

Los modelos de regresión con umbrales sostienen que las estimaciones individuales pueden ser divididas en clases de acuerdo con el valor de una variable observable. Hansen (1999; 2000) desarrolló la metodología de *Threshold Regression Model*, la cual posee una interpretación natural como modelo que testea la existencia de múltiples equilibrios al incorporar tanto los estimadores como los niveles umbrales. La metodología permite considerar simultáneamente las ventajas de los paneles de datos, las heterogeneidades entre países y las no linealidades con efectos de umbral (Seo y Shin, 2016).

En este trabajo, siguiendo a Hansen (1999; 2000), se estima un modelo de regresión con umbrales para datos de panel con efectos fijos (*PTR model* por sus siglas en inglés). Es un modelo de paneles no dinámicos con efectos fijos individuales. Así, la definición general del modelo para un conjunto de i individuos (países en el caso del presente trabajo) y t períodos de tiempo está dada por la ecuación 1.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1' x_{it} \prod (q_{it} \leq c) + \beta_2' x_{it} \prod (q_{it} > c) + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde y_{it} es un escalar de variables endógenas, α_i es el efecto fijo, q_{it} es un escalar de variables umbral, el estimador x_{it} es un vector de variables explicativas (se supone que existen k variables explicativas), β representan los

coeficientes a estimar que indican el efecto de cada variable endógena sobre la variable exógena, $\mathbb{I}(\cdot)$ es la función indicadora (es decir que define el valor de los coeficientes de la estimación de acuerdo al valor de las variables umbral), c es el parámetro umbral y ε un término de error aleatorio.

Dado que la función indicadora define conjuntos de valores que pueden tomar los parámetros β dependiendo del valor de las variables umbral, es posible reescribir la ecuación 1 así:

$$y_{it} \{ \alpha_i + \beta_1' x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ si } q_{it} = c \alpha_i + \beta_2' x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ si } q_{it} > c. \quad (2)$$

El modelo puede ser estimado por mínimos cuadrados no lineales (NLLS por sus siglas en inglés), para lo cual será necesario, tomando en cuenta la función indicadora, redefinir la función 2 como (3).

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}(c) + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

donde:

$$x_{it}(c) = \left(x_{it} \mathbb{I}(q_{it} \leq c) \quad x_{it} \mathbb{I}(q_{it} > c) \right), \beta = (\beta_1 \quad \beta_2) \quad (3a)$$

De este modo, las observaciones son divididas en dos regímenes dependiendo de si el valor de la variable umbral q_{it} es mayor o menor que el umbral c . Estos regímenes se diferencian por las pendientes de la regresión β_1 y β_2 .

En los modelos de efectos fijos, los efectos individuales para cada unidad α_i no son observables, por lo cual deben ser eliminados para la estimación. Para ello, se aplica la transformación *within*, es decir se redefinen las variables como la distancia respecto a su media. De este modo, el modelo queda expresado de acuerdo con la ecuación 4.

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(c) + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

Las variables indicadas con * representan la desviación respecto a su media, es decir:

$$y_{it}^* = y_{it} - \underline{y}_i, \quad \underline{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (4a)$$

$$x_{it}^*(c) = x_{it}(c) - \underline{x}_i(c), \underline{x}_i(c) = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(c) \quad (4b)$$

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \underline{\varepsilon}_i, \underline{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \quad (4c)$$

A los fines de proceder con el desarrollo de la metodología y poder definir el estimador del modelo, resulta necesario introducir los componentes de las matrices que integran la ecuación 4:

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \underline{\varepsilon}_i, \underline{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \quad (4c)$$

$$\begin{aligned} y_i^* &= (y_{i,1}^* y_{i,2}^* y_{i,t}^*) \\ x_i^*(c) &= (x_1^*(c)' x_2^*(c)' x_{i,t}^*) \\ \varepsilon_i^* &= (\varepsilon_{i,1}^* \varepsilon_{i,2}^* \varepsilon_{i,t}^*) \end{aligned} \quad (4d)$$

Entonces, agregando los diferentes períodos de tiempo:

$$\begin{aligned} Y^* &= (y_1^* y_2^* y_n^*) \\ x^*(c) &= (x_1^*(c) x_2^*(c) x_n^*(c)) \\ \varepsilon_i^* &= (\varepsilon_1^* \varepsilon_2^* \varepsilon_n^*) \end{aligned} \quad (4e)$$

Para un umbral dado c , la pendiente β puede ser estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios de acuerdo con la ecuación 5.

$$\hat{\beta}(c) = (X^*(c)' X^*(c))^{-1} X^*(c)' Y \quad (5)$$

El vector de residuos vendrá dado por 6.

$$\hat{\varepsilon}^*(c) = Y^* - X^*(c) \hat{\beta}(c) \quad (6)$$

Y la suma de los residuos al cuadrado será, de acuerdo con la ecuación 7.

$$SSR(c) = \hat{\varepsilon}^*(c)' \hat{\varepsilon}^*(c) \quad (7)$$

El umbral estimado \hat{c} se obtiene por la minimización de la suma de los residuos al cuadrado, tal como se define en (8).

$$\hat{c} = \operatorname{argmin} SSR(c) \quad (8)$$

Aquí radica una de las grandes fortalezas de la metodología, ya que permite estimar no sólo el valor de los coeficientes para cada tramo de la variable umbral, sino que también posibilita estimar endógenamente el valor de esos umbrales:

Dado \hat{c} puede estimarse, a partir de la ecuación (3), el valor de β como:

$$\hat{\beta} = \beta(\hat{c}) = (\beta_1(\hat{c}) \beta_2(\hat{c})) \quad (9)$$

El modelo puede generalizarse considerando la existencia de r umbrales c_1, \dots, c_r :

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} \mathbb{1}(c_{j-1} \leq q_{it} \leq c_j) + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

$c_0 = -\infty$ y $c_{r+1} = +\infty$.

Hansen (1999) demuestra que, mediante el análisis de inferencia a través de un test F, es posible encontrar el número óptimo de regímenes. En este caso se consideran dos números alternativos de umbrales partiendo, en principio, de la hipótesis de no existencia de umbrales *versus* la existencia de un umbral, siguiendo por la existencia de un umbral *versus* dos umbrales, y así sucesivamente.

Por ejemplo, para el primer caso la hipótesis nula será $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ y el valor del estadístico vendrá dado por 11.

$$F_1 = \frac{SSR_0 - SSR_1(\hat{c})}{(\hat{\sigma}^2)} \quad (11)$$

En caso de rechazar H_0 , quedaría en evidencia que las pendientes de los modelos estimados considerando la no existencia de umbrales y la existencia de un umbral difiere y, de esta forma, resulta necesario considerar la existencia de uno o más umbrales.

B. Datos

Con base a las contribuciones de Levine y Renelt (1992), Barro (1996) y Dabús y Laumann (2006), las variables de control incluidas en este trabajo son: nivel de inversión (en porcentaje del PBI), nivel de gasto público (aproximado por el consumo público, en porcentaje del PBI), grado de apertura (expresado como exportaciones más importaciones sobre PBI), crecimiento poblacional (expresado como la diferencia del logaritmo de la población entre dos períodos) y PBI per cápita al inicio de cada período (expresado en logaritmo). El resto de las variables explicativas de interés están determinadas por indicadores representativos del capital humano, los cuales se detallan a continuación.

Siguiendo a Kalaitzidakis et al. (2001), Durlauf et al. (2005) y Barro y Lee (2013), se toman los años promedio de escolarización como medida de educación. Específicamente, las *proxies* utilizadas son los años promedio totales de educación y años promedio de educación secundaria de la población mayor de 15 años (expresados en logaritmos). El estatus de salud es aproximado por la esperanza de vida al nacer y la inversa de un índice construido a partir de la tasa de mortalidad infantil (valor máximo de la muestra menos el valor del país particular), ambas variables consideradas en logaritmos. Se procede de esta manera teniendo en cuenta que se espera un efecto positivo del estatus de salud sobre el crecimiento y que la variable tasa de mortalidad infantil (IMI) es una proxy inversa del estatus de salud (una mayor mortalidad infantil se asocia a un menor status de salud). Finalmente, la variable explicada es la tasa de crecimiento del producto per cápita, definida como la variación del logaritmo del PBI per cápita. La Tabla 1 incluye la descripción de las variables, la fuente de datos utilizada en cada caso y el signo esperado de cada una de ellas en la estimación.

Tabla 1. Fuentes de las variables de la base de datos

Variable	Descripción	Fuente	Signo esperado
Variación del PBI per cápita ($\Delta PBIpc_{it}$)	Tasa de variación del logaritmo del PBI per cápita de acuerdo con la Paridad del Poder Adquisitivo a partir del Índice de Laspeyres, expresado a precios constantes de 2005	Tasa de variación estimada a partir de datos de la Penn World Table	Variable endógena
Educación (variable 1) (Educación $_{it}$)	Logaritmo de los años promedio de educación secundaria de la población mayor de 15 años	Barro y Lee (2013)	Positivo
Educación (variable 2) (Educación $_{it}$)	Logaritmo de los años promedio totales de educación de la población mayor de 15 años	Barro y Lee (2013)	Positivo
Salud (variable 1) (Salud $_{it}$)	Logaritmo de la esperanza de vida al nacer	UN data	Positivo
Salud (variable 2) (Salud $_{it}$)	Logaritmo de la inversa de la tasa de mortalidad infantil, calculada como la diferencia entre el valor máximo de la muestra y el valor del indicador para el país correspondiente	UN data	Positivo
Inversión (Inversión $_{it}$)	Proporción de inversión en el PBI expresado a precios constantes de 2005	Penn World Table	Positivo
Gasto Público (Gasto Público $_{it}$)	Proporción de consumo del gobierno en el PBI expresado a precios constantes de 2005	Penn World Table	Negativo
Apertura (Apertura $_{it}$)	Proporción de la suma de las exportaciones y las importaciones en el PBI expresado a precios constantes de 2005	Penn World Table	Positivo
Crecimiento Poblacional (Crecimiento Poblacional $_{it}$)	Tasa de variación de la población	Tasa de variación calculada a partir de datos de la Penn World Table	Negativo
PBI inicial (PBI inicial $_{it}$)	Logaritmo del PBI per cápita rezagado un período de acuerdo con la Paridad del Poder Adquisitivo a partir del Índice de Laspeyres, expresado a precios constantes de 2005	Penn World Table	Negativo

Fuente: elaboración propia.

La idea es determinar si, de acuerdo con el nivel de ingreso per cápita de los países, el efecto del estatus de salud y el nivel de educación sobre el crecimiento modifica su comportamiento, por lo que el PBI per cápita es la variable que se toma para detectar umbrales a partir de los cuales se encuentran dichos cambios. Así, el modelo a estimar, en los términos de la ecuación 1, queda establecido en la ecuación 12.

$$\begin{aligned}
 \Delta PBI_{pcit} = & \alpha_i + \beta'_1 \text{Salud}_{it} \prod (PBI_{pcit} \leq c) \\
 & + \beta'_2 \text{Salud}_{it} \prod (PBI_{pcit} > c) \\
 & + \beta'_3 \text{Educación}_{it} \prod (PBI_{pcit} \leq c) \\
 & + \beta'_4 \text{Educación}_{it} \prod (PBI_{pcit} > c) + \beta'_5 \text{Inversión}_{it} \\
 & + \beta'_6 \text{GastoPúblico}_{it} + \beta'_7 \text{Apertura}_{it} \\
 & + \beta'_8 \text{CrecimientoPoblacional}_{it} + \beta'_9 \text{PBI}_{inicialit} + \varepsilon_{it},
 \end{aligned} \tag{12}$$

donde ΔPBI_{pcit} es la tasa de crecimiento del producto per cápita, Salud_{it} representa el estatus de salud, Educación_{it} representa el nivel educativo, Inversión_{it} identifica la participación de la inversión total en el producto, GastoPúblico_{it} es la participación del consumo público en el producto, Apertura_{it} es el indicador del grado de apertura de la economía, $\text{Crecimiento Poblacional}_{it}$ es la tasa de crecimiento de la población y $\text{PBI}_{inicialit}$ corresponde al valor del PBI per cápita al inicio del periodo.

Como se mencionó previamente (ecuación 10), el modelo propuesto puede posteriormente extenderse para considerar la existencia de más de un umbral y, por lo tanto, de más de dos regímenes. En ese caso, se tendrá un β de cada una de las variables de capital humano para cada régimen, es decir un valor del conjunto de parámetros estimados para cada rango de valores de PBI per cápita.

De acuerdo con la disponibilidad de datos, se construyó un panel de 86 países con observaciones quinquenales para el período 1960-2010. La Tabla 1A del anexo² incluye la lista de los países incluidos en la estimación.

² Disponible en la versión electrónica del artículo como material suplementario.

Todos los valores monetarios están expresados en dólares constantes del 2005. Las estimaciones fueron realizadas utilizando el software Stata y siguiendo el código desarrollado por Wang (2015), quien elaboró dicho código para permitir incorporar la metodología de regresión con efectos umbral presentada al software mencionado.

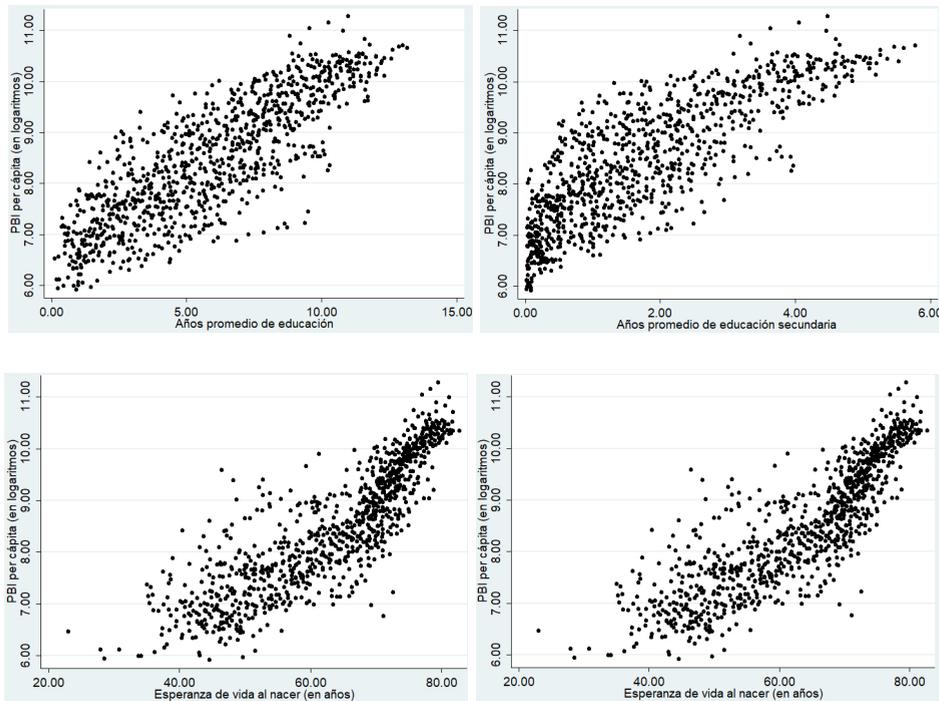
III. Evidencia empírica

Una primera aproximación al tema de la relevancia de los componentes del capital humano sobre el desempeño de la economía se muestra en la Figura 1. Los paneles (a) y (b) de la figura muestran los indicadores de niveles de educación (años promedio de educación de la población de 15 años y más, y años promedio de educación secundaria de la población de 15 años y más, respectivamente) con relación al PBI per cápita para todos los países en todos los años de la muestra. Los paneles (c) y (d) exhiben los indicadores de salud (esperanza de vida al nacer y tasa de mortalidad infantil, respectivamente) con relación al PBI per cápita.

Como era de esperar, se aprecia una relación claramente positiva entre los indicadores de educación y salud, medida a través de la esperanza de vida, y el PBI per cápita; y negativa entre la tasa de mortalidad infantil y el nivel de vida promedio de la población, aproximado por el PBI per cápita. Por supuesto, es necesario obtener evidencia más precisa sobre el tema.

A tal fin, se realizaron estimaciones de la relación capital humano-crecimiento y se interpretaron los resultados obtenidos. Para probar la robustez de las conclusiones se trabajó con los dos indicadores de salud y educación alternativamente, construyendo cuatro estimaciones diferentes. Los modelos (1) y (2), señalados en las primeras dos columnas de la Tabla 3, tomando como variable proxy del estatus de salud a la esperanza de vida al nacer; mientras que los modelos (3) y (4) (columnas 3 y 4 de la Tabla 3), utilizan el indicador de mortalidad infantil. Por otra parte, como variables proxy de educación se utilizan años promedio de escolarización secundaria en los modelos (1) y (3), mientras que los modelos (2) y (4) consideran los años promedio de escolarización total.

Figura 1. Relación entre nivel de PBI per cápita e indicadores de capital humano



Fuente: elaboración propia, con base a datos de Barro y Lee (2013), *Penn World Table* (Feenstra, et al., 2015) y UNdata (2019).

Para tratar la potencial endogeneidad de las variables de capital humano respecto del crecimiento económico se realizaron estimaciones empleando variables instrumentales a través de la técnica de mínimos cuadrados generalizados en dos etapas (MCG2E), utilizando como instrumentos los rezagos (en uno y dos períodos) de las variables de salud y educación. Al analizar los resultados de los modelos con variables instrumentales y compararlos con los modelos originales mediante la aplicación la prueba de Hausman, se observó que los mismos no difieren estadísticamente, lo que indica que el problema de endogeneidad no es relevante en este caso, dando mayor robustez a los resultados obtenidos.

Para analizar el número óptimo de umbrales se realizó la prueba F de significatividad conjunta considerando la posible existencia de uno, dos o tres umbrales. En cada caso, para testear la existencia de k umbrales, la hipótesis nula es que los coeficientes considerando $k - 1$ umbrales y k umbrales son iguales. El análisis se realiza de forma secuencial. La Tabla 2 muestra los resultados de las pruebas. Mientras que se rechaza la hipótesis nula (igualdad en las pendientes de las variables de los modelos estimados) en el primer y segundo ejercicio, no se rechaza en el tercer caso para cualquiera de las cuatro estimaciones, lo que indica la existencia de dos umbrales determinados por el ingreso per cápita en la relación capital humano-crecimiento. Es decir, existen tres rangos de valores diferentes de PBI per cápita para los cuales el efecto de las variables de capital humano sobre el crecimiento económico tomará valores distintos.

Tabla 2. *Test de significatividad del umbral*

	<i>Modelo</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>0 umbrales versus 1 umbral</i>			
Estadístico	93,05	88,97	86,43	87,52
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000
	<i>1 umbral versus 2 umbrales</i>			
Estadístico	90,98	102,28	91,32	95,83
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,000
	<i>2 umbrales versus 3 umbrales</i>			
Estadístico	127,69	99,54	123,16	100,90
P-valor	0,5467	0,6533	0,610	0,640

Fuente: elaboración propia.

Luego, la Tabla 3 presenta los resultados de las estimaciones para el modelo de dos umbrales. En esta se observa la existencia de dos puntos de inflexión asociados a disímiles niveles de ingreso per cápita. Esto implica que la relación capital humano-crecimiento difiere por encima y por debajo de dichos puntos, definiendo tres tramos de la función en donde los parámetros estimados que definen el proceso de generación de datos son heterogéneos.

Tabla 3. Resultados del modelo con 2 umbrales

Variables	<i>Modelo</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Variables con umbral</i>			
Salud T1	0,262*** (0,084)	0,413*** (0,088)	0,077*** (0,029)	0,105*** (0,029)
Salud T2	0,324*** (0,083)	0,461*** (0,090)	0,127*** (0,029)	0,140*** (0,033)
Salud T3	0,369*** (0,083)	0,325*** (0,091)	0,160*** (0,029)	0,034*** (0,037)
Educación T1	-0,027* (0,016)	-0,063*** (0,024)	-0,012 (0,015)	-0,023 (0,259)
Educación T2	-0,018 (0,021)	-0,012 (0,040)	-0,005 (0,020)	0,032 (0,402)
Educación T3	0,097*** (0,024)	0,378*** (0,066)	0,106*** (0,023)	0,425*** (0,066)
	<i>Variables sin umbral</i>			
Inversión	0,399*** (0,090)	0,489*** (0,089)	0,395*** (0,090)	0,517*** (0,089)
Gasto Público	-0,224*** (0,083)	-0,209*** (0,083)	-0,168** (0,083)	-0,169** (0,083)
Apertura	0,033 (0,028)	-0,007 (0,028)	0,045 (0,028)	0,002 (0,028)
Crecimiento Poblacional	0,0002 (0,001)	0,0004 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,00008 (0,001)
PBIpc inicial	-0,284*** (0,019)	-0,313*** (0,019)	-0,277*** (0,019)	-0,304*** (0,019)
Umbral PBIpc	1802,41	2438,33	1746,35	2438,33
Umbral PBIpc	4028,86	8657,24	4028,86	8657,24
Observaciones	860	860	860	860

Nota: errores estándar entre paréntesis; ***, ** y * estadísticamente significativo al 1, 5 y 10 %, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Dependiendo de la especificación del modelo, el nivel de ingreso que determina el umbral más bajo toma valores entre 1800 y 2400 dólares, mientras que el siguiente umbral se encuentra entre los 4000 y 8500 dólares per cápita. Estos valores son particularmente sensibles a la variable de educación seleccionada, tomando los valores más altos al utilizar el indicador de años totales de educación. Así, los coeficientes de las variables de interés denominados con T1, T2 y T3 se asocian a cada uno de los tramos de ingresos per cápita inicial que se establecen entre los umbrales señalados. En los modelos (1) y (3) (es decir, cuando el estimador utilizado es años promedio de escolarización secundaria), los valores de los coeficientes nombrados con T1 corresponden a las economías con ingresos iniciales entre 0 y 1800 dólares; con T2 se nombran los coeficientes estimados para las economías con ingresos iniciales entre 1801 y 4000 dólares; y con T3, los coeficientes para aquellos países con ingresos iniciales superior a 4000 dólares. Por su parte, en los modelos (2) y (4) (cuando el estimador relevante es años promedio de escolarización total), T1, T2 y T3 señalan los coeficientes estimados para los países cuyos ingresos per cápita iniciales se encontraban entre 0 y 2400 dólares (T1), entre 2401 y 8000 dólares (T2) y por encima de 8000 dólares (T3), respectivamente.

En el anexo, se incluyen las gráficas para cada uno de los modelos estimados donde se representa el proceso de determinación de los umbrales de acuerdo con la metodología descrita, así como el intervalo de confianza al 95% para el valor estimado de los mismos, el cual se construye a partir de estadísticos *likelihood ratios* (LR) empleando el método de región de no rechazo. Es decir, se analiza el valor del indicador LR para los diferentes valores de la variable que consideramos umbral y establecemos valores críticos de confianza del 95%. Si el valor estadístico cae por debajo del valor crítico (incorporado en las gráficas en líneas punteadas) se estaría determinando un valor de corte, es decir, un umbral para la variable bajo consideración, en nuestro caso el PBI per cápita.

De las variables consideradas en la especificación lineal existen tres cuyo efecto es claramente significativo sobre el crecimiento económico: la inversión (efecto positivo), el gasto público (efecto negativo) y el PBI inicial

(efecto negativo). Por su parte, los coeficientes que acompañan a las variables grado de apertura y crecimiento poblacional no resultan significativos.

Con relación a los resultados encontrados para el caso de las variables inversión y PBI inicial, los mismos están en línea con la mayoría de la literatura empírica del crecimiento (Levine y Renelt, 1992; Barro, 1996; Barro y Sala-i-Martin, 2004; Durlauf et al., 2005; Delgado et al., 2014; Johnson y Papageorgiou, 2020). Con relación al PBI inicial, el coeficiente negativo justifica el efecto inercial del PBI sobre la desaceleración de la tasa de crecimiento hacia su nivel de equilibrio de largo plazo; es decir, es evidencia a favor de la existencia de un proceso de convergencia condicional.

Con referencia a la variable gasto público, el resultado obtenido de un efecto negativo sobre el crecimiento económico es compatible con lo observado por Rojas et al. (2019). Si bien otros trabajos han señalado que el gasto público guarda una relación positiva con el crecimiento (por ejemplo, Abiad, Furceri y Topalova, 2015; Fournier, 2016), estos estudios aproximan el gasto público mediante el componente de inversión pública, mientras que aquí se consideró el gasto público a partir de la partida de consumo público. Al respecto, Bose, Haque y Osborn (2007), Gemmell, Kneller y Sanz (2011) y Auerbach y Gorodnichenko (2013) establecen que el gasto del gobierno posee efectos ambiguos en función del tipo de erogación considerada. El punto crucial que justificaría la relación negativa señalada es el alto componente de gasto no productivo que se incorpora en la variable consumo público.

Con relación a las variables representativas del capital humano, se encuentra que el estatus de salud posee un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento del PBI per cápita para todo el espacio muestral, lo cual confirma un efecto relativamente estable (al menos, siempre positivo) de la salud sobre el crecimiento en diferentes estadios del desarrollo.

La educación, sin embargo, es el componente que demuestra un comportamiento heterogéneo para economías con diferente nivel de ingreso. Los indicadores de escolarización se muestran como significativos, pero con signo negativo para el primer tramo de la distribución de ingresos en dos de las cuatro regresiones presentadas en la Tabla 3. Asimismo, los coeficientes que acompañan a las variables de educación no son significativos para valores

intermedios de ingresos (valores entre umbrales señalados por el tramo T2) en todas las regresiones estimadas. Pero es interesante ver que la educación muestra un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento a partir de niveles de ingreso por encima del segundo umbral (esto es, para el tramo T3 de la estimación).

Por tanto, estos resultados indicarían que, mientras que el estatus de salud guarda siempre una relación positiva con el crecimiento (aunque la magnitud del efecto varíe), la educación guarda una relación positiva solamente a partir de un cierto nivel de ingreso mínimo, determinado por el segundo umbral detectado. De este modo, se confirma la existencia de una relación no lineal entre la educación y el crecimiento económico. Estos resultados son compatibles con los encontrados por Mamuneas et al. (2006), Maasoumi et al. (2007) y Rojas et al. (2019). Por otra parte, los resultados obtenidos son robustos para las diferentes combinaciones de las variables de capital humano utilizadas. En efecto, la significatividad y los signos de dichas variables se mantienen en las diferentes especificaciones, lo que demuestra la robustez del análisis.

Los resultados son intuitivamente aceptables. Una población más saludable asegura una mayor productividad y, luego, un mayor crecimiento del producto independientemente del nivel de desarrollo. En cambio, un mayor nivel de educación medido a partir de años totales de escolarización tendría efectos diversos sobre el desempeño económico en función de en qué estadio de desarrollo se encuentre el país. El sustento teórico que avala este hallazgo es el postulado de existencia de no linealidades en el proceso de desarrollo económico establecido por Azariadis y Drazen (1990), lo cual origina regímenes múltiples en la relación educación–crecimiento.

En economías de bajos ingresos, la adopción de tecnología e inversión en capital se encuentra restringida, por lo que se esperan bajos retornos sobre la inversión en educación al poder combinarla en el proceso productivo con un stock de capital físico reducido, generándose un problema de auto-reforzamiento (Acemoglu, 1997; Azariadis y Stachurski, 2005; Bowles, Durlauf y Hoff, 2016). Adicionalmente, Pritchett (1999) y Kalaitzidakis et al. (2001) sugieren que en países de bajo nivel de ingreso las inversiones en

educación secundaria o superior irán dirigidas hacia actividades improductivas. La educación en estos países funciona más bien como un medio de señalización para acceder a posiciones de poder que posibilitan la extracción de rentas, antes que para incrementar la productividad de toda la economía. A su vez, significan una ineficiente asignación de recursos en situaciones donde es necesaria la inversión en actividades productivas que puedan satisfacer necesidades más básicas como la alimentación y la salud de la población. Por lo tanto, puede justificarse una relación negativa entre educación y crecimiento económico a bajos niveles de renta per cápita.

Por el contrario, en economías de ingresos altos los sectores más avanzados que incorporan capital y tecnología de punta poseen una mayor participación en el producto total. Estos sectores muestran indivisibilidades, tales como la necesidad de cubrir grandes inversiones en educación y formación para facilitar la adopción de nuevas tecnologías (Azariadis y Stachurski, 2005). A partir de un nivel mínimo de ingreso per cápita (compatible con un stock mínimo de capital per cápita) podrán potenciarse las externalidades productivas generadas por la combinación de altos niveles de capital físico y humano, cuya complementariedad en el proceso productivo ha sido notada por diversos autores (Griliches, 1969; Bartel y Lichtenberg, 1987; Vandebussche, Aghion y Meghirl, 2006; Rojas, 2012). Por lo tanto, solamente una vez alcanzada la escala suficiente, la educación favorecerá el crecimiento económico. Esto no es posible en los países más pobres, sino en aquellos que han alcanzado un estadio mínimo de desarrollo.

Dependiendo de la especificación del modelo, el umbral inferior toma valores entre 1800 y 2400 dólares per cápita, mientras que el siguiente umbral se encuentra entre los 4000 y 8500 dólares per cápita. El hecho de que estos valores sean sensibles a la variable de educación seleccionada se debe a que es la educación la variable que presenta no linealidades fuertes. Por último, que el valor umbral sea mayor para el caso de la variable años totales de educación implica que se necesita un grado de desarrollo más elevado para aprovechar los beneficios de la educación superior en términos de crecimiento económico. La idea es que la variable medida a través el total de años de educación incluye a la población de formación superior, la cual solamente

puede ser combinada con mayores niveles de capital físico en los países que han alcanzado mayores niveles de ingreso.

Conclusiones

En el presente trabajo se estudiaron los efectos de los niveles de salud y educación sobre el crecimiento económico. A partir de un modelo de regresión con umbrales para datos de panel con efectos fijos se procedió a corroborar la existencia de umbrales de ingreso y sus posibles valores. El análisis de los resultados permitió establecer la existencia de dos puntos de inflexión en la relación capital humano–crecimiento económico. Estos umbrales son especialmente sensibles a la variable de educación seleccionada, la cual muestra la mayor heterogeneidad en cuanto a su comportamiento que la variable referida a salud.

Los resultados encontrados coinciden con hallazgos previos que mencionan el efecto positivo de la educación sobre el crecimiento económico para el caso de países con ingresos per cápita inicialmente altos (Durlauf y Johnson, 1995; Pritchett, 1999; Maasoumi et al., 2007; Rojas et al., 2019) y la no significatividad de la educación para explicar el desempeño macroeconómico de países de ingresos medios (Durlauf y Johnson, 1995; Pritchett, 1999; Mamuneas et al., 2006; Maasoumi et al., 2007).

La relación positiva con el crecimiento a mayores niveles de ingreso se relacionaría con la posibilidad de adoptar nuevas tecnologías e incrementar la productividad debido a las externalidades positivas que genera un mayor nivel educativo en combinación con un alto stock de capital físico. Como mencionaron Mamuneas et al. (2006), esas externalidades estarían aún ausentes a niveles medios de renta, donde los rendimientos privados de la inversión en educación superan a los rendimientos sociales, lo que se refleja en una falta de correlación entre educación y crecimiento para los regímenes de ingresos medios.

Asimismo, la conclusión de una relación negativa entre educación y crecimiento para el caso de países de renta baja puede explicarse a partir de la existencia de bajos retornos sobre la inversión en educación y la

no canalización de dichos esfuerzos a incrementar la productividad. Este resultado es coincidente con lo evidenciado por Kalaitzidakis et al. (2001) y Masanjala y Papageorgiu (2004) para los países de menor nivel de desarrollo.

Por su parte, el comportamiento de la variable salud presenta una mayor regularidad en cuanto a signo esperado y significatividad. La intuición sería que una mano de obra más saludable implica siempre una mayor productividad, favoreciendo el crecimiento independientemente del nivel de desarrollo, mientras que la educación tendría un efecto favorable sobre el desempeño de la economía a partir de un nivel mínimo de ingreso. Un corolario de recomendación de política económica es que en países de menores ingresos resultaría prioritario garantizar un nivel mínimo de salud y, a partir de allí, aplicar políticas que favorezcan el incremento en los niveles educativos.

Una posible extensión de este trabajo sería determinar a través de qué canales la educación influye sobre el crecimiento, generando relaciones adversas a bajos niveles de ingreso y retroalimentaciones positivas a mayores niveles de desarrollo. Sería interesante obtener evidencia desagregada a nivel sectorial, en particular la industria y los servicios, con el objeto de analizar en cuáles de estas actividades la educación de diferentes niveles es especialmente impulsora del crecimiento. Los resultados obtenidos facilitarían establecer recomendaciones de política educativa a fin de orientar la asignación de recursos en aquellas ramas en donde el conocimiento sea particularmente productivo, lo que favorecería el desarrollo.

Referencias

- Abiad, A., Furceri, D. & Topalova, P. (2015). The Macroeconomic Effects of Public Investment: Evidence from Advanced Economies. IMF Working Paper No. 15/95. International Monetary Fund. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/15-95.html>
- Acemoglu, D. (1997). Training and innovation in an imperfect labour market. *The Review of Economic Studies*, 64(3), 445-464. <https://doi.org/10.2307/2971723>

- Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2013). Fiscal Multipliers in Recession and Expansion, en A. Alesina y F. Giavazzi Eds., *Fiscal Policy After the Financial Crisis*, National Bureau of Economic Research Inc.
- Azariadis, C. & Drazen, A. (1990). Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 501-526. <https://doi.org/10.2307/2937797>
- Azariadis, C. & Stachurski, J. (2005). Poverty traps. *Handbook of economic growth*, 1, 295-384. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01005-1](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01005-1)
- Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. <https://doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R. J. (1996). *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study*. National Bureau of Economic Research, No. w5698. <https://doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. MIT Press.
- Barro, R. J. & Lee, J. W. (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.jdeveco.2012.10.001>
- Bartel, A. P. & Lichtenberg, F. R. (1987). The comparative advantage of educated workers in implementing new technology. *The Review of Economics and statistics*, 69(1), 1-11. <https://www.jstor.org/stable/1937894>
- Becker, G. S. (2007). Health as human capital: synthesis and extensions. *Oxford Economic Papers*, 59(3), 379-410. <https://doi.org/10.1093/oepp/gpm020>
- Bose, N., Haque, M. E. & Osborn, D. R. (2007). Public expenditure and economic growth: A disaggregated analysis for developing countries. *The Manchester School*, 75(5), 533-556. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2007.01028.x>

- Bowles, S., Durlauf, S. N. & Hoff, K. (Eds.). (2016). *Poverty traps*. Princeton University Press.
- Bucci, A., Prettner, K. & Prskawetz, A. (2019). *Human Capital and Economic Growth*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-21599-6>
- Dabús, C. & Laumann, Y. (2006). Determinantes del Crecimiento: Evidencia Comparada de Países con Diferente Nivel de Desarrollo. *Estudios de Economía Aplicada*, 24(1), 165-180. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30113179007>
- Delgado, M. S., Henderson, D. J. & Parmeter, C. F. (2014). Does education matter for economic growth? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 334-359. <https://doi.org/10.1111/obes.12025>
- Durlauf, S. N. & Johnson, P. A. (1995). Multiple regimes and cross-country growth behavior. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100404>
- Durlauf, S. N., Johnson, P. A. & Temple, J. R. (2005). Growth econometrics. *Handbook of Economic Growth*, 1(A), 555-677. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01008-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01008-7)
- Durlauf, S. N., Kourtellos, A. & Minkin, A. (2001). The local Solow growth model. *European Economic Review*, 45(4-6), 928-940. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00120-9)
- Feenstra R., Inklaar, R. & Timmer, M. (2015). The Next Generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182. <https://doi.org/10.15141/S50T0R>
- Fournier, J. M. (2016). The Positive Effect of Public Investment on Potential Growth. OECD Economic Department Working Papers No. 1347, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/15e400d4-en>
- Gemmell, N., Kneller, R. & Sanz, I. (2011). The timing and persistence of fiscal policy impacts on growth: evidence from OECD countries. *The Economic Journal*, 121(550), F33-F58. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02414.x>

- Griliches, Z. (1969). Capital-skill complementarity. *The review of Economics and Statistics*, 51(4), 465-468. <https://www.jstor.org/stable/1926439>
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels, Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
- Henderson D. J., Papageorgiou, C. & Parmeter, C. F. (2012). Growth empirics without parameters. *The Economic Journal*, 122(559), 125-154. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02460.x>
- Johnson, P. & Papageorgiou, C. (2020). What Remains of Cross-Country Convergence? *Journal of Economic Literature*, 58(1), 129-75. <https://doi.org/10.1257/jel.20181207>
- Kalaitzidakis, P., Mamuneas, T. P., Savvides, A. & Stengos, T. (2001). Measures of Human Capital and Nonlinearities in Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, 6, 229-254. <https://doi.org/10.1023/A:1011347816503>
- Kourtellos, A. (2011). Chapter 13: Modeling Parameter Heterogeneity in Cross-Country Regression Models, en O. La Grandville (Ed.), *Economic Growth and Development (Frontiers of Economics and Globalization, Vol. 11)*, Emerald Group Publishing Limited, Bingley. [https://doi.org/10.1108/S1574-8715\(2011\)0000011018](https://doi.org/10.1108/S1574-8715(2011)0000011018)
- Kourtzidis, S., Tzeremes, P. & Tzeremes, N. G. (2019). Conditional time-dependent nonparametric estimators with an application to healthcare production function. *Journal of Applied Statistics*, 46(13), 2481-2490. <https://doi.org/10.1080/02664763.2019.1588234>
- Levine R. & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review*, 82(4), 942-963. <https://www.jstor.org/stable/2117352>

- Liu, Z. & Stengos, T. (1999). Non-linearities in cross country growth regressions: a semiparametric approach. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 527–538. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<527::AID-JAE528>3.0.CO;2-X](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<527::AID-JAE528>3.0.CO;2-X)
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Maasoumi, E., Racine, J. & Stengos, T. (2007). Growth and convergence: A profile of distribution dynamics and mobility. *Journal of Econometrics*, 136(2), 483-508. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.11.012>
- Mamuneas, T. P., Savvides, A. & Stengos, T. (2006). Economic Development and the Return to Human Capital: A Smooth Coefficient Semiparametric Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 21, 111–132. <https://doi.org/10.1002/jae.813>
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, N. D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Masanjala, W. H. & Papageorgiou, C. (2004). The Solow model with CES technology: nonlinearities and parameter heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), 171-201. <https://doi.org/10.1002/jae.722>
- Nafukho, F. M., Hairston, N. & Brooks, K. (2004). Human capital theory: Implications for human resource development. *Human Resource Development International*, 7(4), 545-551. <https://doi.org/10.1080/1367886042000299843>
- Peiró-Palomino, J. (2016). Social capital and economic growth in Europe: Nonlinear trends and heterogeneous regional effects. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(5), 717-751. <https://doi.org/10.1111/obes.12131>
- Pritchett, L. (1999). Where has all the education gone? Policy Research Working Paper. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1581>

- Rojas, M. L. (2012). Capital humano y cambios en la estructura productiva: análisis teórico en un modelo de crecimiento. *Papeles de población*, 18(71), 187-212. <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v18n71/v18n71a7.pdf>
- Rojas, M. L., Monterubbianesi, P. D. & Dabús, C. (2019). No linealidades y efectos umbral en la relación capital humano-crecimiento económico. *Cuadernos de Economía*, 38(77), 425-459. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v38n77.67984>
- Romer, P. M. (1990). Human Capital and Growth: Theory and Evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32(1), 251-286. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(90\)90028-J](https://doi.org/10.1016/0167-2231(90)90028-J)
- Sanso-Navarro, M. & Vera-Cabello, M. (2015). Non-linearities in regional growth: A non-parametric approach. *Papers in Regional Science*, 94(S1), S19-S38. <https://doi.org/10.1111/pirs.12112>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>
- Seo, M. H. & Shin, Y. (2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 195(2), 169-186. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.03.005>
- Sunde, U. & Vischer, T. (2015). Human capital and growth: Specification matters. *Economica*, 82(326), 368-390. <https://doi.org/10.1111/ecca.12116>
- Temple, J. R. (2001). Generalizations that aren't? Evidence on education and growth. *European Economic Review*, 45(4-6), 905-918. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00116-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00116-7)
- UNData (2019). United Nations Statistics Division. <http://www.un.org/es/databases/>
- Vandenbussche, J., Aghion, P. & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of economic growth*, 11(2), 97-127. <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9002-y>

Monterubbianesi, Rojas y Dabús: Educación y salud: evidencia de efectos umbral...

Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500108>

Zidan, M. (2019). *Understanding the Sources of Growth Heterogeneity* [Doctoral dissertation, Department of Economics, University of Wisconsin-Madison]. ProQuest Dissertations Publishing.

Anexo

Tabla A1. *Listado de países de la muestra*

Argentina	Luxemburgo
Australia	Malasia
Austria	Malawi
Bangladesh	Mali
Bélgica	Marruecos
Benín	Mauritania
Bolivia	Mauricio
Botsuana	México
Brasil	Mozambique
Burundi	Nepal
Camerún	Nigeria
Canadá	Noruega
Chile	Nueva Zelanda
China	Países Bajos
Chipre	Pakistán
Colombia	Panamá
Costa de Marfil	Paraguay
Costa Rica	Perú
Dinamarca	Portugal
Ecuador	Reino Unido
Egipto	República Central Africana
España	República de Congo
Estados Unidos	República de Corea
Fiji	República Dominicana
Filipinas	Ruanda
Finlandia	Rumania
Francia	Senegal
Gabón	Singapur
Ghana	Siría
Grecia	Sri Lanka

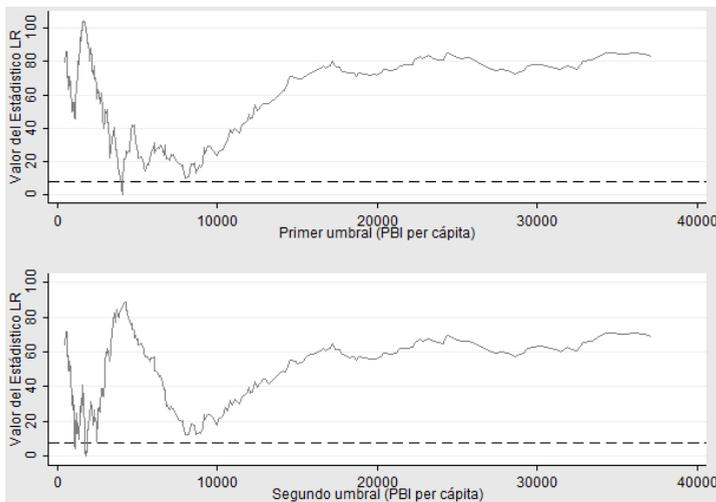
Continúa

Tabla A1. Continúa

Guatemala	Sudáfrica
Honduras	Suecia
India	Suiza
Indonesia	Tailandia
Irán	Tanzania
Irlanda	Togo
Islandia	Trinidad y Tobago
Israel	Turquía
Italia	Uganda
Jamaica	Uruguay
Japón	Venezuela
Jordania	Zambia
Kenia	Zimbawe

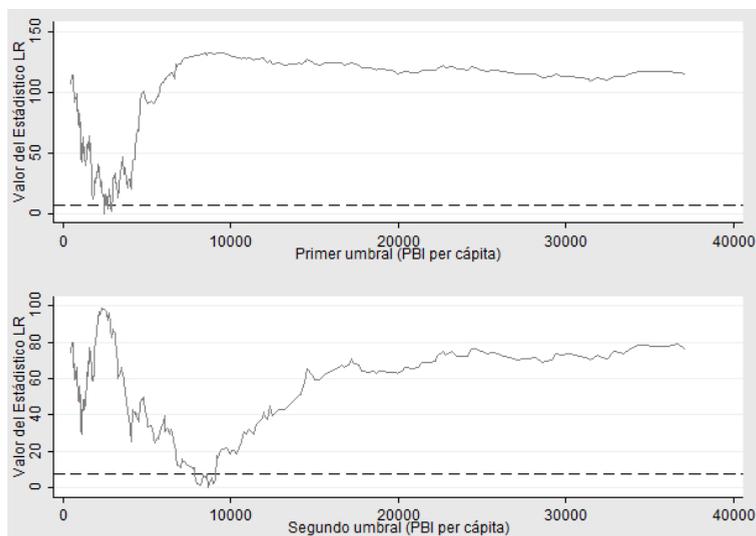
Fuente: elaboración propia.

Figura A1. Determinación de umbrales en el modelo 1



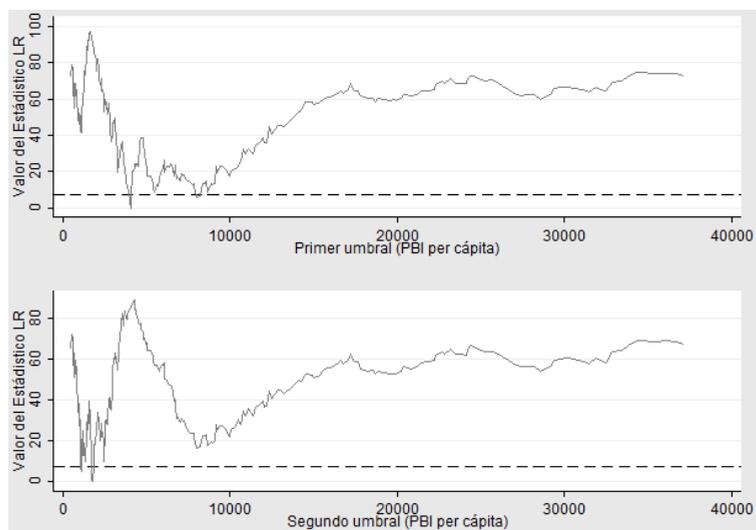
Fuente: elaboración propia.

Figura A2. Determinación de umbrales en el modelo 2



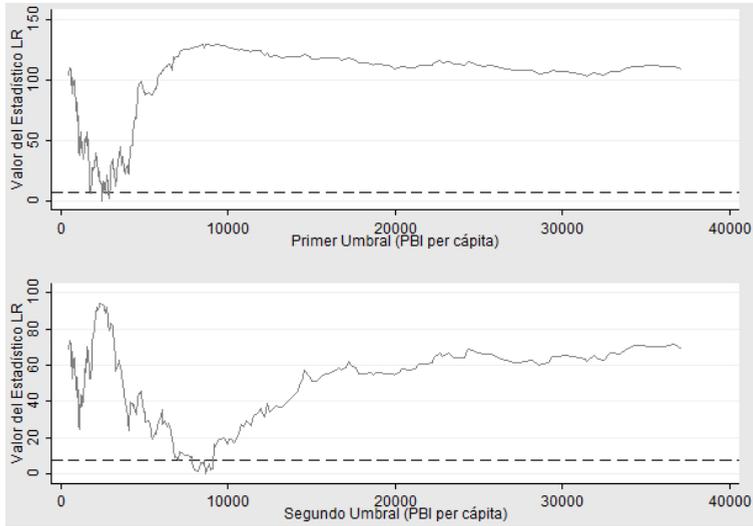
Fuente: elaboración propia.

Figura A3. Determinación de umbrales en el modelo 3



Fuente: elaboración propia.

Figura A4. *Determinación de umbrales en el modelo 4*



Fuente: elaboración propia.

Revista

Desarrollo y Sociedad

86

DESARRO. SOC., tercer cuatrimestre 2020
ISSN 0120-3584, E-ISSN 1900-7760

Nota editorial

Jorge H. Maldonado 7

Nota editorial de los editores invitados

Alejandro López-Feldman y Felipe Castro Pachón 9

Artículos

¿Menos pobres más vulnerables? Una medición alternativa de la pobreza basada en el Progress Out of Poverty Index?

Bilver Adrián Astorquiza Bustosa y María Camila Ospina Muñoz 13

Crecimiento inclusivo: una estrategia integral para la obtención de los Objetivos de Desarrollo Sostenible

Gonzalo Cómbita Mora y Óscar Pérez Rodríguez 43

International Remittances and Child Welfare: A Case Study on Cali Colombia

Andrés Cuadros-Menaca, Isabella Aguirre e Isabella Borja 73

COVID-19: impactos en el medio ambiente y en el cumplimiento de los ODS en América Latina

Alejandro López-Feldman, Carlos Chávez, María Alejandra Vélez, Hernán Bejarano, Ariaster B. Chimeli, José Féres, Juan Robalino, Rodrigo Salcedo y César Viteri 104

Evaluación de las capacidades académicas de las instituciones de educación superior frente a los Objetivos de Desarrollo Sostenible: una propuesta metodológica

Andrea Cecilia Sanabria-Suárez, Ángela María Forero Orozco, Ana Lorena Rojas Sabogal y José María Castillo Ariza 133

Interacciones y sinergias entre ODS: un análisis desde la responsabilidad social en Colombia

Oscar Iván Pérez, María Claudia Romero y Paola Vargas González 191

CEDE

CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE DESARROLLO ECONÓMICO

 **Universidad de los Andes**
Facultad de Economía

Los resúmenes de los artículos pueden consultarse por medio de la página: <https://revistas.uniandes.edu.co/journal/dys>. Para compras comunicarse con la Librería Uniandes al teléfono: 339 49 49 extensión 2181. Para información sobre las guías para enviar artículos, comunicarse con el Comité

Editorial al correo revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Para suscripciones ingresar al link:

http://economia.uniandes.edu.co/suscripciones_dys

**Análisis territorial de las elasticidades de sustitución
de los factores de producción en la industria
manufacturera colombiana (1992–2018)**

Julián Augusto Casas Herrera y Jhancarlos Gutiérrez Ayala



Julián Augusto Casas Herrera y Jhancarlos Gutiérrez Ayala

Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992 – 2018)

Resumen: *El artículo presenta la estimación de las elasticidades propias y de sustitución entre los insumos trabajo, materias primas, capital, gasto energético y otros gastos de producción para el sector industrial manufacturero de Colombia, la región central y el departamento de Boyacá. Las estimaciones se realizaron a través de la aplicación de funciones de costos translogarítmicas con datos para el periodo 1992 - 2018 de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM). Dentro de los resultados se destaca el bajo nivel sustitutivo entre capital y trabajo en el escenario nacional, contando con una elasticidad de 0,08 %; en el caso del departamento la relación fue complementaria, aumentos de 1 % en el precio del capital se relacionan con una reducción promedio de 0,17 % en la demanda de trabajo. Estos resultados muestran diferencias en la participación relativa promedio de los factores de producción en el costo total, lo que permite concluir que las dinámicas del sector industrial nacional, regional y del departamento son heterogéneas.*

Palabras clave: *Industria manufacturera; factores de producción; elasticidades; función translogarítmica; SURE.*

Clasificación JEL: *C51, D01, D24*

Territorial Analysis of the Elasticities of Substitution of Production Factors in the Colombian Manufacturing Industry (1992–2018)

Abstract: *The article presents the estimation of the price and substitution elasticities of demand between inputs, labor, intermediate material, capital, energy, and other production expenses for the industrial manufacturing sector of Colombia (the central region and the department of Boyacá). The estimates were made through the application of translogarithmic cost functions with data for the period 1992 - 2018 from the Annual Manufacturing Survey. Results show a low substitution level between capital and labor in the national scenario, with an elasticity of 0.08 %. In the case of the department of Boyacá, the relationship was complementary; increases of 1 % in the price of capital are related to an average reduction of 0.17 % in the demand for labor. These results show differences in the average relative participation of the production factors in the total cost, which allows for the conclusion that the dynamics of the national, regional, and department industrial sectors are heterogeneous.*

Keywords: *manufacturing industry; production factors; elasticities; translogarithmic function; SURE.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a343836>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Analyse territoriale des élasticités de substitution des facteurs de production dans l'industrie manufacturière colombienne (1992 - 2018)

Résumé: *L'article présente l'estimation des élasticités propres et de substitution entre le travail, les matières premières, le capital, l'énergie et les autres dépenses de production pour le secteur de la fabrication industrielle en Colombie, dans la région centrale et le département de Boyacá. Les estimations ont été réalisées par l'application de fonctions de coût translogarithmiques avec des données pour la période 1992 - 2018 provenant de l'enquête annuelle sur les industries manufacturières. On distingue, parmi les résultats, le faible niveau de substitution entre capital et travail dans le scénario national, avec une élasticité de 0,08 % ; dans le cas du département, la relation était complémentaire, des augmentations de 1 % du prix du capital sont liées à une réduction moyenne de 0,17 % de la demande de travail. Ces résultats montrent des différences dans la participation relative moyenne des facteurs de production au coût total, ce qui permet de conclure que les dynamiques du secteur industriel national, régional et départemental sont hétérogènes.*

Mots clés: *Industrie manufacturière; facteurs de production; élasticités; fonction translogarithmique; SURE.*

Cómo citar / How to cite this item:

Casas-Herrera, J. A. & Gutiérrez-Ayala, J. (2021). Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992–2018). *Lecturas de Economía*, 94, 233-265.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a343836>

Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992–2018)

Julián Augusto Casas Herrera ^a y Jhancarlos Gutiérrez Ayala ^b

–Introducción. –I. Antecedentes. –II. Modelo econométrico –III. Datos y variables –IV. Estimación y discusión de los resultados. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 17 de septiembre de 2020; versión final aceptada el 02 de noviembre de 2020

I. Introducción

Durante el periodo 1992-2018 la industria manufacturera colombiana representó en promedio un 13,7 % del Producto Interno Bruto (PIB), según datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE); en contraste con el sector primario (15,3 %) y el sector servicios (50 %). Además, la participación del sector industrial en el PIB pasó del 18,1 % al 10,5 % entre 1992 y 2018. El motivo de la reducción en su participación puede deberse a su tasa de crecimiento promedio (1,3 %), la cual es inferior a la del sector primario (2,4 %) y el sector servicios (4,29 %), los cuales ganaron participación en el PIB durante el mismo periodo.

Según Amézquita (2008) la composición de la estructura industrial colombiana no se ha modificado drásticamente desde 1970, la producción se ha concentrado en la elaboración de alimentos y bebidas, productos de la refinación de petróleo, productos de madera y metal (los cuales son intensivos en el uso de recursos naturales); textiles, confecciones, artes gráficas, cuero,

^a *Julián Augusto Casas Herrera*: docente de economía de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Tunja, Colombia Dirección electrónica: julian.casas01@uptc.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-6606-5059>

^b *Jhancarlos Gutiérrez Ayala*: investigador de Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. Tunja. Colombia Dirección electrónica: jhancarlos.gutierrez@uptc.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-4756-7683>

calzado y marroquinería (intensivos en mano de obra); industrias químicas y plásticos, maquinaria y equipos (intensivos en conocimiento y tecnología).

Es precisamente el uso intensivo de factores de producción un punto clave en el desempeño del sector industrial, porque el uso óptimo de estos le permite al productor maximizar beneficios y minimizar costos. Por tanto, una elección adecuada de los insumos de producción (mano de obra, capital, materias primas, energía eléctrica u otros) coadyuvarán a lograr mejores resultados para los intereses de las empresas, así como de la industria.

En ese sentido, cuando se realiza una revisión de la literatura referente al sector industrial, se encuentran análisis desde la perspectiva de las características de la inversión, los efectos por la firma de acuerdos internacionales y condiciones referentes a su crecimiento. Estos análisis cuentan con altos niveles de validez cuando se pretende observar las características generales de las empresas que pertenecen al sector industrial. Sin embargo, vale la pena preguntarse si el comportamiento industrial en distintos niveles territoriales es el mismo, o si existen condiciones diferenciales que caractericen a las empresas de un territorio frente a las de otros niveles.

En este escenario, se considera válido realizar un estudio que haga un diagnóstico relacionado con las dinámicas de demanda de factores de producción para tres niveles territoriales: nacional, regional¹ y el departamento de Boyacá. La inclusión de este último responde a la ausencia de trabajos relacionados para la industria departamental, la cual carece de estudios recientes que permitan entender la dinámica del territorio frente a estándares nacionales². Al considerar tres niveles territoriales se pretende observar los comportamientos particulares de las empresas, identificando diferencias en el uso de factores y, por ende, de las condiciones de optimización de la producción; esto bajo la premisa de que las condiciones sociales, políticas, económicas o ambientales de una región pueden generar cambios en su estructura productiva.

¹ Se toman datos agregados para las empresas manufactureras de los departamentos de Cundinamarca, Santander y Boyacá, que conjuntamente representaron, en promedio, para el periodo 1992-2018 un 12,6% del PIB y un 11% de la producción industrial.

² Para otra aproximación regional ver Ávila, Camargo, y Marques (2019).

El artículo se divide en cinco secciones, aparte de esta introducción. En la primera se incluyen aspectos teóricos referentes a la metodología, junto con la importancia de los análisis de la demanda de factores de producción y las elasticidades de sustitución. La segunda plantea un modelo basado en una función de costos translogarítmica y la estructura del sistema de ecuaciones a estimar. La tercera referencia los datos utilizados de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) durante el periodo de estudio. La cuarta presenta el análisis de los resultados de la estimación de elasticidades de sustitución de seis factores de producción³ para la industria manufacturera nacional, regional y departamental. Finalmente, se presentan las conclusiones.

II. Antecedentes

Este documento estima las elasticidades propias y cruzadas de demanda de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana, regional y del departamento de Boyacá, con datos de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE para el periodo comprendido entre 1992 y 2018, mediante la aplicación de funciones de costos translogarítmicas considerando al trabajo, materias primas, capital, gasto energético y otros costos de producción (relacionados principalmente con gastos financieros) como factores de producción del sector. Esto con el objetivo de realizar comparaciones y encontrar diferencias en el comportamiento de la industria en distintos niveles.

El estudio de la relación entre el uso de factores y el nivel de producción de una empresa o industria adquiere importancia al considerar las condiciones que llevan al empresario a tratar de elegir la asignación óptima de los insumos para conseguir el mayor nivel de producción posible, a un mínimo costo (Le, 2019). Esta relación se manifiesta a través de la función de producción ya que, según Berndt y Christensen (1973), Aigner, Lovell y Schmidt (1977), Berndt y Wood (1987) y Carro y González (2019), esta permite identificar los recursos empleados en el proceso de producción de bienes y servicios de una economía.

La función de producción no solo se emplea para el agregado de la economía, sino que también es la herramienta que permite observar cómo

³ Trabajo, mano de obra, materias primas, capital, energía eléctrica y otros factores de producción.

está estructurado el proceso de producción de una empresa (Cepas y Dios, 1999). Valga decir que la función de producción recoge dos tipos de relaciones. Por una parte, relaciona el uso de insumos con el nivel de producción lo que determina la existencia de rendimientos a escala (crecientes, constantes o decrecientes). Por otra, permite establecer la relación interna entre factores de producción, a través de las elasticidades de sustitución entre estos, que le muestran al productor la capacidad de maniobrabilidad que tiene en torno de la elección de determinados niveles de insumos para tener un nivel deseado de producción.

Según Zha y Zhou (2014), las elasticidades parciales de sustitución se introducen a partir del trabajo realizado por Allen (1938) y Uzawa (1962) quienes analizan el cambio en la demanda de dos factores i y j ante el comportamiento de los precios de estos. Estas elasticidades permiten determinar el grado en el que la demanda de un factor i responde a cambios del precio del factor j , definiéndose como una elasticidad cruzada precio de la demanda.

Además, según Hisnanick y Kyer (1995) las elasticidades Allen-Uzawa permiten clasificar la relación entre dos factores, ya sean sustitutos (un aumento del precio del factor j genera aumentos en la demanda del factor i respectivamente), complementarios (un aumento del precio del factor j genera reducciones en la demanda del factor i respectivamente) o independientes (un aumento del precio del factor j no afecta la demanda del factor i). Estas elasticidades han sido utilizadas en diversos trabajos que parten de las formas funcionales planteadas por Cobb y Douglas (1928), Diewert (1971) y Berndt y Christensen (1973).

La forma funcional más usada, en estudios empíricos de la elasticidad, es la de Cobb y Douglas (1928). Sin embargo, esta no ha escapado a la crítica dadas las condiciones de separabilidad⁴ impuestas, las cuales determinan que los factores de producción pueden verse como independientes. Para

⁴ “La separabilidad de factores representa la manera en que la tasa marginal de sustitución técnica entre dos factores responde a cambios en la cantidad de otro factor de producción. Por ejemplo, si el aumento en el acervo de capital hace que los productos marginales de la mano de obra y los materiales se desplacen en la misma proporción, entonces se dice que la mano de obra y los materiales son separables del capital” (Ibarra & García, 2013, pp. 157-158).

ejemplificar esta condición, siguiendo los planteamientos de Álvarez, Arias y Orea (2003) e Ibarra y García (2016) piense en una empresa que usa tres factores de producción: capital, trabajo y materias primas. La restricción de separabilidad de la función Cobb-Douglas implica que cualquier cambio en el acervo de capital causará el mismo efecto sobre los factores restantes, esto es que la elasticidad parcial de sustitución entre capital y trabajo es la misma que la elasticidad entre capital y materias primas lo cual se puede interpretar como un sesgo de análisis sectorial.

Ante la limitación de la función original de Cobb–Douglas, Berndt y Christensen (1973) y Christensen, Jorgenson y Lau (1973) propusieron la función de producción logarítmica trascendental–translogarítmica, que surgió de combinar las funciones de Cobb-Douglas (1928) con la generalizada de Leontief, desarrollada por Diewert (1971). Como se muestra en la ecuación 1, la forma funcional de la función de producción translogarítmica (FPT), además de tener términos lineales y cuadráticos, permite la inclusión de insumos sin imponer condiciones de separabilidad de factores *a priori* (Ibarra y García, 2013).

$$\ln(Y) = \ln \alpha_0 + \alpha_A \ln(A) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln(X_i) + \frac{1}{2} \gamma_A \ln(A)^2 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(X_i) \ln(X_j) + \sum_{i=1}^n \gamma_{iA} \ln(X_i) \ln(A), \quad (1)$$

donde, Y representa la producción, A es el factor tecnológico, X_i y X_j son los factores de producción (trabajo, materias primas, capital y energía eléctrica), α y γ son parámetros que relacionan la tecnología y los factores. Esta forma funcional permite evaluar el cumplimiento de las condiciones de separabilidad, la existencia de rendimientos constantes a escala y otras condiciones asociadas a las elasticidades Allen-Uzawa.

A partir de la FPT es posible construir una función de costos translogarítmica (FCT) dada la dualidad del productor, que considera su comportamiento como maximizador del ingreso o minimizador de los costos. La construcción de la FCT es útil en el campo de la investigación ya que, como

se muestra en la ecuación 2, esta permite establecer relaciones basadas en los índices de precios de los factores de producción y, además de las elasticidades Allen-Uzawa, la participación histórica de los factores junto con la evaluación del comportamiento de los costos industriales a nivel empresarial o agregado.

$$\ln(C) = \ln(\alpha_0) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln(P_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(P_i) \ln(P_j) + \alpha_Y \ln(Y) + \frac{1}{2} \gamma_Y (\ln(Y))^2 + \sum_{i=1}^n \gamma_{iY} \ln(P_i) \ln(Y), \quad (2)$$

donde, $\ln(C)$ es el logaritmo del costo total de la producción, $\ln(Y)$ es el logaritmo de la producción, $\ln(P_i)$ y $\ln(P_j)$ representan el logaritmo de los precios de los factores de producción i y j . Según la Clemson University (2005) la FCT representa las condiciones de minimización de costos de una firma o industria, a partir de la relación entre los precios y la demanda de los factores de producción. Para mostrar la versatilidad de la FPT y la FCT se presentan algunos resultados obtenidos en distintos documentos que las utilizaron.

Salgado y Bernal (2010) emplean la FPT para estimar elasticidades precio y sustitución de la demanda por insumos (capital, trabajo, energía y transporte) para la industria manufacturera mexicana para el periodo 1996-2003. Los autores encontraron una relación sustitutiva entre el capital y la mano de obra, caracterizando que un aumento de un 1% en el índice de precios del capital, provocó en promedio para su periodo de análisis un aumento de 0,5% en la demanda de mano de obra.

Ibarra y García (2013) realizan, para la industria maquiladora mexicana, una evaluación de los supuestos de rendimientos constantes a escala y separabilidad entre factores productivos, a través de la estimación de una FCT para el periodo 1990-2006. Los autores encuentran que la industria presentó rendimientos decrecientes a escala. Esto es que la generación de una unidad extra de producto aumenta su costo frente a la última unidad producida. Adicionalmente, encuentran que mediante el uso de la FCT se rompen los supuestos de separabilidad entre los factores de producción, condición que

contradice los supuestos con los que se trabaja *a priori* en el caso de usar otras formas funcionales como la Cobb-Douglas. Por último, evidencian que en la industria maquiladora los factores trabajo, capital y materias primas son sustitutivos entre sí.

Para la industria manufacturera peruana, Cabezas (1997) realiza un estudio de las posibilidades de sustitución entre los insumos capital, trabajo, energía y materias primas para el periodo 1974 a 1992, estimando las elasticidades Allen-Uzawa para diferentes actividades de la industria. Los resultados mostraron relaciones de complementariedad entre el trabajo y el capital para actividades como alimentos, textiles, productos de madera, papel, maquinaria y minerales no metálicos; mientras que para “otras industrias manufactureras”, dentro de las que se incluyen la producción de joyería, juguetes y artículos de oficina, se observó una relación de sustitución entre los mismos factores.

Kuan, Hongchang, Yuxin, Jefferson y Rawski (1988) emplearon funciones de producción Cobb-Douglas y translogarítmicas para calcular la productividad de factores para la industria China en el periodo 1953-1985. Sus estimaciones mostraron que el aumento en un 1 % del stock de capital generó, en promedio, un incremento entre 0,44 % y 0,63 %. Además, los autores evidenciaron cambio estructural de la relación de productividad de los factores de producción, puesto que la productividad entre 1957-1978 fue de 1,1 % y entre 1978-1985 fue de 2,7 %, lo que podría ser un argumento a favor de la reforma económica aplicada en 1978, que impactó en el crecimiento industrial de China.

Looi Kee, Nicita y Olarreaga (2008) analizaron el comportamiento de las importaciones de 117 países durante el periodo 1988–2001, a través de una FPT. Esta función, consideró como variable clave la firma de tratados de libre comercio, el rol del trabajo, el capital y la tierra agrícola. Los resultados mostraron una elasticidad negativa del precio-propio de las importaciones de -3,12 %. Esto es que un aumento de un 1 % del precio de las importaciones generado por la firma de acuerdos comerciales o por factores macroeconómicos propios de la nación —tales como la variación de la tasa de cambio— causó reducciones del 3,12 % en las importaciones, encontrando un alto grado de sensibilidad en la demanda.

Saal y Parker (2000) estiman una FCT^5 , para Inglaterra y Gales para el periodo 1985 a 1999, con el fin de analizar el comportamiento de los costos generados tras la privatización del servicio de acueducto en estos países. Los resultados encontrados muestran que el comportamiento de los costos de purificación del agua tras la privatización aumentó de forma constante. El aumento de costos se presentó debido al uso intensivo de capital en reemplazo de la mano de obra. Adicionalmente, encontraron que el uso de funciones tipo Cobb-Douglas es ineficiente para el tratamiento de los costos dado el no cumplimiento del supuesto de separabilidad de factores.

En Colombia, el estudio de Ramírez (2008), analizó la participación del trabajo (calificado y no calificado) y del capital en la industria manufacturera para el periodo 1994-2005. El autor halló “que el trabajo calificado ha ganado participación al interior del proceso productivo en detrimento del trabajo no calificado y el capital” (Ramírez, 2008, p. 42). Además, indica que los precios de los tres insumos aumentaron constantemente, lo que permite catalogar al trabajo calificado como un bien de lujo cuya demanda aumenta a pesar del incremento de su precio. Finalmente, encontró una relación de complementariedad entre el trabajo calificado y el capital, de modo que el aumento del salario causó reducciones en la demanda de capital y viceversa⁶.

III. Modelo econométrico

A partir de los elementos teóricos esbozados en la sección anterior, que mostró la versatilidad que tiene la FPT, se procede a plantear el modelo para estimar la participación y las elasticidades de sustitución entre los insumos trabajo, materias primas, capital, gasto energético y otros gastos de producción para el sector industrial manufacturero de Colombia, la región y del departamento de Boyacá.

⁵ Los autores califican esta función como “superior a otras empleadas ya que es mejor cuando se pretende distinguir diferentes causas del cambio en los costos” (Saal & Parker, 2000, p. 264).

⁶ A una similar conclusión llegan Álvarez Mendoza y Defaz Novillo (2019) para el caso de la industria manufacturera ecuatoriana.

Para el propósito que persigue este documento, se optó usar las FPT planteadas por Berndt y Christensen (1973) y Andrade, Gaspar, y Bittencourt (2014), las cuales están expresadas en la ecuación 1.

Considerando que los productores buscan maximizar beneficios y minimizar costos, se puede “modelar una tecnología de producción directamente de una función de producción o de una función de costos” (Cabezas, 1997, p. 515). En consecuencia, se eligió usar la FCT como instrumento de análisis de las elasticidades de sustitución entre factores. Los factores que se tienen en cuenta en este documento son: trabajo (L), materias primas (M), capital (K), energía eléctrica (E) y otros factores de producción (O). Al incorporar estos factores en la ecuación 2, se obtiene la ecuación 3:

$$\begin{aligned}
 \ln(C) = & \ln(\alpha_0) + \alpha_L \ln(P_L) + \alpha_M \ln(P_M) + \alpha_K \ln(P_K) + \alpha_E \ln(P_E) \\
 & + \alpha_O \ln(P_O) + \gamma_{LM} \ln(P_L) \ln(P_M) + \gamma_{LK} \ln(P_L) \ln(P_K) \\
 & + \gamma_{LE} \ln(P_L) \ln(P_E) + \gamma_{LO} \ln(P_L) \ln(P_O) \\
 & + \gamma_{MK} \ln(P_M) \ln(P_K) + \gamma_{ME} \ln(P_M) \ln(P_E) \\
 & + \gamma_{MO} \ln(P_M) \ln(P_O) + \gamma_{KE} \ln(P_K) \ln(P_E) \\
 & + \gamma_{KO} \ln(P_K) \ln(P_O) + \gamma_{EO} \ln(P_E) \ln(P_O) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{LL} (\ln(P_L))^2 + \frac{1}{2} \gamma_{MM} (\ln(P_M))^2 + \frac{1}{2} \gamma_{KK} (\ln(P_K))^2 \quad (3) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{EE} (\ln(P_E))^2 + \frac{1}{2} \gamma_{OO} (\ln(P_O))^2 + \alpha_Y \ln(Y) \\
 & + \frac{1}{2} \gamma_{YY} (\ln(Y))^2 + \gamma_{YL} \ln(P_L) \ln(Y) \\
 & + \gamma_{YM} \ln(P_M) \ln(Y) + \gamma_{YK} \ln(P_K) \ln(Y) \\
 & + \gamma_{YE} \ln(P_E) \ln(Y) + \gamma_{YO} \ln(P_O) \ln(Y),
 \end{aligned}$$

donde, $(\ln C)$ relaciona el nivel de costos con el uso de cinco insumos agregados: trabajo (P_L), materias primas (P_M), capital (P_K), servicios públicos (P_E) y otros costos asociados a la producción (P_O).

Según Berndt y Christensen (1973) y Cabezas (1997) existen algunos supuestos que deben cumplirse de la ecuación 3, para asegurar que esta se

comporte adecuadamente⁷. Para este trabajo se plantean dos. Por un lado, la FCT debe ser homogénea de grado uno en precios; es decir, dado un nivel de producción fija, un cambio en el precio de los factores de producción debe verse reflejado en un aumento de igual proporción en el costo total (esta condición se presenta con las ecuaciones 4, 5, 6).

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{iY} = 0 \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ji} = 0. \quad (6)$$

Por otro lado, se debe cumplir la restricción de simetría en los coeficientes. De forma que la relación entre el precio del insumo i respecto del insumo j es la misma relación existente entre j e i . Esta condición se define como:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (7)$$

Dado que la ecuación 3 representa el nivel de precios que minimiza los costos de producción (se supone que se está en un mercado de factores competitivo), al aplicar el Lema de Shepard es posible obtener las funciones de demanda no condicionada para cada uno de los factores de producción. De esta forma, se construye un sistema de ecuaciones que representan la

⁷ Se plantea un comportamiento “adecuado” de la función siempre que esta cumpla con las condiciones resumidas por la Clemson University (2005): 1. La demanda de insumos tiene pendiente negativa. 2. Los efectos de los precios cruzados son simétricos. 3. La suma de las elasticidades de precio propia y cruzada es igual a cero. 4. Un aumento proporcional en el precio de todos los insumos debe desplazar el costo en la misma cantidad manteniendo constante la producción.

demanda de factores de producción en la industria de los cinco insumos (ecuación 8).

$$\begin{aligned}
 S_L &= \alpha_L + \gamma_{LL} \ln(P_L) + \gamma_{LM} \ln(P_M) + \gamma_{LK} \ln(P_K) + \gamma_{LE} \ln(P_E) \\
 &\quad + \gamma_{LO} \ln(P_O) + \gamma_{LY} \ln(Y) + \mu \\
 S_M &= \alpha_M + \gamma_{LM} \ln(P_L) + \gamma_{MM} \ln(P_M) + \gamma_{MK} \ln(P_K) \\
 &\quad + \gamma_{ME} \ln(P_E) + \gamma_{MO} \ln(P_O) + \gamma_{MY} \ln(Y) + v \\
 S_K &= \alpha_K + \gamma_{KL} \ln(P_L) + \gamma_{KM} \ln(P_M) + \gamma_{KK} \ln(P_K) \\
 &\quad + \gamma_{KE} \ln(P_E) + \gamma_{KO} \ln(P_O) + \gamma_{KY} \ln(Y) + z \\
 S_E &= \alpha_E + \gamma_{LE} \ln(P_L) + \gamma_{EM} \ln(P_M) + \gamma_{EK} \ln(P_K) \\
 &\quad + \gamma_{EE} \ln(P_E) + \gamma_{EO} \ln(P_O) + \gamma_{EY} \ln(Y) + u \\
 S_O &= \alpha_O + \gamma_{LO} \ln(P_L) + \gamma_{OM} \ln(P_M) + \gamma_{OK} \ln(P_K) \\
 &\quad + \gamma_{OE} \ln(P_E) + \gamma_{OO} \ln(P_O) + \gamma_{OY} \ln(Y) + \omega,
 \end{aligned} \tag{8}$$

donde $S_L + S_M + S_K + S_E + S_O = 1$.

Hasta este punto se ha construido un sistema de cinco ecuaciones que representan la demanda de los insumos (L, M, K, E, O). Además, se ha propuesto que este sistema debe cumplir con las condiciones de homogeneidad y simetría planteadas en las ecuaciones 4, 5, 6 y 7. Con el objetivo de verificar el cumplimiento de estas condiciones se realiza una estimación de la ecuación (o sistema) 8, mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

La estimación por MCO, tradicionalmente, se caracteriza por permitir la obtención de los mejores estimadores lineales insesgados (MELI). Sin embargo, para el caso del sistema 8 se encuentra un problema de multicolinealidad casi perfecta, esto debido a que las variables exógenas de las cinco ecuaciones son las mismas. Igualmente, el sistema plantea una interrelación entre índices de precios y demandas de insumos, por lo que hay una múltiple dependencia entre variables y ecuaciones. La existencia de multicolinealidad, causa que “los coeficientes de regresión, aunque sean determinados, posean grandes errores estándar (...) lo cual significa que los coeficientes no pueden ser estimados con gran precisión o exactitud” (Gujarati y Porter, 2010, p. 323).

Debido a la existencia de multicolinealidad en el sistema, se debe recurrir a otra metodología de estimación. Para el caso de análisis de curvas de demanda de productos y de insumos en la economía, Rossi (1985) propone el uso de la metodología de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE)⁸, que permite la estimación de un sistema de ecuaciones que se relacionan entre sí, ya sea por una variable o por sus residuos. Según Baltagi (2006) la metodología SURE se emplea para estimar modelos que explican no solo la variación de una variable endógena, sino también la variación de un conjunto n de variables.

La metodología SURE fue desarrollada por Zellner (1962), a partir de la estimación de mínimos cuadrados generalizados (MCG) en tres etapas como respuesta a la ineficiencia de los estimadores de MCO. Esta metodología permite la corrección de la multicolinealidad entre las variables exógenas de un sistema de ecuaciones. Finalmente, Geweke (2005 p. 162) afirma que SURE

es el modelo econométrico más utilizado después de las regresiones lineales. La razón es que proporciona una representación simple y útil de los sistemas de ecuaciones de demanda que surgen en las teorías estáticas neoclásicas del comportamiento del productor y del consumidor.

Con el propósito de estimar el sistema 8, y considerando que la sumatoria de la participación de los factores de producción es igual a uno, Rossi (1985) propone que es posible eliminar una de las ecuaciones del sistema y emplearla como condición de restricción. De esta forma, es posible aplicar la metodología SURE eliminando las condiciones de multicolinealidad del sistema. En este caso, se suprime la ecuación correspondiente a *otros factores de producción*. Por tanto, el sistema 8 en su forma reducida queda de la siguiente manera:

$$S_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \ln\left(\frac{P_j}{P_O}\right) + \gamma_{iY} \ln(Y), \quad (9)$$

⁸ Seemingly Unrelated Regression Estimator por sus siglas en inglés.

siendo i, j los factores de producción (trabajo, materias primas, capital y energía eléctrica), (S_i) representa la participación de cada uno de los factores en el costo total $(\ln(\frac{P_i}{P_o}))$. Es la relación entre el logaritmo de los índices de precios de los factores respecto del logaritmo de los precios de *otros factores de producción*. Esta última relación actúa como la condición de restricción, que garantiza el cumplimiento de los supuestos (homogeneidad de grado uno y simetría) y permite la estimación de la ecuación 9 mediante SURE.

La estimación del sistema conformado por las funciones de demanda de los factores de producción permite emplear los estimadores para el cálculo de elasticidades cruzadas de la demanda entre insumos. Siguiendo a Mundlak (1968) la estimación de las elasticidades de sustitución parcial de Allen-Uzawa, que definen la respuesta de la demanda de un factor i frente al aumento del precio del factor j (σ_{ij}), para la FCT se puede obtener del siguiente modo:

$$\sigma_{ij} = \sigma_{ji} = \frac{\hat{\gamma}_{ij} + \bar{S}_i S_j}{\bar{S}_i \bar{S}_j}. \quad (10)$$

Además, es posible estimar las elasticidades precio-propias de la demanda de insumos de producción así:

$$\sigma_{ii} = \frac{\hat{\gamma}_{ii} + \bar{S}_i^2 S_j}{\bar{S}_i^2}. \quad (11)$$

Antes de proceder a la estimación de la ecuación 9, se presenta una descripción de los datos y variables empleadas.

IV. Datos y variables

Los datos empleados en este documento fueron tomados de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM), aplicada por el DANE, la cual proporciona información referente a producción, empleo, inversión, transporte y otras variables relacionadas con el desempeño de las empresas industriales con más de 10 empleados a nivel nacional (DANE, 2019).

De forma específica se emplean series históricas territoriales desde el año 1992⁹ hasta el 2018 de las variables producción, salario de los trabajadores, costo de las materias primas empleadas, costo de capital, costo de la energía eléctrica y otros costos asociados a la producción. A continuación, se muestra la definición de estas variables de acuerdo con la metodología del DANE¹⁰.

Producción (Y): la serie de *valor de los productos y subproductos manufacturados en el año* “corresponde al valor de todos los productos manufacturados en el establecimiento y destinados a la venta” (DANE, 2019, p. 9). Esta variable considera la producción de todos los productos sin importar si son vendidos o no, incluyendo la variación de inventarios.

Salario de los trabajadores (L): esta variable incluye dos aspectos. Por un lado, se considera el costo de contratación, pago de salarios y prestaciones de los empleados permanentes. Por otro lado, incluye “el valor causado por la contratación esporádica, ocasional o accidental de personas naturales o jurídicas, para la prestación de servicios profesionales o técnicos al proceso productivo del establecimiento” (DANE, 2019, p. 9).

Costo de materias primas (M): corresponde al costo de las materias primas, insumos, empaques y materiales empleados en el proceso de producción. Se consideran todos los insumos empleados en la manufactura, sin importar si hacen parte o no de la presentación final del producto.

Costo de capital (K): considera el pago de intereses financieros, el arriendo y mantenimiento de establecimientos físicos como locales y plantas de producción¹¹, así como la compra, arrendamiento y mantenimiento de las maquinarias empleadas en el proceso de manufactura¹².

Costo de la energía eléctrica (E): es el valor pagado por los kilovatios (kWh) consumidos durante el proceso de producción.

⁹ A partir de este año los microdatos son publicados por el DANE.

¹⁰ Para ver recientes estudios se sugiere ver Vidal (2020).

¹¹ Sin considerar el costo de servicios públicos.

¹² Se incluyen también los costos de transporte y aseguramiento de la maquinaria.

Otros costos de producción (O): recoge los demás costos en que incurre la empresa en el proceso de producción, tales como comisiones por ventas, fletes, acarreos, papelería, entre otros.

Aunque desde 1992 hasta el 2018, la metodología de la EAM se ha modificado cuatro veces¹³, las variables empleadas en el documento no sufrieron modificaciones. Ya que el objetivo de este artículo es analizar la relación entre la demanda y el gasto en la compra de factores de producción, es pertinente observar el comportamiento del gasto en insumos, para identificar diferencias en el comportamiento en los tres niveles territoriales analizados.

La Figura 1 muestra la variación porcentual del gasto medio en cada factor de producción para la industria manufacturera de Colombia, la región¹⁴ y el departamento de Boyacá. Los paneles a-e presentan altos niveles de volatilidad, principalmente las series referentes al departamento de Boyacá, por lo que se procede a identificar las principales diferencias entre el comportamiento del gasto en la industria del departamento frente a la industria manufacturera regional y nacional.

La tasa de variación promedio del gasto en trabajo para la industria manufacturera nacional es de 3,94 %, nivel de crecimiento similar al de la región (3,98 %). Sin embargo, en el caso de las empresas de Boyacá, el ritmo de crecimiento es menor con una variación promedio de 1,44 %. Esto se explica por la convergencia que han tenido las empresas nacionales y de la región para acercarse al nivel de salarios del departamento. Puesto que el salario mensual promedio de Boyacá para el 2018 fue de \$1 994 791, mientras que para Colombia y la región fueron de \$1 480 640 y \$1 530 530 respectivamente.

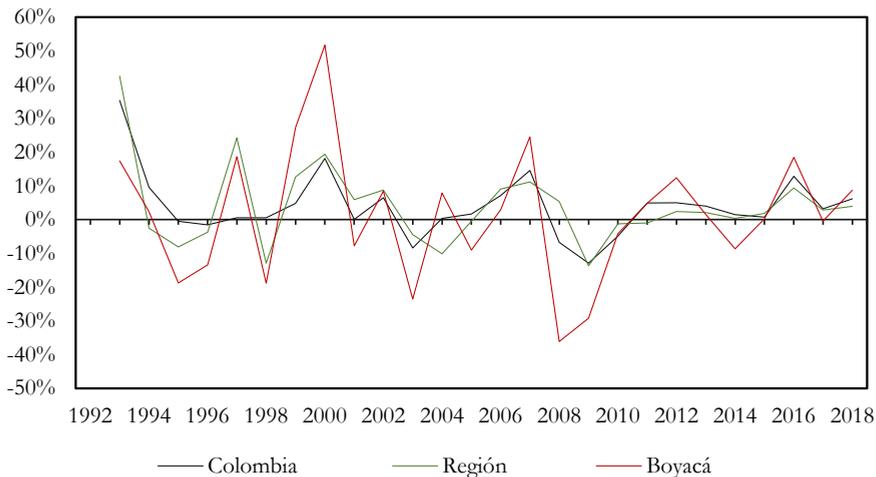
El panel b muestra la variación del gasto en materias primas. Se observa un alto grado de volatilidad principalmente en la región y en Boyacá. La tasa media de variación para la industria manufacturera fue de 4,98 %. Sin embargo, se encuentra que el aumento del gasto en materias primas de los empresarios de la región está por encima del promedio nacional (8,49 %). Para el caso de Boyacá se encuentra un ritmo de crecimiento del gasto más lento (3,56 %).

¹³ 1995, 2000, 2008 y 2015.

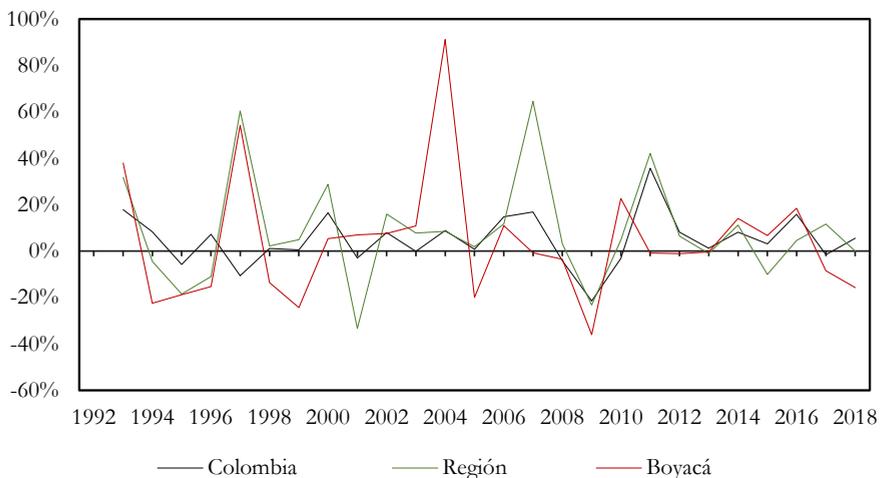
¹⁴ Conformada por los departamentos de Santander, Cundinamarca y Boyacá.

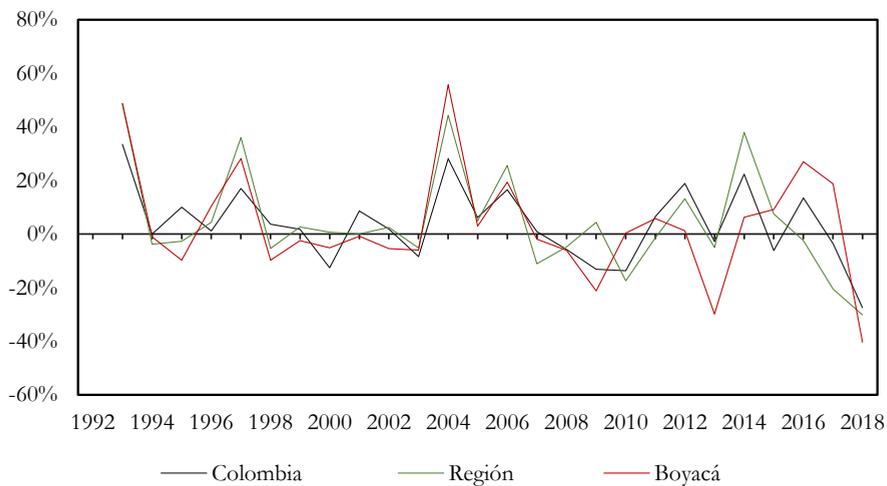
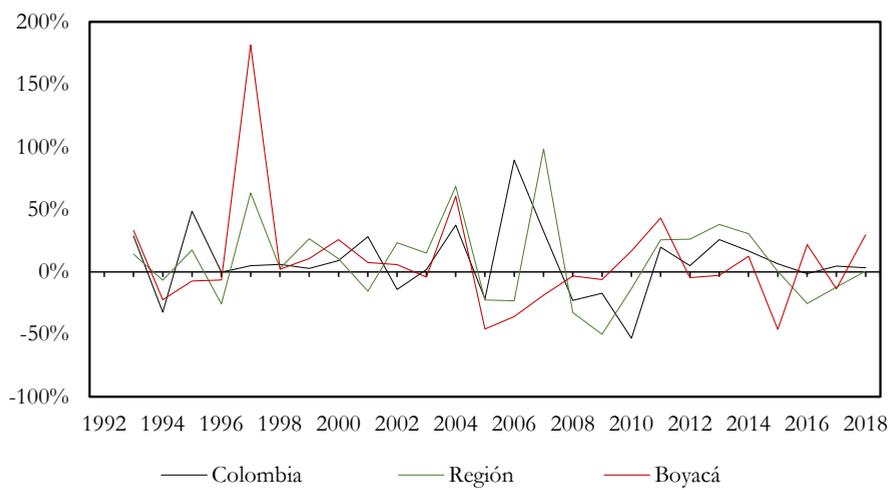
Figura 1. Variación porcentual media del gasto en factores (1992-2018)

(a) Gasto en trabajo

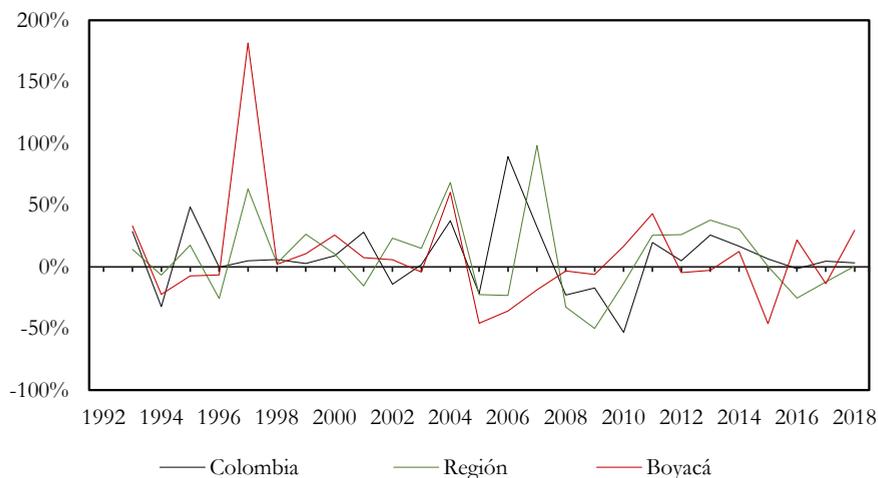


(b) Gasto en materias primas



(c) *Gasto en capital*(d) *Gasto en energía*

(e) Gasto en otros factores de producción



Fuente: elaboración propia con base en datos del DANE (2019).

El gasto en capital presenta un comportamiento muy similar en los tres niveles territoriales (panel c). De hecho, la tasa de variación anual promedio en la industria colombiana fue de 3,73 %, valor que casi coincide con el de Boyacá (3,61 %). Esto muestra que el comportamiento del índice de precios del capital es cercano en el total de la industria nacional.

Similar análisis aplica para el gasto en energía eléctrica (panel d), el cual a partir del 2004 tiende a una estabilización para la industria colombiana, regional y boyacense. Finalmente, el gasto en otros factores de producción (panel e) presenta las variaciones más altas en los tres niveles territoriales examinados. La tasa media de variación en la industria nacional fue de 7.98 % y para la región y Boyacá se obtuvo una variación media de 8.97 %.

En general, las empresas de Boyacá experimentaron tasas de crecimiento del gasto en insumos más bajas que el promedio regional y nacional, por lo que se plantea la existencia de posibles diferencias entre las relaciones entre demanda y precio de los factores a nivel empresarial. En este sentido, la Tabla 1 muestra la participación promedio del precio de los factores en el costo total en el periodo de referencia.

Tabla 1. *Participación promedio del precio de los factores en el costo total de producción (1992–2018)*

Factor	Colombia	Región	Boyacá
Trabajo	15,33 %	12,72 %	20,36 %
Materias primas	61,82 %	66,08 %	43,08 %
Capital	10,18 %	9,15 %	16,16 %
Energía	2,42 %	2,44 %	8,48 %
Otros factores	10,25 %	9,61 %	11,92 %

Fuente: elaboración propia con base en datos del DANE (2019).

Los datos de la Tabla 1 muestran que la industria manufacturera de Colombia (nacional) contó con un uso intensivo de materias primas y trabajo (77 %). En el caso de la región la participación de estos factores fue del 79 % y para la industria de Boyacá fue del 63 %. Aunque vale destacar que hubo un mayor costo en mano de obra (20 %) y uno menor en materias primas (43 %), en comparación con las otras dos unidades de análisis.

El costo de capital (arrendamientos, uso de maquinaria e intereses financieros) representó, en promedio, para la industria manufacturera colombiana, de la región y de Boyacá un 10,2 %, 9,15 % y 16,16 % respectivamente. Esto permite inferir que las empresas manufactureras del departamento son más intensivas en el uso de capital que sus similares a nivel regional y nacional.

La participación relativa del costo en energía eléctrica a nivel nacional y de la región fue de 2,4 %, mientras que para la industria manufacturera del departamento, fue de 8,48 %. De lo anterior se deduce que existe una disparidad en el uso de este factor de producción. Esta disparidad se explica, por una parte, por la diferencia del uso de kilowatts en el proceso de producción; y por otra, por la diferencia que puede existir en el precio por unidad energética consumida.

El costo por otros factores de producción tuvo una participación similar en promedio para Colombia (10,25 %), la región (9,61 %) y Boyacá (11,92 %).

Esto permite centrarse en las diferencias existentes entre el uso de los factores: trabajo, materias primas, capital y energía.

Como conclusión preliminar, se puede observar que las empresas manufactureras de Boyacá tienen una mayor participación del costo de mano de obra y capital, frente a las empresas de la región y del país. Esta diferencia puede explicarse por dos razones, por un lado, por la diferencia en los índices de precios de los factores; y por otro, por la diferencia en la cantidad de trabajadores y maquinaria empleados en el proceso de producción.

Con el objetivo de identificar diferencias en la relación entre los factores de producción en la industria manufacturera nacional, regional y departamental, se procede a estimar las curvas de demanda de los factores de producción, junto con sus elasticidades precio y elasticidades cruzadas Allen-Uzawa.

V. Estimación y discusión de los resultados

El sistema de ecuaciones (representado en 9) fue estimado, para los tres niveles territoriales, usando el método de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE). Ya que, como se mencionó, este permite la obtención de estimadores más eficientes frente al uso de MCO. La Tabla 2 muestra las estimaciones de las curvas de demanda de los factores de producción para los tres niveles. En la primera columna están los parámetros a estimar. En las columnas dos, tres y cuatro se presentan los resultados correspondientes a Colombia, la región y Boyacá, respectivamente.

Tabla 2. Resultados de la estimación de la curva de demanda de los factores de producción

	Colombia	Región	Boyacá
α_L	0,121*** (0,006)	0,091*** (0,02)	0,197*** (0,033)
γ_{LL}	0,128*** (0,001)	0,111*** (0,003)	0,155*** (0,004)
γ_{LM}	-0,093*** (0,001)	-0,080*** (0,002)	-0,081*** (0,002)

Continúa

Tabla 2. *Continúa*

	Colombia	Región	Boyacá
γ_{LK}	-0,014*** (0,001)	-0,009*** (0,002)	-0,036*** (0,002)
γ_{LE}	-0,001*** (0,0005)	-0,008*** (0,0009)	-0,017*** (0,002)
γ_{LY}	0,0001 (0,0003)	-0,00009 (0,001)	-0,001 (0,001)
α_M	0,689*** (0,009)	0,805*** (0,016)	0,392*** (0,022)
γ_{MM}	0,235*** (0,001)	0,218*** (0,002)	0,242*** (0,003)
γ_{MK}	-0,059*** (0,001)	-0,056*** (0,001)	-0,070*** (0,002)
γ_{ME}	-0,014*** (0,0003)	-0,016*** (0,0005)	-0,040*** (0,002)
γ_{MY}	0,0001 (0,0005)	-0,001 (0,0009)	0,004*** (0,001)
α_K	0,060*** (0,007)	0,029** (0,014)	0,150*** (0,019)
γ_{KK}	0,086*** (0,002)	0,078*** (0,003)	0,138*** (0,002)
γ_{KE}	-0,002*** (0,0004)	-0,002*** (0,0007)	-0,009*** (0,001)
γ_{KY}	-0,00001 (0,0004)	0,0004 (0,0008)	-0,001 (0,001)
α_E	0,022*** (0,001)	0,036*** (0,004)	0,123*** (0,019)
γ_{EE}	0,020*** (0,0003)	0,028*** (0,0006)	0,079*** (0,002)
γ_{EY}	-0,00004 (0,0001)	-0,009*** (0,0002)	-0,0003 (0,001)
$R^2(L)$	0,99	0,99	0,99
$R^2(M)$	0,99	0,99	0,99
$R^2(K)$	0,98	0,98	0,98
$R^2(E)$	0,99	0,98	0,97

Fuente: elaboración propia con datos del DANE (2019). Estimación realizada en Eviews 10.

Como se puede observar, se encuentra significancia estadística para la mayoría de estimadores, exceptuando aquellos que relacionan la demanda de cada factor con el nivel de producción de la industria. Esto significa que, aunque sí existe una relación directa entre el uso de factores y la producción, el mercado de insumos y mano de obra es independiente del nivel del producto.

Vale la pena señalar que al usar la metodología SURE, el R^2 se estima de manera diferente frente a MCO, ya que según Cabezas (1997, p. 521) “el R^2 tradicional no es una medida adecuada para una ecuación individual en un sistema de ecuaciones, pues se puede obtener un valor negativo para una ecuación en particular”. En esta metodología, la bondad de ajuste se mide como el cuadrado del coeficiente de correlación entre los valores observados y estimados de cada una de las variables endógenas. También se observa, en la Tabla 2, que los valores obtenidos para el R^2 son elevados por lo que hay un alto grado de significancia global.

Ahora bien, una vez calculados los estimadores que muestran la relación entre la demanda y los precios de los factores de producción, lo más lógico es que se proceda a analizar los valores obtenidos. Sin embargo, hay que aclarar que los estimadores calculados mediante SURE no cuentan con un análisis económico que pueda presentarse, sino que estos son la base para la verificación de los supuestos de homogeneidad, simetría y el cálculo de las elasticidades parciales (Allen-Uzawa) y las elasticidades propias de la demanda de factores de producción, fin para el cual se hace uso de las ecuaciones 10 y 11, respectivamente. Estas elasticidades se calculan y analizan a continuación (ver Tabla 3).

Con el objetivo de ser explicativos, pero no reiterativos, se interpretará únicamente la elasticidad parcial trabajo–capital (ya que esta relación es la más estudiada) y las elasticidades propias con signo positivo (por representar un alto grado de dependencia por parte de la industria hacia la demanda de un factor en específico). Esto porque el ejercicio explicativo se haría muy extenso, si se hiciera para las 14 elasticidades. No obstante, se invita al lector a realizar los análisis que sean de su interés siguiendo la lógica interpretativa que se deja en los siguientes cuatro párrafos.

Como se mencionó en la sección de antecedentes, las elasticidades de sustitución entre factores de producción representan el cambio de la demanda de un factor i ante un cambio en el precio de un factor j . Esta relación permite analizar, por un lado, el sentido del cambio; y por otro, su magnitud. En cuanto al sentido, este se evalúa mediante el signo estimado de la elasticidad que determina las relaciones de sustitución (signo positivo representa que un aumento del precio de j genera un aumento de la demanda de i) y complementariedad (signo negativo representa que un aumento del precio de j genera una reducción de la demanda de i). Respecto de la magnitud del cambio, esta se determina por el valor absoluto estimado para la elasticidad y permite inferir el uso intensivo de un factor determinado, entre más grande sea representará que para una industria es más fácil cambiar un factor por otro.

Tabla 3. *Elasticidades precio y elasticidades parciales (Allen-Uzawa) de la demanda de insumos*

Elasticidades	Colombia	Región	Boyacá
σ_{LL}	-0,053	0,056	-0,171
σ_{LM}	0,008	0,037	0,072
σ_{LK}	0,086	0,189	-0,121
σ_{LE}	0,598	-1,581	-0,006
σ_{LO}	-0,196	-0,107	0,199
σ_{MM}	-0,0007	-0,012	-0,015
σ_{MK}	0,051	0,059	-0,018
σ_{ME}	0,017	-0,008	-0,11
σ_{MO}	-0,062	-0,018	0,033
σ_{KK}	-0,453	-0,514	0,098
σ_{KE}	0,17	-0,24	0,308
σ_{KO}	-0,03	-0,111	-0,077
σ_{EE}	-4,54	8,179	0,223
σ_{EO}	-0,081	0,703	-0,13

Fuente: elaboración propia.

En el caso de la elasticidad parcial trabajo–capital σ_{LK} (ver fila 3 de la Tabla 3), la industria manufacturera nacional mostró en promedio para el periodo 1992–2018, un efecto positivo de 0,09 %, caracterizando una relación de sustitución entre estos factores, en la que el aumento de un 1 % del precio del capital causó un crecimiento en la demanda de trabajo de 0,09 %. En el caso de la región se encontró, de igual forma, una relación de sustitución; sin embargo, esta fue más sensible¹⁵ (0,18 %). Para la industria manufacturera de Boyacá la elasticidad fue negativa (-0,12 %), esto significa que la relación trabajo–capital fue complementaria; es decir, en el caso de las empresas boyacenses la demanda de mano de obra se redujo cuando el precio del capital aumentó.

Los resultados muestran que en cuanto a la relación trabajo-capital, la industria nacional cuenta con una magnitud de 0,09 %, la cual equivale a la mitad de la magnitud estimada para la región (0,18 %). Esto permite inferir que la industria colombiana tiene un uso más intensivo de capital que la región, ya que le es más difícil sustituir trabajo por capital¹⁶. Este resultado se comprueba al observar la elasticidad propia del capital σ_{KK} (fila 10 de la Tabla 3) cuya magnitud es mayor en la región (-0,51 %) frente a la de la industria nacional (-0,45 %), lo que representa que en el nivel regional hay una mayor sensibilidad por parte del factor capital y, por ende, es más fácil reemplazarlo por otros factores. En el caso de Boyacá se comprueba que, al ser un departamento caracterizado por tener una industria metalera y de producción de alimentos, hay una tendencia a mantener un alto uso tanto de mano de obra como de capital, esto lleva a tener una relación de complementariedad (de ahí el signo negativo).

En cuanto a las elasticidades propias, estas muestran el efecto de un aumento en el precio de un factor de producción sobre la variación de su propia demanda. Estas permiten identificar el grado de dependencia que tiene una industria frente al uso de un factor en específico, ya que, aunque lo normal es encontrar elasticidades propias negativas¹⁷, es posible obtener elasticidades

¹⁵ En términos técnicos se plantearía que es más elástica.

¹⁶ A menor magnitud, menor grado de sustitución y por ende menor efecto entre factores.

¹⁷ Si la elasticidad propia es negativa, se entiende, que un aumento del precio del insumo lleva a una reducción de su demanda.

positivas. Las cuales significan que un aumento del precio del factor causa un aumento de su demanda y reflejan que la industria depende a tal nivel de su uso que no importa si el precio aumenta, se seguirá adquiriendo. Para este caso, se encontraron elasticidades propias positivas para la industria regional. Es decir, ante una variación del precio propio de un 1 % se generó un aumento de la demanda de la mano de obra y la energía en 0,05 % y 8,1 % respectivamente. Para la industria de Boyacá, los factores que aumentaron su demanda, ante incrementos de su precio, fueron el capital (0,1 %) y la energía (0,22 %).

Conclusiones

El objetivo del artículo es estimar las elasticidades propias y cruzadas de demanda de los factores de producción para el periodo 1992-2018 en la industria manufacturera colombiana, regional y del departamento de Boyacá, con el propósito de identificar diferencias en los distintos niveles territoriales de la industria. Para este fin se tomaron datos de la EAM referentes al gasto empresarial en los factores trabajo, materias primas, capital, energía y otros gastos de producción. Además, se construyó un sistema de ecuaciones que recoge las funciones de demanda no restringida de los factores mencionados. Esto a partir de una función de costos translogarítmica. El sistema 9 fue calculado mediante la metodología SURE, la cual permite corregir los problemas de colinealidad que caracterizan a sistemas que comparten variables exógenas como en este caso.

Los resultados muestran la existencia de diferencias a nivel territorial en las elasticidades calculadas. Por ejemplo, la elasticidad cruzada trabajo-capital mostró una relación de sustitución en los niveles nacional y regional (0,09 % y 0,18 % respectivamente), contrario al caso de la industria manufacturera de Boyacá, donde se encontró una relación complementaria entre factores (-0,12 %). Esto quiere decir que mientras que a nivel nacional y regional los aumentos de la demanda de capital causaron reducciones en el gasto en mano de obra, a nivel departamental estos factores aumentaron su demanda de forma conjunta. Igual análisis aplica para la elasticidad de las materias primas-capital, que mostró que la industria del departamento tuvo patrones de demanda diferentes a la nación y la región.

Las elasticidades propias calculadas para la industria nacional fueron negativas, encontrando una relación lógica en la que el aumento del precio de un factor genera reducciones de su demanda. Sin embargo, cuando se analizan a nivel regional y departamental, se encontró un alto grado de dependencia de los factores mano de obra, capital y energía.

Al comparar los resultados obtenidos con los antecedentes presentados en otros documentos, se encuentra que la industria manufacturera colombiana, al igual que la industria mexicana, tienen una relación sustitutiva entre trabajo y capital, tal como lo muestran Salgado y Bernal (2010). Así mismo, el resultado coincide con el encontrado por Cabezas (1997) para actividades industriales como la producción de joyería, juguetes y artículos de oficina en Perú. En el caso de la industria manufacturera de Boyacá, la relación de complementariedad entre estos factores coincidió con los resultados de Cabezas (1997) para actividades como producción de alimentos, textiles, productos de madera, papel, maquinaria y minerales no metálicos.

Por último, Ramírez Hassan (2008) encontró para la industria colombiana una relación complementaria entre capital y trabajo calificado, así como una relación sustitutiva entre capital y trabajo no calificado, siendo esta última de mayor magnitud. Por lo que se puede inferir una relación de sustitución entre el trabajo en general y el capital, lo que coincide con los resultados obtenidos en este artículo. Finalmente, en el caso de las elasticidades propias, se obtuvo una coherencia en los signos obtenidos.

El análisis realizado permite identificar diferencias sustanciales en el comportamiento de la industria manufacturera en tres niveles territoriales. Las estimaciones realizadas muestran que las dinámicas de demanda de factores de producción dependen del territorio en el que se encuentra la industria, y que hay comportamientos distintivos en cuanto a los tipos de industria, los salarios, precio del capital, materias primas e incluso energía eléctrica. Esto lleva a redefinir el alcance de políticas y estrategias pensadas desde un nivel macro, considerando los posibles efectos contrarios que pueden presentarse en distintos niveles del territorio nacional. Es posible que falte analizar otras relaciones o características de la industria manufacturera en Colombia, pero esto será sujeto de otros análisis o investigaciones.

Referencias

- Aigner, D., Lovell, K. & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Allen, R. G. D. (1938). *Mathematical Analysis for Economists*. Londres: MacMillan.
- Álvarez, A., Arias, C. & Orea, L. (2003). *Introducción al análisis empírico de la producción*. Universidad de Oviedo.
- Álvarez Mendoza, A. T. & Defaz Novillo, S. S. (2019). *Relación entre la capacitación del personal y productividad en la industria manufacturera de productos alimenticios del cantón Manta-Ecuador*. Universidad Católica Santiago de Guayaquil.
- Amézquita, C. (2008). Manufacturing Sector in Colombia (1995-2005). *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, XVI (2), 61-78. Recuperado a partir de <https://revistas.unimilitar.edu.co/index.php/rfce/article/view/4467>
- Andrade, J., Gaspar, D. & Bittencourt, A. (2014). América Latina: productividad total de los factores y su descomposición. *Revista de la Cepal*, 114, 53-69. <https://doi.org/10.18356/0e0eafe2-es>
- Ávila, C., Camargo, W. & Marques, N. (2019). Localización y especialización productiva: el caso de la región amazonoquía de Colombia. En F. dos Santos (Ed.), *Geografía no Século XXI*. <https://doi.org/10.36229/978-85-7042-140-1>
- Baltagi, B. (2006). *Seemingly Unrelated Regressions*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-20059-5>
- Berndt, E. R. & Christensen, L. R. (1973). The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in U.S. manufacturing 1929-68. *Journal of Econometrics*, 1(1), 81-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(73\)90007-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(73)90007-9)

- Berndt, E. & Wood, D. (1987). Technology Prices and the Derived Demand for Energy. *The Review of Economics and Statistics*, 57(3), 259-268. <https://doi.org/10.2307/1923910>
- Cabezas, L. (1997). Sustitución entre factores de producción y cambio técnico en la industria manufacturera peruana. *El Trimestre Económico*, 64(256), 513-530. http://aleph.academica.mx/jspui/bitstream/56789/5847/1/DOCT2065102_ARTICULO_3.PDF
- Carro, R. & González, D. (2019). *Productividad y Competitividad*. Universidad Nacional de Mar de Plata. http://nulan.mdp.edu.ar/1607/1/02_productividad_competitividad.pdf
- Cepas, S. & Dios, R. (1999). Análisis de la función de producción agraria para distintos niveles de agregación. *Estudios de Economía aplicada*, 12, 17-33. https://www.researchgate.net/publication/28088619_Analisis_de_la_Funcion_de_Produccion_Agraria_para_distintos_niveles_de_Agregacion
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. & Lau, L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28-45. <http://www.jstor.org/stable/1927992>
- Clemson University (2005). Transcendental Logarithmic Cost Function. En *Encyclopedia of Statistical Sciences*. <https://doi.org/10.1002/0471667196.ess2747.pub2>
- Cobb, C. & Douglas, P. (1928). A Theory of Production. *The American Economic Review*, 18(1). <http://www2.econ.iastate.edu/classes/econ521/Orazem/Papers/cobb-douglas.pdf>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2019). *Metodología General Encuesta Anual Manufacturera-EAM*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/industria/encuesta-anual-manufacturera-enam>
- Diewert, W. E. (1971). An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy*, 79(3), 481-507. <https://doi.org/10.1086/259764>

- Geweke, J. (2005). Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics. En *Contemporary Bayesian Econometrics and Statistics*. <https://doi.org/10.1002/0471744735>
- Gujarati, D. & Porter, D. (2010). *Econometría* (5ta. ed.). McGraw-Hill.
- Hisnanick, J. J. & Kyer, B. L. (1995). Assessing a disaggregated energy input. Using confidence intervals around translog elasticity estimates. *Energy Economics*, 17(2), 125-132. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(95\)00008-1](https://doi.org/10.1016/0140-9883(95)00008-1)
- Ibarra, J. & García, F. (2013). Elasticidades de sustitución y separabilidad de los factores productivos de la industria. *Estudios Fronterizos*, 14, 155-185. <https://doi.org/10.21670/ref.2013.28.a07>
- Ibarra, J. & García, F. (2016). Las demandas de factores productivos en la industria maquiladora. *Estudios Económicos*, 31, 265-303. <https://doi.org/10.24201/ee.v31i2.18>
- Kuan, C., Hongchang, W., Yuxin, Z., Jefferson, G. H. & Rawski, T. G. (1988). Productivity change in Chinese industry: 1953-1985. *Journal of Comparative Economics*, 12(4), 570-591. [https://doi.org/10.1016/0147-5967\(88\)90104-7](https://doi.org/10.1016/0147-5967(88)90104-7)
- Le, P. V. (2019). Energy demand and factor substitution in Vietnam: evidence from two recent enterprise surveys. *Journal of Economic Structures*, 8(35). <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0168-9>
- Looi Kee, H., Nicita, A. & Olarreaga, M. (2008). Import demand elasticities and trade distortions. *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 666-682. <https://doi.org/10.1162/rest.90.4.666>
- Mundlak, Y. (1968). Elasticities of Substitution and the Theory of Derived Demand. *The Review of Economic Studies*, 35(2), 225-236. <http://www.jstor.org/stable/2296550>
- Ramírez Hassan, A. (2008). Una función de producción agregada para la economía colombiana: características e interacción entre el trabajo calificado, el trabajo no calificado y el capital, 1994-2005. *Ecos de Economía*, 26, 41-70. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2476356>

- Rossi, P. E. (1985). Comparison of alternative functional forms in production. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 345-361. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90145-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90145-9)
- Saal, D. S. & Parker, D. (2000). The impact of privatization and regulation on the water and sewerage industry in England and Wales: A translog cost function model. *Managerial and Decision Economics*, 21(6), 253-268. <https://doi.org/10.1002/mde.988>
- Salgado, H. & Bernal, L. (2010). Funciones de costos translogarítmicas: Una aplicación para el sector manufacturero mexicano. *Trimestre Económico*, 77(307), 683-717. <https://doi.org/10.20430/ete.v77i307.450>
- Uzawa, H. (1962). Production Functions Elasticities of Substitution. *The Review of Economic Studies*, 29(4), 291-299. <https://doi.org/10.2307/2296305>
- Vidal, N. (2020). *Análisis de la participación del sector manufacturero en el Ecuador en la producción mundial: una perspectiva desde la productividad real de la Economía. (2005-2018)* (Universidad Católica de Santiago de Guayaquil). <http://repositorio.ucsg.edu.ec/handle/3317/14486>
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368. <https://doi.org/10.2307/2281644>
- Zha, D. & Zhou, D. (2014). The elasticity of substitution and the way of nesting CES production function with emphasis on energy input. *Applied Energy*, 130, 793-798. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2014.01.093>



núm
82 Vol. XL Enero - Junio 2021

Economía conductual de la protección al consumidor en el e-commerce colombiano
José David Arenas Correa

Extreme volatility dependence in exchange rate
Miriam Sosa Castro, Christian Bucio Pacheco, Héctor Eduardo Díaz Rodríguez

Un análisis regional de los choques monetarios y externos: El caso del Valle del Cauca en Colombia
Pavel Vidal, Gilberto Ramírez, Lya Paola Sierra

Sticky inflationary expectations and inflation targeting in (some) emerging and less developed economies
Santiago Taboada, Emiliano Libman

¿Es neutral el Banco de la República? Un análisis crítico de la Reforma de 1991
Martha Lucía Bernal

Productividad laboral y competitividad externa en el sector manufacturero mexicano tras la apertura comercial, 1996-2007
Raúl Vásquez-López

Economías de aglomeración y externalidades negativas en Ecuador, periodo 2007-2017
Armando José Urdaneta Montiel, Emmanuel Victorio Borgucci García

Countries in the hamster's wheel?: Nurkse-Duesenberry demonstration effects and the determinants of saving
Andrés Rius, Carolina Román

El renminbi (RMB) y su papel frente a la búsqueda de hegemonía económica de China
Wilson Fernando Rodríguez Gómez

Financiarización de la política fiscal y su impacto sobre la deuda pública de Colombia entre 1996-2015
Camilo Rodríguez

Una propuesta de modelo de crecimiento económico. Aplicación al caso colombiano, 1980-2014
Gregory Quiroga Herrera

Calidad de vida laboral en Cartagena, Barranquilla y Santa Marta
Luis Armando Galvis Aponte, Gabriel Rodríguez-Puello, Sara Ovallos Bencardino

Organicismo e institucionalismo: As decisões humanas a partir de uma proposta de conexão entre as teorias de Keynes e Veblen
Herton Castiglioni Lopes, Octávio Augusto Camargo Conceição

núm
83 Vol. XL 2021 NÚMERO ESPECIAL:
Crisis del covid-19: Impactos socioeconómicos y retos para países Latinoamericanos

núm
84 Vol. XL 2021 SPECIAL ISSUE:
Gender, Sex, Ethnicity, Race, and Class in the Economics Profession in Latin America

núm
85 Vol. XL Julio - Diciembre 2021

Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018
Daniela Gracia Cabrera, Martha Misas Arango

La ley de Kaldor-Verdoorn desde una perspectiva multisectorial
Fidel Arache Reyes

Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en el Perú
Juan León Mendoza

Actitud, comportamiento y conocimiento financiero en México
Oswaldo García Matá, Ana Luz Zorrilla del Castillo, Arturo Briseño García

Parceiros do Brasil: uma análise das exportações brasileiras
Flavia Braga Chinelato, Diogo Batista de Freitas Cruz

Disparidades económicas y el rol del sistema vial: evidencia para Antioquia (Colombia)
Guillermo David Hincapié Vélez

Las preferencias individuales y sus determinantes: Un análisis de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo
José Gabriel Castillo, Donald Zhangallimbay

Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración.
Horacio Catalán Alonso

Relación dinámica entre los Credit Default Swaps (CDS) y la deuda pública: análisis en el contexto latinoamericano
Jeimy Lorena Martínez Arroyo, Nini Johana Marín Rodríguez

The Joint Distribution of Income and Wealth in Uruguay
Graciela Sanroman, Guillermo Santos

Homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá D.C.
Andrés Domínguez

Determinantes de la Inversión Extranjera Directa en Bolivia (Un enfoque institucionalista)
Juan Carlos Barrios Gutiérrez

El mecanismo de transmisión de política monetaria en una economía dolarizada. El caso de El Salvador
Luis René Cáceres

CONTACTO Facultad de Ciencias Económicas | Universidad Nacional de Colombia
Carrera 30 N.º 45-03 | Edificio 310, primer piso, oficina Centro Editorial | Tel.: (+571) 3165000 ext. 12308
Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co | página web www.ceconomia.unal.edu.co | Bogotá D.C., Colombia.

**An Empirical Test of the Export-Led Model in the
Member Countries of the Andean Community
(Comunidad Andina de Naciones–CAN)**

Alexander Carvajal and Oscar David Andrés Julián López Camargo



Alexander Carvajal and Oscar David Andrés Julián López Camargo

An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones–CAN)

Abstract: *This paper seeks to empirically test the applicability of the export-led model to the economies of the countries belonging to the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones–CAN) by verifying the export-led growth (ELG) hypothesis, which indicates that gross domestic product (GDP) behavior is based on export (EXP) dynamics. This hypothesis was tested for Bolivia, Colombia, Ecuador, and Peru. The methodology used was the application of Johansen cointegration and Block Exogeneity Wald tests to identify Granger causality between variables of the natural logarithms of EXP and GDP. The results obtained show that the causal effect of exports on GDP can only be rejected for the Bolivian economy. Lastly, the main conclusion of this study is that the economic policies of the CAN member countries should not assume that the export sectors are the foundations of their respective economies. Therefore, the CAN governments should not introduce economic policies that prioritize the expansion of the export sector.*

Keywords: *Export-led; Andean Community; exports; Gross Domestic Product; regional economy; economic policies; Johansen cointegration; Block Exogeneity Wald tests; export sector.*

JEL Classification: *F02, C13, C20, C32.*

Contrastación empírica del modelo Export-Led en los países miembros de la Comunidad Andina de Naciones (CAN)

Resumen: *Este escrito buscó contrastar empíricamente la aplicabilidad del modelo Export-Led en las economías de los países pertenecientes a la Comunidad Andina de Naciones CAN, mediante la verificación de la hipótesis de crecimiento Export-led ELG, la cual indica que el producto interno bruto PIB basa su comportamiento por la dinámica de las exportaciones EXP, lo anterior se probó para Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú. La metodología empleada fue la aplicación de las pruebas de cointegración de Johansen y exogeneidad por bloques de Wald, utilizadas para identificar la Granger-causalidad entre las variables logaritmo natural de EXP y logaritmo natural de PIB. Los resultados obtenidos muestran que solamente en la economía boliviana no se puede rechazar que las Exportaciones causan el Producto Interno Bruto. Finalmente, se ha indicado, como principal conclusión, que las políticas económicas de los países miembros de la CAN no deben partir de considerar el sector exportador como el sector básico de la economía y por ello, el Estado de cada país, no debe intervenir con políticas económicas que prioricen la expansión del sector exportador.*

Palabras clave: *Impulso a las exportaciones; Comunidad Andina; exportaciones; producto interno bruto; economía regional; políticas económicas; cointegración de Johansen; test de exogeneidad en bloque de Wald; sector exportador.*

<http://doi.org/10.17533/udea.le.n94a343336>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Test empirique du modèle axé sur l'exportation dans les pays membres de la Communauté andine des nations (CAN)

Résumé: *Ce document vise à tester empiriquement l'applicabilité du modèle axé sur l'exportation aux économies des pays appartenant à la Communauté andine (CAN) en vérifiant l'hypothèse de la croissance tirée par les exportations (ELG), qui indique que le comportement du produit intérieur brut (PIB) est soutenu par la dynamique des exportations (EXP). Cette hypothèse a été mise en contraste pour la Bolivie, la Colombie, l'Équateur et le Pérou. La méthodologie utilisée a été l'application des tests de cointégration Johansen et d'exogénéité du type Wald pour identifier la causalité de Granger entre les variables logarithmiques naturelles de l'EXP et du PIB. Les résultats obtenus montrent que l'effet causal des exportations sur le PIB ne peut être rejeté que pour l'économie bolivienne. Enfin, la principale conclusion de cette étude est que les politiques économiques des pays membres de la CAN ne doivent pas partir du principe que les secteurs d'exportation sont le fondement de leurs économies respectives. Par conséquent, les gouvernements de la CAN ne devraient pas intégrer des politiques économiques qui donnent la priorité à l'expansion du secteur de l'exportation.*

Mots clés: *Promotion des exportations; Communauté andine; exportations; produit intérieur brut; économie régionale; politiques économiques; co-intégration de Johansen; test d'exogénéité du type Wald; secteur des exportations.*

Cómo citar / How to cite this item:

Carvajal, A. & López, O. (2021). An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (*Comunidad Andina de Naciones–CAN*). *Lecturas de Economía*, 94, 267-282.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a343336>

An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (*Comunidad Andina de Naciones–CAN*)

Alexander Carvajal ^a and Oscar David Andrés Julián López Camargo ^b

–Introduction. –I. Materials and Methods. –II. Results. –III. Discussion. –References

Original manuscript received 06 August 2020; final version accepted 06 November 2020

I. Introduction

The export-led model states that exports are the basis for growth in a region's production levels, and therefore, promoting the export sector should be an economic policy priority to improve economic indicators such as gross domestic product (GDP), thereby improving employment levels and economic stability. Moreover, the Andean Community (*Comunidad Andina de Naciones–CAN*) countries have experienced an average per capita GDP growth (in current dollars) of 7% annually from 1970-2010 (Comunidad Andina de Naciones, 2010, p. 1), which reveals growth in production in these countries. This makes it possible to ask whether the export-led model's economic growth hypothesis has been realized in the economies of the CAN countries. To respond affirmatively to this question implies that the economic policies of Bolivia, Colombia, Ecuador, and Peru (the current CAN members) should revolve around “the expansion of markets for local production and the attraction of new investment for the basic industry sector through instruments such as promotion and information programs, and direct and indirect subsidies for investors” (Gaviria Ríos, 2010, p. 1).

^a *Alexander Carvajal*: Professor and researcher in the Faculty of International Business. Universidad Santo Tomás, Colombia. Email: alexander.carvajal@usantoto.edu.co <https://orcid.org/0000-0003-0627-366X>

^b *Oscar David Andrés Julián López Camargo*: Professor and researcher in the Faculty of International Business. Universidad Santo Tomás, Colombia. Email: oscar.lopezc@usantoto.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-9905-6498>

A study titled “How stable is the export-led growth hypothesis? Evidence from Asia’s Four Little Dragons” focuses on the economies of Hong Kong, South Korea, Singapore, and Taiwan. In general, the study proposes two econometric models to establish the veracity of the export-led model. The first model relates the natural logarithm of GDP with the natural logarithm of exports, while the second model includes the natural logarithm of the real exchange rate as the second independent variable. The study applies the modified Wald causality test (MWald) and the rolling regression technique to establish whether there is causality between EXP and GDP. The results obtained are not constant throughout the period studied, nor are they constant among the four economies analysed. Therefore, we cannot conclude with certainty that the export-led hypothesis is valid. This aligns with the main recommendation made by Tang et al. (2015):

“for the four economies to re-assess their growth strategies which are overly dependent on exports to developed countries. However, these four economies cannot completely discard their export-oriented policies given that their domestic markets are relatively small. New policy strategies aimed at diversifying export markets through regional integration should be implemented immediately” (p. 235).

Another study¹ on this subject is “The Export-Led Growth: A Case Study of Costa Rica,” in which Johansen cointegration and Granger tests are conducted to establish long-term causality between EXP and GDP. The results obtained for the period 1980-2013 reveal that “exports and real GDP of Costa Rica have a long-run relationship and there is a unidirectional causal relationship from economic growth to export” (Gokmenoglu et al., 2015, p. 476); therefore, the level of exports is not a variable that can explain economic growth. Yet another example is “The role of export composition in export-led growth in Australia and its regions.” In this study, the export-led growth hypothesis is tested through a sectoral (agriculture, mining, fuels, manufacturing, and others) study of exports and their relationship with GDP at the national and regional levels. The authors, Shafiqullah et al. (2017),

¹ There is ample literature on the subject; however, the only studies mentioned are those with methodologies similar to the one presented here.

conclude that “ELG (Export Led Growth) is validated in Australia in the long-run. In addition to being ‘Mining and Fuels’-led, ELG is seen to be led nationally by Agriculture, Manufacturing, and Other exports in Australia. Among the regions, the growth path is found to be unique for each region based on the causality tests and long-run equation estimations” (p. 71). The contradictory conclusions of these studies do not allow us to settle on the notion that the growth hypothesis proposed by the export-led model is entirely valid.

At their 1989 Galapagos meeting, the CAN countries developed a strategic design and work plan to create a new model that would replace the import substitution model, and “with this model, the Andean countries eliminated tariffs among themselves and formed a free trade zone in 1993 in which goods could flow freely” (Comunidad Andina de Naciones, 2018). This article is grounded on a hypothesis that is based on accepting the fact that the increase in trade among the CAN countries has generated higher EXP growth for Bolivia, Colombia, Ecuador, and Peru. However, the behaviour of the EXP variable is not believed to explain the behaviour of the GDP variable during the post-1990 period. Namely, this study seeks to prove that the export-led model is not valid for the CAN, so its main objective is to empirically test the applicability of the export-led model in the economies of the countries belonging to the Andean Community. Acceptance of the proposed hypothesis implies questioning the application of economic policies based on export promotion as a driving force for economic growth.

II. Materials and Methods

The methodology applied in this study is based on the work of Tang et al. (2015) and can be summarised as follows:

1. Creation of a regression model that represents the causality relation between EXP and GDP, as established in the export-led model.
2. Cointegration test between EXP and GDP.
3. Block Exogeneity Wald test.

These steps are described in detail in the following section.

A. Export-Led Model

The export-led model is a Keynesian approach that is a variant of the Hoyt model, which was developed in the 1950s by Charles Tiebout and Douglas North: “They replace the physical variables of Hoyt’s model with aggregate macroeconomic variables – income, demand internal and external to the region – to determine the economic growth of areas rather than their physical development” (Gaviria Ríos, 2010, p. 1). The model is based on the Keynesian demand equation and assumes that public expenditure (G) and taxes (T) are zero (G and $T = 0$), giving:

$$Y = C + X - M \quad (1)$$

Where:

Y : Revenue - income

C : Consumption

X : Exports

M : Imports

and with:

$$C = cY$$

$$X = \bar{X}$$

$$M = mY$$

with \bar{X} as an exogenous variable, so that $0 < c < 1$ y $0 < m < 1$. Substituting this in Equation 1 renders:

$$Y = \frac{1}{1 - (c - m)} \bar{X} \quad (2)$$

with

$$0 < c - m < 1$$

“where $\frac{1}{1-(c-m)}$ is the traditional Keynesian multiplier and $(c - m)$ is the marginal propensity to consume goods produced within the economy”

(Gaviria Ríos, 2010, p. 14). Equation 2 clearly shows that income is a multiple of exports.

Therefore, in alignment with the theory presented above, the following model is proposed.

$$\ln(PIB_t) = \beta_1 + \beta_2 \ln(EXP_t) + \mu_t \quad (3)$$

It is assumed that the model's residuals are distributed normally and are white noise. All the data for the model were obtained from the CEPALSTAT integrated database of the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), except for the data for the real export variable obtained from the World Integrated Trade Solution (WITS) system of the World Bank (WB).

For the GDP variable, annual real GDP data were used (base = 2010), and quarterly data were estimated according to the quarterly percentage calculated using the database for the *quarterly gross domestic product, by the class of economic activity at current prices*. The EXP variable was obtained as annual data of real EXP (base = 2010), and quarterly data were also estimated according to the quarterly percentage calculated from the *quarterly balance of payments database*. The data for the two variables (stated in millions of U.S. dollars) are expressed in natural logarithm form.

Per the availability of information and the estimates made, the data for each country were 1. Bolivia - quarterly data from the first quarter of 1993 to the last quarter of 2016; 2. Colombia - quarterly data from the first quarter of 2000 to the last quarter of 2016; 3. Ecuador - quarterly data from the first quarter of 1993 to the last quarter of 2016; and 4. Peru - quarterly data from the first quarter of 1994 to the last quarter of 2016.

B. Cointegration Test

Cointegration is “the property in which two or more time-series share a common stochastic trend” (Sant’Anna, Filomena & Caldeira, 2017, p. 149). Cointegration makes it possible to solve the typical time series problem of creating a relationship model between variables (for example, a simple

regression) that turn out to be spurious. For cointegration to exist, the following must be true. First, the variables must be stationary $I(1)$. Second, the residuals of a linear combination must be of order 0 ($I(0)$). Engle and Granger (1987) argue that:

“in a regression of the type $y = a + b.x + \mu$, $\hat{\mu}$ is stationary $I(0)$ so \hat{b} is not only consistent but is super-consistent (that is, the estimate converges to its real value in inverse proportion to the number of observations, instead of to the quadratic root of the number of observations, as is the case for stationary variables)” (Montero, 2013, p. 6).

This implies that to test cointegration, it is necessary to perform stationarity tests. As such, this study conducted the augmented Dickey-Fuller (ADF) and the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests. This is based on the validation conducted by Schlitzer (1995) using Monte Carlo methods, which stated, *“The results show that, although at the cost of producing a large number of inconclusive answers, the combined procedure allows us to consistently reduce the number of incorrect conclusions”* (p. 142).

The cointegration test conducted was the Johansen test since *“Johansen’s procedure performs better than single-equation methods and multivariate ones, even when the errors are not normally distributed or when the dynamics are unknown and we over-parameterize by including additional lags in the Error -Correction Model (ECM)”* (Gonzalo, 1994, p. 225). As such, the ECM vector is estimated using the Enders (2003) equation:

$$\Delta Z_t = \Phi D_t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

with

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

where ΔZ_t represents the first differences of endogenous variables vectors $\ln(PIB_t)$ and $\ln(EXP_t)$; ΦD_t represents the matrix of parameters of the

deterministic vector, Π represents the information matrix on the long-term relationship between the variables of vector Z_t ; and A_i represents the matrix of fixed coefficients. The test used the trace statistic and the statistic of the largest proper value; the null hypotheses established refer to the number of cointegration vectors (r).

C. Block Exogeneity Wald Test

According to Enders (2003), this test detects whether the lags of one variable can Granger-cause another variable; the statistical test is thus defined:

$$(T - 3p - 1)(\log |\Sigma_{re}| - \log |\Sigma_{un}|) \sim \chi^2(2p) \quad (5)$$

This equation is explained by (Nguyen, 2011), who states:

“T is the number of observations; Σ_{un} are variance/covariance matrices of the unrestricted VAR system; Σ_{re} are variance/covariance matrices of the restricted system when the lag of a variable is excluded from the VAR system, and p is the number of lags of the variable that is excluded from the VAR system” (p. 6).

The null hypothesis of this test states that a dependent variable is not the Granger cause of an independent variable. According to Granger (1969), the concept of Granger causality can be summarised as follows: a dependent variable Y is caused by an independent X if the lags in the latter contribute to the estimation of the current values of Y (Granger, 1969).

In the proposed model, the cointegration tests of the $\ln(GD)$ and $\ln(EXP)$ variables were performed for all the countries studied. The Block Exogeneity Wald test was performed for the countries in which stationarity was found; these results are presented in the following section.

III. Results

Table 1 presents the results of the estimation of the model proposed in Equation 3. For all countries, the model displays the following:

- at 5%, individual significance for the slope and the intercept (t statistic)

- at 5%, global significance (F statistic)
- a high value for the coefficient of determination R^2

Table 1. *Results of the simple linear regression model estimation*

Country	Intercept	t statistic	Slope	t statistic	F statistic	R^2
Bolivia	3.54	19.01	0.65	25.6	655.36	0.87
Colombia	3.43	8.59	0.82	19.2	367.48	0.84
Ecuador	2.65	8.71	0.83	22.8	521.01	0.84
Peru	3.77	12.6	0.73	21.6	468.32	0.84

Source: Own elaboration.

As discussed in the previous section, the results presented in Table 1 can be spurious, so Tables 2 and 3 establish the existence of cointegration between the $\ln(GDP)$ and $\ln(EXP)$ variables.

Table 2. *Results of the ADF and KPSS stationarity tests*

Country	ADF		KPSS		ADF		KPSS	
	$\ln GDP$	$\ln EXP$	$\ln GDP$	$\ln EXP$	$\Delta \ln GDP$	$\Delta \ln EXP$	$\Delta \ln GDP$	$\Delta \ln EXP$
Bolivia	0.92 (5)	0.83 (8)	2.46(3)***	2.42(3) ***	-3.23(4)***	-3.09 (7)***	0.32(3)	0.19(3)
Colombia	-0.04 (0)	-0.12(3)	1.78(3)***	1.68(3) ***	-3.21(10)***	-6.01 (5)***	0.14(3)	0.03(3)
Ecuador	0.03 (1)	-1.08 (6)	2.45(3)***	2.35(3) ***	-8.06 (0)***	-6.89 (5)***	0.11(3)	0.02(3)
Peru	0.02 (10)	-2.12 (6)	2.37(3)***	2.31(3) ***	-1.28 (11)	-5.82 (5) ***	0.17(3)	0.11(3)

Note: The asterisks indicate the rejection of the null hypothesis of the respective test (at 5%). The numbers in parentheses indicate the lag order in each test.

Source: Own elaboration.

According to Gabriel (2010), the null hypotheses of the ADF and KPSS stationarity tests refer to:

1. ADF test: The series has a unit root, which is the same as saying that it is not stationary; and
2. KPSS test: The series is stationary.

The ADF test was estimated with a constant due to the possibility that the series mean did not assume a value of zero, “although the null hypothesis is one with a unit root, but without drift - Case 2 of Hamilton” (Regúlez, 2006, p. 2).

Table 2 shows that for Bolivia, Colombia and Ecuador, the variables studied are stationary $I(1)$. For Peru, it is not possible to be certain of the rejection of the presence of the unit root because the ADF test for the first differences in the $\ln(GDP)$ variable did not allow rejection of the null hypothesis.

Table 3. *Results of the Johansen Cointegration Tests*

Country	Lag order of VAR (stationary series)	Null Hypothesis	Trace Statistic	Largest proper value statistic $\lambda - \max$
Bolivia	4	Cointegration range 0	24.6***	23.8***
		Cointegration range 1	0.76	0.76
Colombia	1	Cointegration range 0	30.16***	30.16***
		Cointegration range 1	0.002	0.002
Ecuador	1	Cointegration range 0	29.6***	29.6***
		Cointegration range 1	0.0012	0.0012
Peru	5	Cointegration range 0	12.1	11.3
		Cointegration range 1	0.76	0.76

Note: The asterisks indicate the rejection of the null hypothesis of the respective test (at 5%) and per the critical values (15.41 and 3.76) presented by Osterwald-Lenum (1992).

Source: Own elaboration.

In Table 3, the value of the lag order of $VAR(p)$ was determined by the minimum values of the (Schwartz) Bayesian information criterion (BIC) and the Hannan-Quinn information criterion (HQC). The estimate was made with an unrestricted constant. The results of the trace and largest proper value statistics show that for Bolivia, Colombia, and Ecuador, the null hypothesis for no cointegration is rejected, and the null hypothesis for cointegration range 1 is not rejected.

In the case of Peru, the null hypothesis for no cointegration cannot be rejected. Added to the ADF test result for the first differences of $\ln(GDP)$, this does not guarantee (for Peru) the presence of cointegration for the established variables. Therefore, the causality test for this country was not conducted. One must remember that the stationarity and cointegration test results are needed before the causality assessment is conducted (Jaunky, 2013).

Table 4. *Results of the Block Exogeneity Wald test*

Country	Lag order of VAR (stationary series)	Null Hypothesis	Statistic for VAR Granger Causality / Block Exogeneity Wald tests
Bolivia	4	Exports do not 'Granger-cause' GDP	13.2***
		GDP does not 'Granger-cause' exports	16.8***
Colombia	1	Exports do not 'Granger-cause' GDP	0.32
		GDP does not 'Granger-cause' exports	23.6***
Ecuador	1	Exports do not 'Granger-cause' GDP	2.4
		GDP does not 'Granger-cause' exports	16.7***

Note: The asterisks indicate the rejection of the null hypothesis of the respective test (at 5%). The value of the VAR(p) lag order was estimated in the same way as in Table 3.

Source: Own elaboration.

Table 4 presents the results of the Block Exogeneity Wald tests; the results for each country indicate the following:

1. Bolivia: Bidirectional causality exists; as such, the $\ln(EXP)$ variable Granger causes the $\ln(GDP)$ variable, and the $\ln(GDP)$ variable Granger causes the $\ln(EXP)$ variable.
2. Colombia: Unidirectional causality exists; the $\ln(GDP)$ variable Granger causes the $\ln(EXP)$ variable.
3. Ecuador: Unidirectional causality exists; the $\ln(GDP)$ variable Granger causes the $\ln(EXP)$ variable.

IV. Discussion

Considering the results obtained, it can be concluded that within the CAN framework, the growth hypothesis offered by the export-led model is only fulfilled in Bolivia and it is not unidirectional. Therefore, the CAN countries should not focus on economic policies that seek to boost the export sector as a foundational and priority sector of the economy. However, it cannot be ignored that the presence of cointegration in the economies of Bolivia, Colombia, and Ecuador indicates that the export and GDP variables behave in a coordinated manner over the long term.

This result aligns with the conclusions reached by Tang et al. (2015), in which they argue that the economies of Hong Kong, South Korea, Singapore, and Taiwan should not focus their growth policies exclusively on the promotion of the export sector.

Furthermore, this study shows that in Colombia and Ecuador, the behaviour of the GDP variable has causality on the behaviour of the export variable. A similar result was obtained by Gokmenoglu et al. (2015) for Costa Rica from 1980-2013. Their study produced a recommendation for Costa Rica to pursue an economic policy that promotes GDP growth and to move away from export promotion policies - a recommendation that applies to all the CAN countries.

According to these findings, it is clear that interventionist policies seeking to boost the export sector as a driver of economic growth are misguided. Even the study by Shafiullah et al. (2015), which did not reject the ELG hypothesis, recommended that Australian economic growth should not rely on exports because this model has caused regional concentrations of economic growth.

The economic policies of the CAN countries must consider the recommendations offered by Thomas (2011), discard the idea of collective growth based on export promotion, and instead think of an alternative “whereby export-led growth is replaced by a new paradigm: domestic demand-led growth” (Thomas, 2011. p. 10).

The suggestions presented in this study should not be ruled out by Peru, even though it was not possible to establish causality or ascertain the long-term relationship between the GDP and EXP variables for this country. The behaviour of these two variables should not be thought of as being “very far” from the behaviour demonstrated by the other CAN countries.

References

- Comunidad Andina de Naciones. (2018). Reseña histórica. Retrieved on March 27, 2018. <http://www.comunidadandina.org/Seccion.aspx?id=195&tipo=QU&title=resena-historica>
- Comunidad Andina de Naciones. (2010). *Estadísticas de la semana. Evolución del Producto Interno Bruto (PIB) por habitante de la Comunidad Andina de Naciones 1970-2010*. <http://intranet.comunidadandina.org/Documentos/DEstadisticos/SGde365.pdf>
- Enders, W. (2003). *Applied Econometric Time Series*. Wiley.
- Engle, R. Granger, W. (1987). Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica* 55 (2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Gaviria Ríos, M. A. (2010). *Apuntes de economía regional*. Pereira: Universidad Católica Popular del Risaralda.
- Gokmenoglu, K., Sehnaz, Z. & Taspinar, N. (2015). The Export-Led Growth: A Case Study of Costa Rica. *Procedia Economics and Finance* 25, 471-477. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00759-5](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00759-5)
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics* 60 (1-2), 203-233. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90044-2)
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>

- Jaunky, V. C. (2013). A cointegration and causality analysis of copper consumption and economic growth in rich countries. *Resources Policy* 38 (4), 628-639. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.10.001>
- Montero, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración* [working paper]. Universidad de Granada.
- Nguyen, H. (2011). Exports, Imports, FDI, and Economic Growth. Discussion papers in economics. Working Paper No. 11-03, 1-47.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54(3), 461-472. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x>
- Thomas, P. (2011). *The contradictions of export-led growth*. Jerome Levy Economics Institute of Bard College, No. 119.
- Regúlez, M. (2006). Ejemplo de análisis de cointegración con Gretl. Departamento de Economía Aplicada III [notes]. UPV-EHU.
- Sant'Anna, L., Filomena, T. & Caldeira, J. (2017). Index tracking and enhanced indexing using cointegration and correlation with endogenous portfolio selection. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 146-157. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.08.008>
- Schlitzer, G. (1995). Testing the stationarity of economic time series: further Monte Carlo evidence. *Ricerche Economiche* 49 (2), 125-144. [https://doi.org/10.1016/0035-5054\(95\)90019-5](https://doi.org/10.1016/0035-5054(95)90019-5)
- Shafiullah, M., Selvanathan, S. & Naranpanawa, A. (2017). The role of export composition in export-led growth in Australia and its regions. *Economic Analysis and Policy* 53, 62-76 <https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.11.002>
- Tang, C. F., Lai, Y. & Ozturk, I. (2015). How stable is the export-led growth hypothesis? Evidence from Asia's Four Little Dragons. *Economic Modelling* 44, 229-235. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.09.022>

Nota



Consecuencias económicas y sociales de la inamovilidad humana bajo COVID-19: caso de estudio Perú

Israel Barrutia Barreto ^a, Rosa Marlenne Sánchez Sánchez ^b y Henry Alejandro Silva Marchan ^c

–Introducción. –I. Metodología. –II. Resultados y discusión. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 10 de noviembre de 2020; versión final aceptada el 29 de diciembre de 2020

I. Introducción

El concepto de pandemia deriva del de epidemia, el cual proviene de las palabras griegas *epi* —por sobre— y *demós* —pueblo—. En la salud pública, el término se refiere a una enfermedad que afecta a un número de individuos que supera al esperado en una determinada población durante un tiempo específico (Llorca, 2010). Por lo anterior, cuando una enfermedad epidémica se expande a áreas geográficas diferentes, países, e incluso el mundo entero, se le considera como una pandemia, cuyo término según el Diccionario de la Real Academia Española (DRAE) deriva del griego *πανδημία* *panḗmía* que se refiere a “reunión del pueblo” y es definido como “enfermedad epidémica que se extiende a muchos países o que ataca a casi todos los individuos de una localidad o región” (DRAE, 2020).

^a *Israel Barrutia Barreto*: Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT), Perú. Dirección electrónica: innovaciencia@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-5728-0651>

^b *Rosa Marlenne Sánchez Sánchez*: investigador y miembro del Grupo Hegemonía, guerras y conflictos, del Instituto de Estudios Políticos de la Universidad de Antioquia, Colombia. Dirección postal: Instituto de Estudios Políticos, oficina 14-209, Calle 70 No. 52-21, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: german.valencia@udea.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-3434-3293>

^c *Henry Alejandro Silva Marchan*: profesor de la Universidad Nacional de Tumbes, Perú. Dirección electrónica: imagenunt@untumbes.edu <https://orcid.org/0000-0002-9928-9945>

<https://doi.org/10.17553/udea.le.n94a344397>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Durante la historia conocida del hombre se han producido diferentes pandemias, donde las más relevantes han sido la Peste Negra (1348-1400), la Gripe española (1918-1920), el VIH/SIDA, el SARS, la Gripe porcina, la Gripe aviar, Ébola, Zika y, la más reciente, la provocada por el virus SARS-COV-2 conocida como la COVID-19 (Huremović, 2019; Tisdell, 2020). Particularmente, en el siglo XXI se han presentado brotes epidémicos y pandémicos cuyo impacto sobre la economía ha sido importante, sobre todo por sus características de zoonosis, lo cual amerita que la academia, la ciencia y la tecnología se unan para producir respuestas efectivas que reduzcan las consecuencias en el ámbito socioeconómico y de salud pública (Dipaola, 2020; Villamil, 2013).

En el Perú la presencia del virus SARS-COV-2, causante de la COVID-19, se reportó oficialmente el 6 de marzo de 2020 y el día 25 del mismo mes se promulgó el Decreto Supremo N.º 094-2020-PCM, el cual estableció *“las medidas de aislamiento social destinadas hacia una nueva convivencia social y se prorrogó el Estado de Emergencia Nacional por las graves circunstancias que afectan la vida de la Nación a consecuencia del COVID-19”*. Estas medidas sacaron a la luz, no solo las graves deficiencias del sistema de salud sino también cuál debía ser el papel de la industria y la sociedad para hacer frente a la pandemia (Maguiña, 2020).

En ese orden, se ha reportado que el Perú es uno de los países de Latinoamérica con el mayor crecimiento económico desde la década de los años 90, a través de políticas macroeconómicas prudentes y reformas estructurales. Perú pasó de ser un país con tasas de inflación de hasta tres dígitos y bajo crecimiento, a ser una de las economías de mayor crecimiento en América Latina y el Caribe, con cifras de crecimiento promedio del PIB (Producto Interno Bruto) de 5,9% entre el 2005 y 2015, mientras que la inflación promedio (2,9%) fue una de las más bajas de la región (Carhuaricra y Parra, 2016; Gutiérrez y Pérez, 2018).

La pandemia originada por la COVID-19 y su alto nivel para producir contagios, ha impactado de forma negativa la economía global (Salameh et al. 2020). Es en este sentido, que las acciones de los gobiernos y de la administración pública son fundamentales para producir cambios efectivos

y sostenibles que promuevan mediante una gestión pública eficiente la recuperación de la economía y la sociedad luego de la pandemia (Acevedo, 2019). En ese orden, el objetivo de esta investigación es indagar sobre las consecuencias económicas y sociales de la inamovilidad humana bajo COVID-19 en el Perú.

II. Metodología

El trabajo se basó en una metodología de revisión de fuentes secundarias. Se recopiló información, tanto de portales web donde se han publicado cifras y opiniones de diversos expertos en el área sobre las consecuencias económicas y sociales del aislamiento social en Perú a causa de la COVID-19, como de artículos científicos disponibles en la plataforma *Science Direct* relacionados con el impacto global de la pandemia sobre la economía, y de manera específica los que han tratado el caso de Perú. Las palabras clave de búsqueda utilizadas fueron “Economía”, “Impacto socioeconómico”, “COVID-19”, “Perú”, “aislamiento social” e “inamovilidad humana”. De igual manera, se recopiló información sobre estadísticas de evolución de la COVID-19 y del comportamiento del mercado económico peruano para poder contrastar la información y llegar a conclusiones.

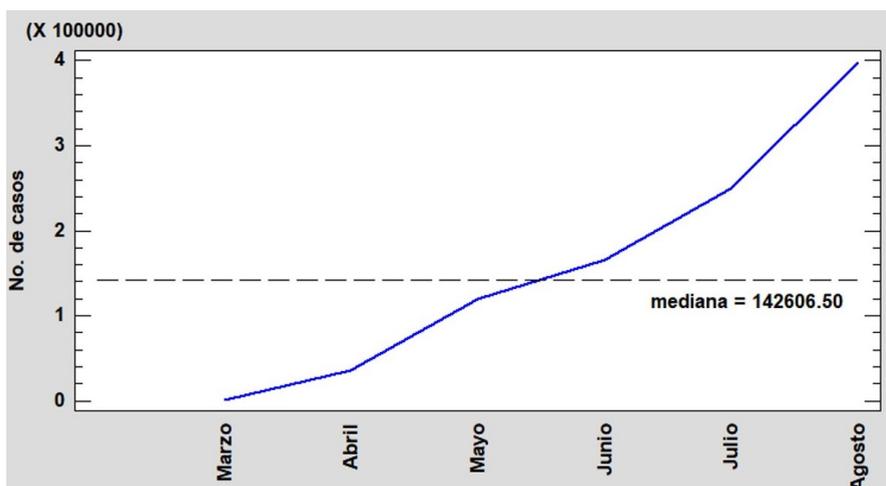
Las estadísticas sobre indicadores socioeconómicos se obtuvieron del portal oficial del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP): PIB y variación respecto al año 2019, puestos de trabajo formal, exportaciones e importaciones totales, índice de precios en Lima Metropolitana e ingreso fueron los indicadores obtenidos. Se estableció un periodo de estudio desde marzo hasta agosto de 2020 debido a los indicadores económicos disponibles. Los datos obtenidos fueron analizados mediante estadística descriptiva y modelos gráficos secuenciales empleando paquetes estadísticos.

III. Resultados y discusión

Los casos reportados de COVID-19 han sido monitoreados desde el Ministerio de Salud del Perú, donde se han generado estadísticas detalladas de la evolución de la pandemia. Como caso se tomó el periodo entre marzo

y agosto de 2020. Los casos de contagios reportados se muestran en la Figura 1.

Figura 1. Evolución de la COVID-19 en Perú entre los meses de marzo y agosto 2020



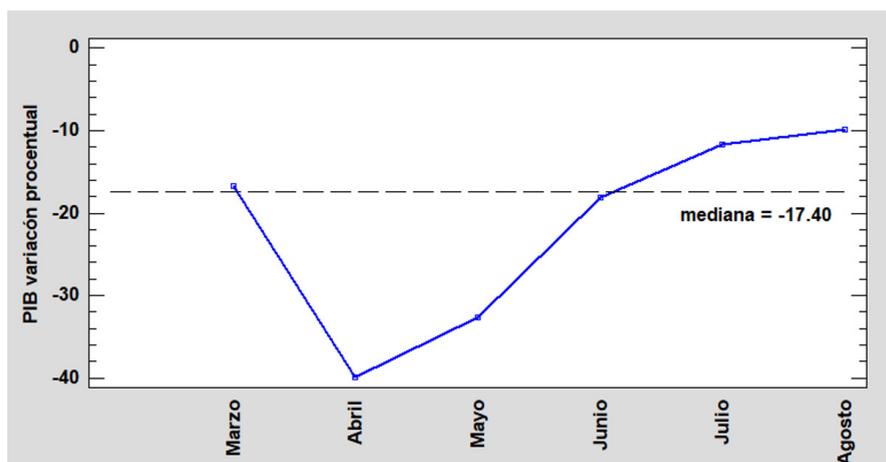
Fuente: propia con datos del MINSALUD (2020).

Se observa que la mediana de los casos durante el periodo de estudio fue de 142 606,5 con una rápida evolución desde marzo, donde se reportaron 950 casos, hasta un máximo de 397 999 al cierre del mes de agosto. En todo el periodo, la curva de contagios fue en aumento con un incremento fuerte entre julio y agosto, esto a pesar de las medidas de distanciamiento social, aislamiento, toque de queda y otras medidas adoptadas por el gobierno. Una prueba de análisis secuencial temporal indicó que la tendencia creciente de los casos es estadísticamente significativa ($p < 0,05$), lo que indica un aumento proporcional en el tiempo. Este crecimiento exponencial en el número de contagios reportados se debe, en parte, a la mayor difusión e implementación de pruebas de detección que llevaron a la confirmación más eficiente de los contagios, incluidas a las personas asintomáticas (Aragón y Cruz, 2020, Delgado, 2020).

Durante este periodo la economía se contrajo, sobre todo el PIB, el cual cerró con una diferencia de -9,8% respecto a agosto de 2019; la mayor caída

se observó entre los meses de marzo y abril (-39,9%), coincidiendo con el inicio de las medidas de aislamiento social impuestas por el gobierno, lo que ocasionó incertidumbre en la población y particularmente en los sectores económicos (Figura 2).

Figura 2. Evolución del PIB entre marzo y agosto de 2020 como variación porcentual respecto al mismo periodo del 2019



Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

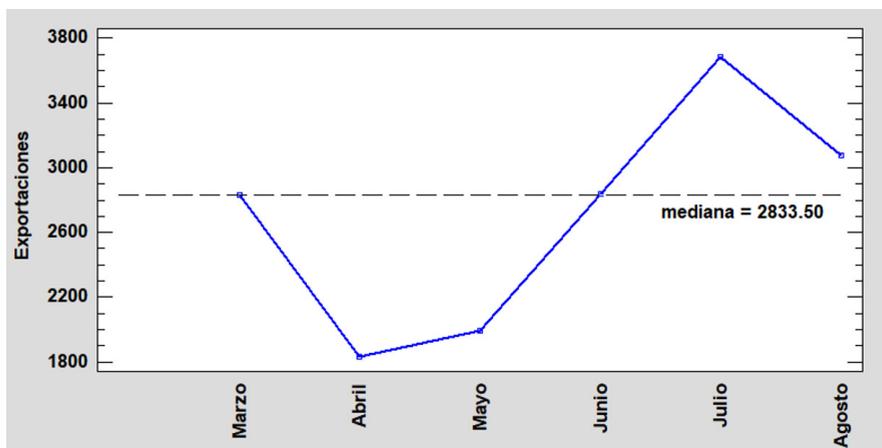
A pesar de la variación negativa media de -17,4%, es claro que ya había una tendencia que se venía observando desde antes de la aparición del primer contagio por COVID-19, la cual fue acelerada por la enfermedad. Luego de la máxima caída en abril, se fue recuperando, lo que se puede atribuir a la flexibilización de las medidas que —evidentemente— provocaron un aumento en los casos de COVID-19 a pesar de la aparente recuperación económica. El análisis temporal secuencial mostró que no existe un patrón o tendencia definida de este indicador en el periodo de estudio ($p > 0,05$), lo que es claro al observar la fuerte caída entre marzo y abril.

Según cifras del Ministerio de Economía y Finanzas del Perú (MEF, 2020), la variación del PIB en 2020 —respecto al mismo periodo de 2019— presenta valores positivos hasta el inicio de la pandemia y las medidas de aislamiento social, cerrando en febrero de 2020 en 3,9, y a partir de allí

se observa el comportamiento negativo (lo que es un indicador de que las medidas adoptadas por el gobierno incidieron negativamente). De acuerdo con el Banco Mundial (2020), el PIB del Perú —en términos de porcentaje anual— ha venido decreciendo de forma sostenida desde el año 2010 con una diferencia de -6,18 %. La influencia de la COVID-19 es evidente por acelerar esta tendencia.

Respecto a las exportaciones, estas también se vieron afectadas de forma importante por las medidas de aislamiento social adoptadas entre los meses de marzo y abril, donde se observa una fuerte caída de estas (Figura 3).

Figura 3. *Evolución de las exportaciones entre marzo y agosto de 2020*



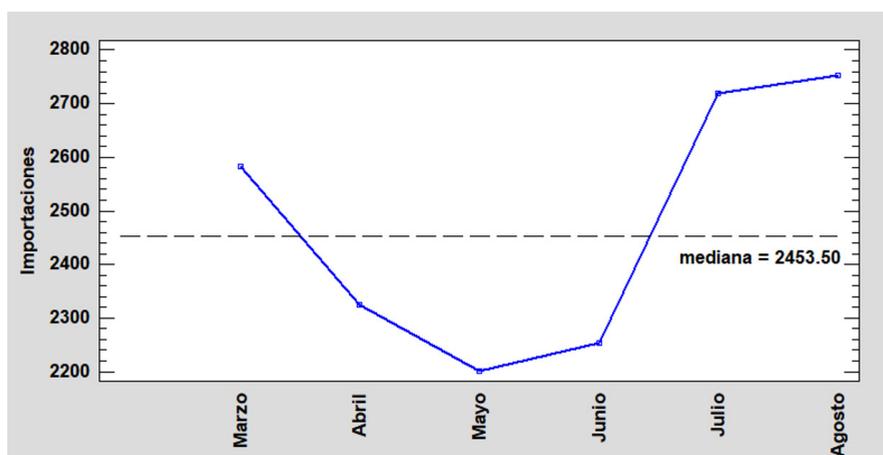
Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

Como se observa, las exportaciones mostraron una mediana de USD 2833,50 millones y no tienen una tendencia definida en el periodo de estudio ($p > 0,05$). Lo anterior se debe a la caída originada durante el aislamiento social obligatorio. Sin embargo, se produce una recuperación de las exportaciones a partir de la flexibilización de la medida, llegando a recuperar la tendencia observada antes del inicio de la pandemia, ya que en febrero se reportaron USD 3572 millones que fue incluso superado en julio con USD 3572 millones. Según cifras del MEF —y plasmadas en nota de prensa de la agencia EFE América Latina— las exportaciones peruanas sufrieron una caída del 25,8 %

mensual durante los meses de enero y mayo, debido a una menor demanda internacional, menores precios y, sobre todo, por una disminución de la producción del país ante el impacto de la epidemia de la COVID-19 (EFE, 2020). También se indica que dicha caída en las exportaciones para el mes de mayo fue de 46,2 %, aun así, la recuperación observada demuestra que gran parte de la producción se reactivó tras la flexibilización de las medidas de aislamiento social, aun cuando los casos confirmados siguieron en aumento. Lo anterior es evidencia de que, básicamente, se dejó de lado la problemática de salud para reactivar la producción y las exportaciones. Al respecto, el Instituto de Ingeniero de Minas del Perú (2020) reportó que, para el mes de marzo de 2020, la política de aislamiento debido a la COVID-19 impactó negativamente en las exportaciones, las cuales se contabilizaron en USD1689 millones, lo que significó una caída de 17,4 %, con relación a marzo del 2019.

Las importaciones siguieron una tendencia similar a las exportaciones durante el periodo de estudio (Figura 4), con una caída mayor entre los meses de abril a junio.

Figura 4. *Evolución de las importaciones entre marzo y agosto de 2020*



Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

El análisis secuencial temporal de las importaciones mostró una mediana de USD 2453,50 millones con una caída entre los meses de abril y junio,

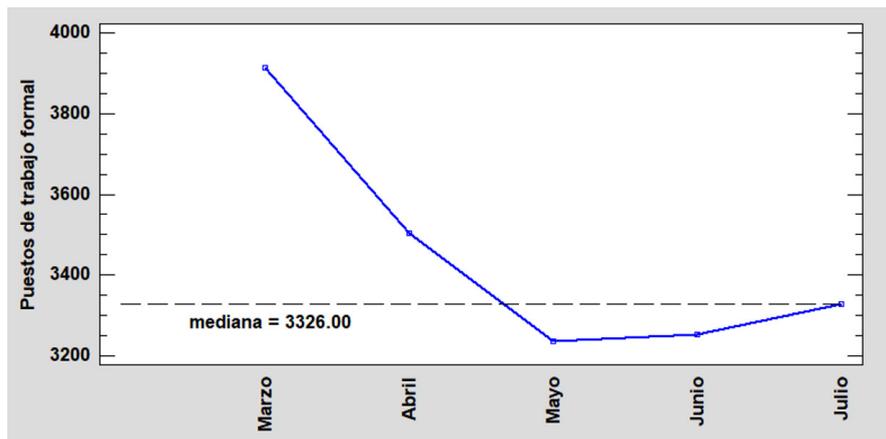
atribuibles a las medidas tomadas, no solo a nivel nacional sino también mundial, tendientes a controlar la pandemia. Este indicador no siguió en el periodo de estudio una tendencia definida ($p > 0,05$), y además se observa que se recupera entre los meses de julio y agosto, donde se reactivó el comercio exterior debido a que en muchos países se flexibilizaron las medidas de control. Aunque es claro que el aislamiento social obligatorio influyó en la caída de las importaciones, su tendencia a la baja ya se venía observando entre los meses de enero y febrero, donde se llegó a una diferencia de USD -624,6 millones, representando una caída del 20%. Según el informe del Instituto Peruano de Economía (2020), la caída de las importaciones debido al aislamiento social afectó a todos los sectores de la economía peruana, con una reducción del 11,7% respecto al 2019. Lo anterior debido al cierre de puertos y restricciones de intercambio con EE. UU y China (como principales proveedores de productos y servicios), lo que también se destaca en el informe de importaciones presentado por el Centro de Investigación de Economía y Negocios Globales (2020).

Con relación a los puestos de trabajo de la economía formal (Figura 5), también se observa una reducción a partir de las medidas adoptadas por la COVID-19, estando la mayoría de los valores por debajo de la mediana la cual se contabilizó en 3326 miles de puestos.

La caída del empleo formal se observa desde el inicio de las medidas de aislamiento social obligatorio, sin una recuperación visible. A partir de mayo, el indicador se estabiliza con leve tendencia a aumentar, aunque el análisis secuencial mostró que el comportamiento no está definido por una tendencia específica ($p > 0,05$). Es de aclarar que solo se reportan las estadísticas del empleo formal, lo que no refleja la verdadera realidad en un país donde las cifras oficiales del Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú — INEI— (2018), indican que el 72,5% de la población económicamente activa se desempeñan en empleos informales, los cuales fueron más vulnerables ante las medidas de aislamiento social obligatorias. Al respecto, Tenorio (2020) indica que el empleo informal en el Perú es alto y representa el mayor problema del mercado laboral, además reporta que los porcentajes han fluctuado entre 80% y 70% en los últimos doce años, sin que se visualice solución para el problema. Según Camero y Pérez (2020) la presencia de la

COVID-19 en Perú y las medidas de aislamiento social han generado un aumento en la informalidad por una caída de aproximadamente 1,5 millones de puestos de trabajo formal.

Figura 5. *Evolución de los puestos de empleo formal entre marzo y agosto de 2020*



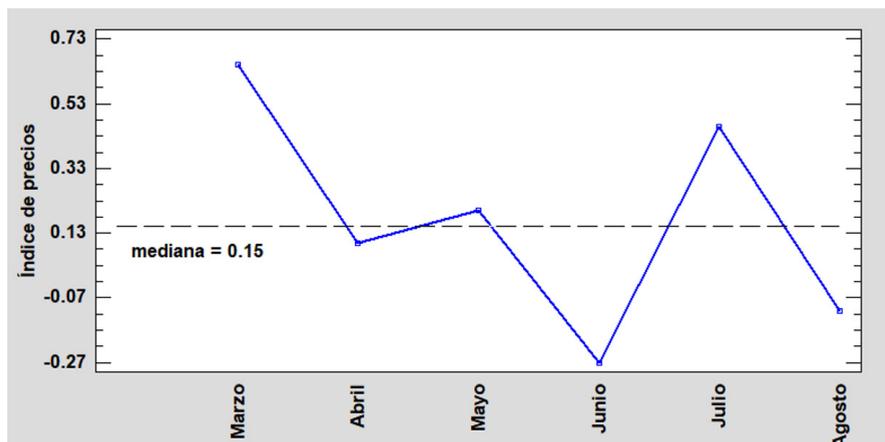
Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

El índice de precios en la ciudad de Lima, aun cuando sufrió fluctuaciones en el periodo de estudio (Figura 6), las mismas no representan una tendencia, según el análisis secuencial ($p > 0,05$).

El mayor índice de precios se observó en el mes de marzo. Dado que se estaba iniciando con las medidas de aislamiento y existía incertidumbre, los precios aumentaron, lo que llevó al mayor índice del periodo. Este aumento se debe, como lo explica Ayvar (2020) al alza de los precios, sobre todo en algunos productos médicos para evitar el contagio y de otros productos de primera necesidad, debido a la demanda y las compras nerviosas por parte de la población, algo que fue desapareciendo y, posteriormente, se estabilizaron los precios. Lo anterior también se observa en el reporte de índice de precios del INEI (2020) para Lima metropolitana, donde se especifica que el mayor índice lo muestran los productos para cuidado y conservación de la salud, con 0,22 % debido al aumento de las medicinas y los servicios médicos. En el mismo reporte del INEI (2020) se observa que en contraparte, el precio de

los alimentos disminuyó, lo que generó índices negativos y es consistente con lo observado en los meses de junio y agosto con índices de precios negativos.

Figura 6. *Evolución del Índice de precios en la ciudad de Lima entre marzo y agosto de 2020*



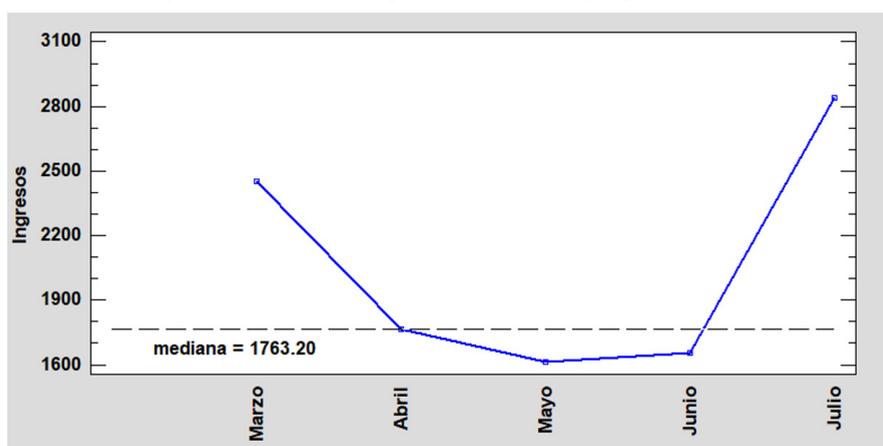
Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

El comportamiento del ingreso promedio se puede observar en la Figura 7, donde los valores fueron reportados hasta el mes de julio por parte del BCRP (2020). Es claro que las medidas gubernamentales para frenar el contagio de la COVID-19 provocaron no solo disminución en el empleo, sino también en los salarios.

Este comportamiento se debe principalmente a que, dadas las medidas de aislamiento, muchas empresas cerraron y otras —cuyos trabajos se podían hacer de forma remota— enviaron a casa a sus colaboradores; pero para poder asumir ese sistema redujeron los sueldos, lo que se sumó al desempleo también impactó el ingreso de las familias. Al irse normalizando la situación con la flexibilización de las medidas, algunas empresas se reactivaron, y por eso se identifica un aumento en el ingreso en el mes de julio, lo que también se vio influenciado por las fiestas patrias, donde los trabajadores formales reciben cierta bonificación. Debido a la pérdida de empleos y la reducción del ingreso como consecuencia de las medidas adoptadas por la COVID-19,

el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF, 2020) considera que la pobreza monetaria en Perú se ubicaría para el 2020 en 30,3% lo que representa un aumento de 10,1 puntos porcentuales respecto al año 2019 (aunque este mismo organismo predice una reducción para 2021 a 25,8% atribuible a que, como se ha venido observando, el sistema económico se ha estado manteniendo a pesar de la pandemia).

Figura 7. *Evolución Ingresos entre marzo y agosto de 2020*



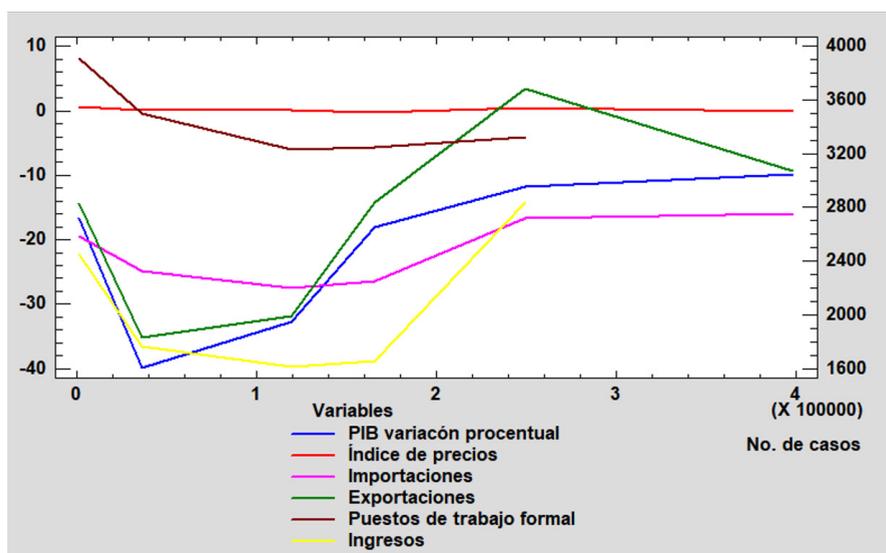
Fuente: elaboración propia con datos del BCRP (2020).

El comportamiento de los indicadores respecto a los casos confirmados de COVID-19 en el periodo marzo-agosto de 2020, se muestran en conjunto de forma gráfica en la Figura 8. Es claro que aun cuando los casos confirmados no dejaron de aumentar, los indicadores tendieron a aumentar hacia el final del periodo.

El mayor impacto se observa al inicio de la presencia de COVID-19 en el país, momento en el que se decretó el aislamiento social obligatorio con restricción de la movilidad y eran pocos los casos reportados. Sin embargo, al flexibilizar las medidas, se observó un incremento en la mayoría de los indicadores sin que los casos disminuyeran. Dicha flexibilización produjo un incremento exponencial de contagios, aun cuando el país se estabilizó o volvió a la tendencia original de sus indicadores socioeconómicos. Con relación a

lo anterior, Kye y Hwang (2020) consideran que las respuestas proactivas por parte de los gobiernos central y locales generan mayor confianza de la población ante la crisis pandémica y eso se asocia con la capacidad para controlar tanto la caída de la economía como el grave problema de salud pública al que se enfrenta.

Figura 8. *Indicadores socioeconómicos con relación al número de casos confirmados de COVID-19 entre los meses de mayo y agosto del 2010*



Fuente: elaboración propia a partir de datos del BCRP (2020).

Para Smith-Bingham y Hariharan (2020) la COVID-19 puso en relieve la tendencia de muchos gobiernos a negar o encubrir los casos de contagio y su verdadero impacto en la economía, para evitar sanciones económicas o políticas. En ese mismo orden de ideas Kuckertz et al. (2020) mencionan, respecto a las medidas de aislamiento, que gran parte de la sociedad y de la vida económica ha supuesto una conmoción exógena para muchos agentes económicos, sobre todo para las empresas nuevas de tendencia innovadora que amenazan con su existencia. Así mismo, Vega (2020) considera que las estimaciones que están realizando los organismos multinacionales respecto al impacto de la pandemia sobre la economía mundial, regional y local no están

considerando las consecuencias ambientales, sociales, culturales, políticas, científicas, tecnológicas y de seguridad y sobre todo en los sistemas de salud.

Por lo anterior es claro que, en el caso peruano, el manejo de la pandemia aun cuando se adoptaron medidas sanitarias que fueron aplicadas a nivel internacional, no ha sido del todo efectivo, ya que con un alto porcentaje de trabajo informal y de personas que viven del día a día como estrategia económica, el confinamiento no es práctico, aunado a esto están las presiones de las industrias para minimizar el impacto en sus finanzas. Ramírez (2020), al referirse a la economía peruana, destaca la posible caída del PIB en 12,7 % y un estimado de 12,4 millones de empleados informales para fines de 2020, lo cual no contribuirá a la disminución de los casos de contagios y muertes, ya que más personas dedicadas al comercio informal aumentarán la circulación del virus y, por ende, los afectados por el mismo, lo que también fue destacado por Marín (2020).

El aumento de la informalidad en el empleo y el consecuente aumento de vendedores ambulantes y puestos de comida en la calle, es un aspecto que se debe tener en cuenta en un país como Perú con su alta tasa de empleos informales, y que puede incidir en el aumento de los casos de contagios y sus efectos adversos. Esto mismo identificó Song (2020) en el caso de China, donde los puestos de comida callejeros son foco de propagación de esta enfermedad y de otras. Lo anterior es consistente con lo observado en el análisis de los indicadores económicos, donde luego de la flexibilización de las medidas se reabrieron muchos comercios y la presencia de la actividad informal en las calles generó una aparente reactivación de la economía, lo que hace que se observe en la calle una gran cantidad de personas, se normalice el transporte público, entre otros. Lo anterior evidentemente influye en que, a pesar de las normas de bioseguridad, el virus circule libremente y se vea el uso de tapabocas y protectores faciales más como una moda impuesta que una protección; y hasta que no se tenga una vacuna, la curva no logrará el ansiado aplanamiento, pues es claro que privan los indicadores económicos y aun el número de fallecidos, para muchos gobiernos representa cifras porcentuales bajas.

IV. Conclusiones

Es evidente y notorio el impacto de la pandemia generada por la COVID-19 a nivel mundial, no solo en el aspecto de salud sino en la economía de los países, algo de lo que Perú no está exento. Sin embargo, en muchos indicadores económicos se observa que el país ya venía sufriendo retrocesos y fluctuaciones, las cuales fueron aceleradas por las fuertes medidas adoptadas por el gobierno entre los meses de marzo y junio, donde tanto los indicadores económicos como sociales sufrieron una fuerte caída, llevando a la paralización de muchas empresas y despido de personal, lo que a su vez aumentó el desempleo y la mayor presencia de informalidad en un país que de por sí ya tiene arraigado este problema.

A partir de la flexibilización de las medidas de aislamiento social obligatorio, aun cuando se mantuvo la tendencia exponencial creciente de los casos de contagio por COVID-19, se observó una recuperación de los indicadores económicos (PIB, Exportaciones e Importaciones). Sin embargo, el empleo formal no se ha recuperado a los niveles previos al COVID-19, lo que ha generado un aumento en la tasa de informalidad del empleo en el país. Por su parte el ingreso parece haberse recuperado luego de la caída sufrida a raíz de las medidas iniciales, lo que no está acorde con el aumento del desempleo y la informalidad, por lo que este aspecto amerita de un estudio más profundo y más allá de las estadísticas oficiales. Con relación al índice de precios, se observa que al inicio del aislamiento obligatorio los mismos aumentaron al nivel más alto del periodo de estudio, pero se fueron normalizando, regresando a rangos de variación normales que se venían observando antes de las medidas.

El análisis estadístico secuencial temporal indicó que solo los casos de contagio de la COVID-19 tienen una tendencia significativa respecto al tiempo y, como se observó la misma, tiene un comportamiento creciente. El resto de las variables o indicadores estudiados no siguen una tendencia significativa debido a que sus curvas de tendencia se vieron afectadas por las medidas de inmovilidad y aislamiento social que se implementaron al inicio de la presencia de la COVID-19 en Perú, donde los indicadores económicos mostraron una fuerte caída al inicio del periodo y también lo hicieron los

indicadores sociales; son excepción de los índices de precios, los cuales llegaron al máximo en el mes de marzo. Se debe estudiar a profundidad el verdadero impacto de la pandemia en Perú, ya que en el periodo de estudio (a pesar de que los casos de contagio nunca disminuyeron) los indicadores económicos se estabilizaron a partir de la flexibilización de las medidas de aislamiento social, llegando a presentar la misma tendencia que traían antes de la aparición del primer caso de la enfermedad.

Referencias

- Acevedo, S. I., Barrutia, I., Urquizzo, J. A., & Venero, R. (2019). La administración pública y sentido de bienestar para el progreso. *Religación. Revista de ciencias sociales y humanidades*, 4(17), 116-123. <http://revista.religacion.com/index.php/religacion/article/view/369>
- Agencia EFE (2020, 10 de julio). *Las exportaciones peruanas cayeron casi 26 % durante cuarentena por COVID-19*. <https://www.efe.com/efe/america/economia/las-exportaciones-peruanas-cayeron-casi-26-durante-cuarentena-por-covid-19/20000011-4294175>
- Aragón, J. & Cruz, M. (2020). Datos y tendencias del Avance del COVID-19 en Perú después de 70 días del primer caso reportado y de 60 días de cuarentena [reporte]. *Escuela de gobierno y políticas públicas, PUCP*. <https://escuela.pucp.edu.pe/gobierno/investigacion/reportes-tematicos-2/datos-y-tendencias-del-avance-del-covid-19-en-peru-despues-de-70-dias-del-primer-caso-reportado-y-de-60-dias-de-cuarentena-1/>
- Ayvar, R. (2020). *Los precios y el coronavirus: ¿Intervención o empatía?* <https://www.enfoquederecho.com/2020/04/10/los-precios-y-el-coronavirus-intervencion-o-empatia/>
- Banco Central de Reserva del Perú (2020). *Estadísticas*. <https://www.bcrp.gob.pe/estadisticas.html>
- Banco Mundial. (2020). *Crecimiento del PIB (% anual) – Perú*. <https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=PE>

- Camero, J. & Pérez, J. (2020). *Perú >Impacto de la COVID-19 en el empleo y los ingresos laborales* [nota técnica país]. Organización Internacional del Trabajo. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_756474.pdf
- Carhuaricra, A. & Parra, F. (2016). Inversión Extranjera Directa y evolución de las exportaciones: La experiencia peruana en el marco de APEC. *Journal of Business* 8(1), 72-90. <https://doi.org/10.21678/jb.2016.77>
- Centro de Investigación de Economía y Negocios Globales (2020). *Reporte de importaciones. Importaciones peruanas de abril y su impacto por COVID-19*. <http://www.cien.adexperu.org.pe/wp-content/uploads/2020/05/IMPORTACIONES-PERUANAS-DE-ABRIL-Y-SU-IMPACTO-POR-COVID-19-2.pdf>
- Delgado, D. (2020). *La COVID-19 en el Perú: una pequeña tecnocracia enfrentándose a las consecuencias de la desigualdad*. Fundación Carolina. https://doi.org/10.33960/AC_26.2020
- Diccionario de la Real Academia Española. (2020). *Pandemia*. Real Academia Española. <https://dle.rae.es/pandemia?m=form>
- Dipaola, E. (2020). Individualismo y pandemia: consecuencias y riesgos globales. *Reflexiones marginales*. Número especial 8: coronavirus. <https://revista.reflexionesmarginales.com/individualismo-y-pandemia-consecuencias-y-riesgos-globales/>
- Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (2020). *COVID-19: Impacto en la pobreza y desigualdad en niñas, niños y adolescentes en el Perú. Estimaciones 2020-2021*. <https://www.unicef.org/peru/media/8866/file/Impacto%20COVID19%20pobreza%20y%20desigualdad.pdf>
- Gutiérrez, A. P. & Pérez, F. (2018). Choques agregados y sectoriales en la economía peruana. *Revista Estudios Económicos*, 35, 29-45. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/35/rece-35-perez-gutierrez.pdf>
- Huremović, D. (2019). Brief history of pandemics (pandemics throughout history). En D. Huremović (Ed.), *Psychiatry of Pandemics: A Mental*

- Health Response to Infection Outbreak*. Springer International Publishing. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-030-15346-5_2
- Instituto de Ingeniero de Minas del Perú (2020). *Efecto del COVID-19: las exportaciones mineras cayeron 17.4 % en marzo*. <https://iimp.org.pe/promocion-minera/efecto-del-covid-19:-las-exportaciones-mineras-cayeron-17.4-en-marzo>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú (2018). *Producción y Empleo Informal en el Perú, Cuenta Satélite de la Economía Informal 2007-2017*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1589/libro.pdf
- Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú (2020). *Precios al consumidor en Lima Metropolitana crecen 0,02 % en octubre*. <https://www.inei.gob.pe/prensa/noticias/precios-al-consumidor-en-lima-metropolitana-crecen-002-en-octubre-12472/>
- Instituto Peruano de Economía (2020). *Informe del Impacto del coronavirus en la economía peruana*. https://www.ipe.org.pe/portal/wp-content/uploads/2020/03/INFORME-IPE-Impacto-del-coronavirus-en-la-economia-peruana_vf.pdf
- Kuckertz, A., Brändle, L., Gaudig, A., Hinderer, S., Morales, C.A., Prochotta, A., Steinbrink, K. M. & Berger, E. S. C. (2020). Startups in times of crisis—A rapid response to the COVID-19 pandemic. *Journal of Business Venturing Insights*, 13, e00169. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2020.e00169>
- Kye, B. & Hwang, S. J. (2020). Social trust in the midst of pandemic crisis: Implications from COVID-19 of South Korea. *Research in Social Stratification and Mobility* 68, 1005232. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100523>
- Llorca, J. L. (2010). *Introducción al concepto de endemia, epidemia y pandemia [ponencia]*. Jornadas sobre prevención de pandemias en las empresas. Institut Valencià de Seguretat i Salut en el Treball, Valencia, España. <http://invassat.gva.es/documents/161660384/161741789/Introduc>

ci%C3%B3n+al+concepto+de+endemia++epidemia+y+pandemia+2010/cc7afe51-08d0-4008-a865-e21175ad6857

Maguiña, C. (2020). Reflexiones sobre el COVID-19, el Colegio Médico del Perú y la Salud Pública. *Acta Médica Peruana* 37(1), 8-10. <https://doi.org/10.35663/amp.2020.371.929>

Marín, T. D. (2020). Editorial: La recuperación de la naturaleza por el aislamiento social debido al COVID-19 ¿Realidad o ficción? *Journal of the Selva Andina Research Society* 11(2), 60-61. <http://ucbconocimiento.ucbcba.edu.bo/index.php/JSARS/article/view/618/557>

Ministerio de Economía y Finanzas del Perú (2020). *Estadísticas. Política económica y social*. <https://www.mef.gob.pe/es/component/content/article?id=266>

Presidencia del Consejo de Ministros (2020, 25 de marzo). Decreto Supremo N.º 094-2020-PCM. Que establece las medidas que debe observar la ciudadanía hacia una nueva convivencia social y prorroga el Estado de Emergencia Nacional por las graves circunstancias que afectan la vida de la nación a consecuencia del COVID-19. <https://www.gob.pe/institucion/pcm/normas-legales/584231-094-2020-pcm>

Ramírez, M. (2020). COVID-19: ¿Cómo está la economía peruana a 200 días del Estado de Emergencia? <https://rpp.pe/economia/economia/covid-19-como-esta-la-economia-peruana-a-200-dias-del-estado-de-emergencia-reactivacion-economica-fase-4-pbi-bcr-oit-empleo-noticia-1295793>

Salameh, P., Hajj, A., Badro, D. A., Abou, C., Aoun, R. & Sacre, H. (2020). Mental Health Outcomes of the COVID-19 Pandemic and a Collapsing Economy: Perspectives from a Developing Country. *Psychiatry Research*, 294, 113520. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113520>

Smith-Bingham, R. & Hariharan, K. (2020). *El impacto del coronavirus COVID-19 en los negocios*. Marsh & McLennan Insights. <https://www.marsh.com/co/insights/research/coronavirus-impacto-negocios>

- Song, S. (2020). Street Stall Economy in China in the Post-COVID-19 Era: Dilemmas and Regulatory Suggestions. *Research in Globalization*. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2020.100030>
- Tenorio, D. (2020). El empleo informal en el Perú: una breve caracterización 2007-2018. *Pensamiento Crítico*, 25(1), 51-76. <http://dx.doi.org/10.15381/pc.v25i1.18477>
- Tisdell, C. A. (2020). Economic, social and political issues raised by the COVID-19 pandemic. *Economic Analysis and Policy* 68, 17-28. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.08.002>
- Vega, E. (2020). *Aproximación sociológica para la comprensión de los desacuerdos entre las medidas gubernamentales y la respuesta social frente a la pandemia de Covid-19 en Perú desde un análisis macroestructural*. <https://www.clacso.org/los-desacuerdos-entre-las-medidas-gubernamentales-y-la-respuesta-social-frente-a-la-pandemia-de-covid-19-en-peru/>
- Villamil, L. C. (2013). Epidemias y pandemias: una realidad para el siglo XXI. Un mundo y una salud. *Revista Lasallista de Investigación* 10(1), 7-8. <http://repository.lasallista.edu.co:8080/ojs/index.php/rldi/article/view/418/191>



Cómo citar / How to cite this item:

Barrutia-Barreto, I., Sánchez-Sánchez, R. M. & Silva-Marchan, H. A. (2021). Consecuencias económicas y sociales de la inmovilidad humana bajo COVID-19 caso de estudio Perú. *Lecturas de Economía*, 94, 285-303. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n94a344397>

Índice de Evaluadores

Pares académicos

Para las ediciones 93 y 94, la revista Lecturas de Economía ha contado con la colaboración de 94 docentes e investigadores como evaluadores anónimos de los artículos propuestos para publicación, de los cuales 11 (12%) hacen parte de la Universidad de Antioquia, 37 (39%) participaron como evaluadores externos nacionales y 46 (49%) son evaluadores externos internacionales.

Universidad de Antioquia

Alejandro Castillo Ramírez		alejandro.castillor@udea.edu.co
Ángela Milena Rojas Rivera	Ph.D. en Economía	amilena.rojas@udea.edu.co
Aurelio Mejía	M.Sc. en Economía de la Salud	aemejiamejia@gmail.com
Carlos Grajales	Ph.D. en Ingeniería, Industria y Organizaciones	alexander.grajales@udea.edu.co
Deiman Cuartas	Ph.D. en Estudios Políticos	deiman.cuartas@udea.edu.co
Edwin Torres Gómez		esteban.torres@udea.edu.co
Jorge Hugo Barrientos	Ph.D. en Economía	jorge.barrientos@udea.edu.co
Jose Daniel Salinas	M.Sc. en Economía	daniel.salinas@udea.edu.co
Mauricio López González	M.Sc. en Administración Pública	mauricio.lopez@udea.edu.co
Remberto Rhenals	Esp. Política Económica	remberto.rhenals@udea.edu.co
Wilman Gómez	Ph.D. en Economía	wilman.gomez@udea.edu.co

Evaluadores Externos Nacionales

Alexander Correa Fundacion Universitaria Los Libertadores	Ph.D. en Modelado en Política y Gestión Pública alexander.correa@libertadores.edu.co
Andrés Felipe Giraldo Pontificia Universidad Javeriana	Ph.D. en Economía a.giraldo@javeriana.edu.co
Blanca Cecilia Zuluaga Díaz Universidad Icesi	Ph.D. en Economía bzuluaga@icesi.edu.co
Carlos Alberto Arango Banco de la República	Ph.D. en Economía carangar@banrep.gov.co
Carlos Giovanni González Universidad Icesi	Ph.D. en Economía eggonzalez@icesi.edu.co
Catalina Gutiérrez Sourdis Universidad de los Andes	Ph.D. en Economía c.gutierrez202@uniandes.edu.co
Claudio Karl Universidad del Rosario	Ph.D. en Economía claudio.karl@urosario.edu.co
Daniel Parra-Amado Banco de la República	M.Sc. Matemáticas aplicadas dparraam@banrep.gov.co
David Londoño Pontificia Universidad Javeriana	Ph.D. en Teoría Económica e Instituciones davidlondono@javeriana.edu.co
David Esteban Rodríguez Guevara Instituto Tecnológico Metropolitano	M.Sc. en Administración Financiera davidrodriguez@itm.edu.co
Diana Constanza Restrepo Ochoa Universidad EAFIT	Ph.D. en Economía de la empresa y Métodos cuantitativos drestr90@eafit.edu.co
Dora Elena Jiménez Universidad Nacional de Colombia	
Edith Johana Medina Hernández Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Estadística Multivariante Aplicada ejmedina@unal.edu.co
Enrique Gilles Universidad EAN	Ph.D. en Ciencias Sociales eegilles@universidadean.edu.co

Fernando Chavarro Miranda	Ph.D. en Administración
Universidad de los Andes	fchavarr@uniandino.com.co
Isidro Hernández	M.Sc. en Economía
Escuela Colombiana de Ingeniería	isidro.hernandez@escuelaing.edu.co
Jahir Enrique Lombana-Coy	Ph.D. en Economía
Universidad del Norte	lombanaj@uninorte.edu.co
Jaime Tenjo Galarza	Ph.D. en Economía
Universidad Jorge Tadeo Lozano	jaime.tenjog@utadeo.edu.co
Jair Ojeda Joya	Ph.D. en Economía
Banco de la República	jojedajo@banrep.gov.co
Javier Andrés Castro	M.Sc. en Economía
Universidad del Valle	javier.castro@correounivalle.edu.co
José Mauricio Gil León	M.Sc. en Economía
Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia	josemauricio.gil@uptc.edu.co
Josefa Ramoni	Ph.D. en Economía
Universidad de Santander	j.ramoni@udes.edu.co
Juan Camilo Galvis	Ph.D. en Economía
Universidad Pontificia Bolivariana	jcalvisciro@gmail.com
Karoll Gómez	Ph.D. en Economía
Universidad Nacional de Colombia	kgomezp@unal.edu.co
Katherine Hernández	M.Sc. en Economía
Bancolombia	katherhe@bancolombia.com.co
Laura Wills Otero	Ph.D. en Ciencia Política
Universidad de los Andes	l.wills21@uniandes.edu.co
Lina Marcela Cardona Sosa	Ph.D. en Economía
Banco de la República	lcardoso@banrep.gov.co
Luis Fernando Gamboa	Ph.D. en Economía
Universidad Jorge Tadeo Lozano	lfgamboa@gmail.com
Luis Fernando Melo	M.Sc. en Estadística
Banco de la República	lmelovel@banrep.gov.co

Medardo Restrepo

Universidad del Quindío

M.Sc. en Economía

mjrestrepo@uniquindio.edu.co

Miguel Alfonso Montoya Olarte

Contraloría General de la República

M.Sc. en Teoría y Política Económica

miguel.montoya@contraloria.gov.co

Omar Prías Caicedo

Universidad Nacional de Colombia

M.Sc. en Eficiencia Energética

ofpriasc@unal.edu.co

Paola Andrea Palacios

Universidad Icesi

Ph.D. en Economía

ppalacio@icesi.edu.co

Rafael García Luna

Universidad del Norte

Ph.D. en Ciencias Sociales

rgarcialuna@gmail.com

Raúl Andrés Ávila

CENIT

M.Sc. en Ciencias Económicas

raavilaf@unal.edu.co

Sandra Milena Rodríguez

Universidad del Norte

Ph.D. en Economía Aplicada

rsandra@uninorte.edu.co

Evaluadores Externos Internacionales

Alma Espino (Uruguay)

Universidad de la República

Economista

almaespino@cedur@gmail.com

Arthur van Soest (Países Bajos)

Tilburg University

Ph.D. en Econometría

A.H.O.vanSoest@uvt.nl

Carlos Casacuberta (España)

Universidad Santiago de Compostela

M.Sc. en Economía

carlos.casacuberta@cienciasociales.edu.yu

Christian Ferrada (Chile)

Banco Central de Chile

Ph.D. en Economía

cferrada@bcentral.cl

Dardo Curti (Uruguay)

Banco Central de Uruguay

M.Sc. en Economía Internacional

dcurti@bcu.gub.uy

Denise Gómez Hernández (México)

Universidad de Querétaro

Ph.D. en Ciencias del comportamiento

denise.gomez@uaq.mx

Edmundo Lizaraburu (Perú)

Universidad ESAN

Ph.D. Finanzas y Riesgos

elizaraburu@esan.edu.pe

Ernest Pons Fanals (España)	Ph.D. en Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Barcelona	epons@ub.edu
Ernesto Felipe Peralta Solero (México)	Ph.D. en Economía
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey	peralta@tec.mx
Esther Barros (España)	Ph.D. en Administración
Universidad de A Coruña	esther.barros@udc.es
Francisco Venegas (México)	Ph.D. en Economía
Instituto Politécnico Nacional	fvenegas1111@yahoo.com.mx
Germán Alarco Tosoni (Perú)	M.Sc. en Economía
Universidad Pacífico	g.alarcotosoni@up.edu.pe
Gustavo Leyva (México)	Ph.D. en Economía
Banco de México	gleyvaj@banxico.org.mx
Irma Acosta Reveles (México)	Ph.D. en Ciencia Política
Universidad Autónoma de Zacatecas	ilacosta@uaz.edu.mx
Isaac Enríquez (México)	Ph.D. en Economía Internacional y Desarrollo
Universidad Nacional Autónoma de México	isaacep@unam.mx
Ignacio Díaz Emparanza (País Vasco)	Ph.D. en Economía
Universidad del País Vasco	ignacio.diaz-emparanza@ehu.es
Javier Mejía Cubillos (Abu Dhabi)	Ph.D. en Economía
New York University Abu Dhabi	javiermejia@nyu.edu
José Barragán Codina (México)	Ph.D. en Educación
Universidad Autónoma de Nuevo León	jose.barraganc@uanl.mx
José Clavelina Miller (México)	Ph.D. en Economía
Universidad Nacional Autónoma de México	luisclmiller@gmail.com
José Luis Nina (Bolivia)	agojoseplus@gmail.com
Universidad Mayor de San Andrés	
Julián Pérez (España)	Ph.D. Ciencias Empresariales
Universidad Autónoma de Madrid	julian.perez@uam.es
Lian Allub (Argentina)	Ph.D. en Economía
CAF-Banco de Desarrollo de América Latina	lianallub@gmail.com

Liliana Galán (Argentina)	M.Sc. en Ciencias de la Información
Universidad Nacional de La Plata	liliana.galan@econo.unlp.edu.ar
Lina Brand-Correa (Reino Unido)	Ph.D. en Economía
University of Leeds	L.I.BrandCorrea@leeds.ac.uk
Lucas Navarro (Argentina)	Ph.D. en Economía
Universidad Nacional de Córdoba	lucnav@gmail.com
Luis Molina (España)	M.Sc. Economía del Sector Público
Banco de España	lmolina@bde.es
Manuel Gómez Zaldívar (México)	Ph.D. en Economía
Universidad de Guanajuato	mgomez@ugto.mx
María Yolanda Fernández (España)	Ph.D. Investigación de Mercados
Universidad Europea Miguel de Cervantes	myfernandez@uemc.es
Mario Tello (Perú)	Ph.D. en Economía
Pontificia Universidad Católica de Perú	mtello@pucp.edu.pe
Marisa Hidalgo (España)	Ph.D. en Economía
Universidad Pablo de Olavide	mhidalgo@upo.es
Mauricio Gallardo Altamirano (Chile)	Ph.D. en Economía
Universidad Católica del Norte	megallardo@ucn.cl
Mauricio Castillo Vergara (Chile)	M.Sc. Gestión de empresas
Universidad Alberto Hurtado	mhcastillo@uahurtado.cl
Oswaldo Becerril Torres (México)	Ph.D. en Ciencias Económicas y Administrativas
Universidad Autónoma del Estado de México	obecerrilt@uaemex.mx
Pablo de Carlos Villamarín (España)	Ph.D. en Economía
Universidad de Vigo	pdecarlo@uvigo.es
Pablo Monterubbianesi (Argentina)	Ph.D. en Economía
Universidad Nacional del Sur	pmonteru@uns.edu.ar
Parag Waknis (India)	Ph.D. en Economía
Ambedkar University Delhi	parag.econ@gmail.com
Pei-Fen Chen (Taiwán)	Ph.D. en Economía Internacional
National Chin Nan University	pfchen@ncnu.edu.tw

Rafael Granillo Macías (México) Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo	Ph.D. en Logística y Dirección de la Cadena rafaelgm@uaeh.edu.mx
Ramón Castillo Ponce (Estados Unidos) California State University	Ph.D. en Economía rcastil@exchange.calstatela.edu
Raúl Ramos (España) Universitat de Barcelona	Ph.D. en Economía rramos@ub.edu
Reiner Kümmerl (Alemania) Universität Würzburg	Ph.D. en Física Teórica kuemmel@physik.uni-wuerzburg.de
Ricardo Troncoso Sepúlveda (Chile) Pontificia Universidad Católica de Chile	Ph.D. en Economía rdtroncoso@uc.cl
Rocío Elizondo (México) Banco de México	melizondo@banxico.org.mx
Sebastián Donoso (Chile) Universidad de Talca	Ph.D. en Educación sdonoso@utalca.cl
Verónica Segarra Salguero (Uruguay) Universidad de la República	M.Sc. en Economía vsegarra@ccee.edu.uy
Wei-Bin Zhang (Japón) Ritsumeikan Asia Pacific University	Ph.D. en Economía wbz1@apu.ac.jp

Políticas éticas

Publicación y autoría

La revista *Lecturas de Economía* es editada por el Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. La dirección electrónica de la revista es revistalecturas@udea.edu.co y su sitio web:

<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>

Lecturas de Economía cuenta con la siguiente estructura: un comité editorial, un editor, un asistente editorial y un comité científico que garantizan la calidad y pertinencia de los contenidos publicados. Los miembros son evaluados cada dos años en función de su reconocimiento en el área y producción académica, la cual debe ser visible en otras revistas nacionales e internacionales.

Los manuscritos presentados a la revista deben ser originales e inéditos y no deben estar simultáneamente en proceso de evaluación ni tener compromisos editoriales con otras publicaciones. Por tanto, el manuscrito no debe estar publicado de manera parcial o completa en otro repositorio. Si el autor de un artículo quisiera incluirlo posteriormente en otra publicación, el medio en el que se publique deberá solicitar autorización al editor de la revista y señalar claramente los datos de la publicación original.

Responsabilidades del autor

Los equipos editoriales aprueban los manuscritos teniendo en cuenta la evaluación realizada por pares académicos y atendiendo criterios de calidad y rigor investigativo. No obstante, los autores son responsables exclusivos de las ideas expresadas, así como su idoneidad ética.

Los autores deben hacer explícito que el manuscrito respeta los derechos de propiedad intelectual. Si se utiliza material que no es de propiedad de los autores, es responsabilidad de los mismos asegurarse de tener las debidas autorizaciones para el uso, reproducción y publicación.

De igual modo, los autores aceptan someter sus manuscritos a la revisión de pares académicos anónimos externos a la institución a la que están afiliados. Los autores considerarán las correcciones sugeridas por los evaluadores y, en caso de aceptarlas, se comprometerán a incorporarlas dentro de los plazos establecidos por el editor. El envío del manuscrito corregido debe estar acompañado de una nota dirigida al equipo editorial en la que se indiquen cuales correcciones fueron incorporadas y explicar por qué no fueron acatadas las sugerencias restantes. Una vez la revista reciba el manuscrito corregido, se le informará al autor acerca de su cabal aprobación.

Cuando los manuscritos no sean aceptados para su publicación, el editor enviará una notificación a los autores explicando la motivación del rechazo de su publicación. El Comité Editorial se reserva la última palabra sobre la publicación de los manuscritos y el número en el cual se publicarán como artículos. Esa fecha se cumplirá siempre y cuando el autor envíe toda la documentación que le sea solicitada dentro de los plazos indicados.

Los autores de los manuscritos autorizan, mediante el envío de su manuscrito a través el sistema OJS el uso de los derechos de propiedad intelectual y la cesión de los derechos patrimoniales de autor a la Universidad de Antioquia, a fin de que la Universidad pueda incluir los documentos tanto en la versión impresa como electrónica.

Responsabilidades de los evaluadores

El proceso de revisión a cargo de pares expertos permite obtener la formulación de sugerencias al autor, propuestas de cambios metodológicos y señalar referencias significativas que no hayan sido incluidas en el documento. Estos revisores son, en la mayoría de los casos, externos a la institución de afiliación del autor y de nuestra revista. En su elección, se busca que tengan experiencia en las temáticas sobre las que deben conceptuar y que no tengan conflictos de interés con los autores.

Al finalizar el proceso de revisión, el árbitro debe tomar una decisión: si aceptar sin modificaciones, aprobar sujeto a modificaciones menores, aprobar sujeto a modificaciones sustanciales o rechazar el manuscrito revisado.

Durante la evaluación, tanto los nombres de los autores como los de los evaluadores conservarán completo anonimato.

Responsabilidades editoriales

El equipo editorial de *Lecturas de Economía*, con la participación de los comités editorial y científico, es responsable de definir las políticas editoriales que permitan a la revista cumplir con los estándares necesarios para su posicionamiento como una reconocida publicación académica. La revisión continua de estas políticas asegura que la revista mejore y llene las expectativas de la comunidad académica a la que sirve.

El equipo es responsable, previa evaluación, de la selección de los artículos que serán publicados. Esta selección estará siempre basada en la calidad, pertinencia temática, originalidad y contribución a la difusión y el avance de la ciencia económica. El editor es responsable de los procesos de evaluación y edición de todos los manuscritos que se postulan a la revista, incluyendo los de los miembros de los comités editorial y científico. Así mismo, debe desarrollar mecanismos que garanticen imparcialidad, puntualidad y confidencialidad durante el proceso de revisión por pares hasta la toma de una decisión sobre publicación. En el mismo sentido, es también responsabilidad del editor mantener informado al(los) autor(es) durante las distintas etapas de los procesos aludidos.

Cuando la revista recibe quejas o inquietudes de cualquier tipo, el equipo editorial debe responder prontamente de acuerdo con las normas establecidas por la publicación y, cuando lo amerite, debe asegurarse de que se lleve a cabo una adecuada investigación tendiente a la resolución de potenciales problemas.

Tan pronto un número de la revista salga publicado, el editor tiene la responsabilidad de su difusión y distribución a los autores, evaluadores y a las entidades con las que se hayan establecido convenios de intercambio. De igual modo, el editor es responsable de ubicar los artículos y los resúmenes de los mismos en repositorios, bases de datos e índices bibliográficos nacionales e internacionales, así como en servicios de mercadeo electrónico de publicaciones seriadas. El editor también se ocupa del envío de los ejemplares a sus suscriptores activos.



Instrucciones para autores

I. Alcance y política editorial

Lecturas de Economía se debe a sus lectores; por ello es su responsabilidad publicar artículos que den significativos aportes a la disciplina y de gran calidad en el desarrollo, la argumentación y la escritura. Por tal motivo, se dará prioridad a los artículos que son producto o derivados de proyectos de investigación. La revista es publicada dos veces al año, en enero (edición enero-junio) y julio (edición julio-diciembre). El envío de artículos es permitido durante todo el año.

II. Forma y preparación de manuscritos

- Los manuscritos enviados deben cumplir con las normas editoriales de presentación de la revista. Si no satisfacen estos requisitos, no serán considerados.
- El envío de manuscritos supone el compromiso, por parte del autor, de no someterlos simultáneamente a otras publicaciones en forma parcial o completa. Cuando se hayan publicado como documentos de trabajo *working papers*, la hoja de presentación debe incluir una nota en la que se indique en qué año y qué institución lo publicó; además, debe anexarse la referencia completa de la publicación.
- El documento debe postularse a través del sistema de gestión editorial OJS (ver dirección electrónica de la revista).

- El documento anexo no debe incluir el nombre del(os) autor(es) ni referencia alguna sobre el origen del trabajo (tesis de maestría, doctorado, etc.), con el fin de asegurar una evaluación anónima del mismo.

III. Normas de presentación

A. Extensión

El documento no excederá las 8000 palabras incluyendo notas, anexos y referencias bibliográficas. Solo se aceptan trabajos escritos en español o en inglés.

B. Formato

El documento debe ser presentado en formato Microsoft Word. De igual forma, deberán entregarse como archivos complementarios las bases de datos, imágenes y tablas en un archivo en formato Microsoft Excel. Cuando los gráficos sean producidos por programas diferentes a Excel, se solicita un archivo independiente en formato PNG o JPG de alta calidad.

C. Hoja de presentación

Todo manuscrito deberá anexar como archivo complementario una hoja de presentación en la que aparezca claramente: título del trabajo, nombre completo del autor (o autores), filiación institucional (únicamente se incluye la filiación de la institución con la cual se tiene un vínculo actual y el tipo de vinculación; por ejemplo: Profesor Titular), dirección postal institucional, dirección electrónica institucional, ORCID de los autores (en caso de no tenerlo, debe crearlo), resumen en español e inglés, palabras clave (mínimo cinco) y la clasificación JEL. De ser el caso, en esta página se deben incluir los nombres de las personas a las que el(los) autor(es) reconocen su contribución o comentarios a versiones anteriores del documento, notas aclaratorias sobre el financiamiento de la investigación o sobre publicaciones previas del manuscrito como tesis, *working paper*, ponencia, etc.

D. Título

Debe ser un título breve e informativo, que describa la conclusión principal del artículo. Preferiblemente, no debe superar las 15 palabras. No debe incluir jergas, siglas ni abreviaturas poco conocidas. En la medida de lo posible, debe incluir algunas de las palabras clave del artículo.

E. Resumen

El resumen debe reflejar con precisión el contenido del trabajo. Por eso, en un máximo de 180 palabras, se harán constar:

- El objetivo principal del estudio o investigación.
- Los procedimientos básicos, como selección de los sujetos del estudio, métodos de observación y de análisis empleados.
- Los resultados más importantes (consignando información específica o datos y su significación estadística siempre que sea posible).
- Las principales conclusiones.

F. Palabras clave

Deben incluirse como mínimo cinco (5) palabras clave. Para su selección se recomienda tener en cuenta los términos usados por la *American Economic Association* en su clasificación.

Recuérdese que el uso de palabras clave es un recurso para la efectiva búsqueda y recuperación de los artículos, por lo que, cuanto más precisas sean, hay más posibilidades de mejorar los indicadores de visibilidad.

G. Tabla de contenido

En la página siguiente se iniciará el artículo, precedida en la parte superior únicamente del título y presentando la siguiente estructura (centrada y con fuente en negrilla). Ejemplo:

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Modelo econométrico.
–III. Discusión de resultados. –Conclusiones. –Anexos. –Referencias.

La Introducción, Conclusiones, Anexos y Referencias no van numerados. Los títulos de segundo y tercer nivel no se incluyen en la tabla de contenido.

H. Información estadística o gráfica

La información estadística presentada en gráficas y tablas deberán ser numerada y con referencia cruzada en el texto. Deberá incluir sus fuentes de información en la parte inferior de cada una; si son elaboración propia también debe especificarse esta información.

La responsabilidad de la información estadística contenida en tablas y gráficos es del(os) autor(es). Cuando ella es derivada de la aplicación de métodos cuantitativos, debe anexarse un archivo con la base de datos utilizada, para ser contrastada por los evaluadores. De ser requerido, puede solicitarse su exclusión para no divulgarse junto al manuscrito.

I. Ecuaciones

Las ecuaciones se numerarán consecutivamente en la margen derecha, dentro de paréntesis. Utilice el editor de ecuaciones de Microsoft Word o plataformas como LaTeX, o MathType.

J. Citas

Tanto las citas directas como las indirectas deben incluir la fuente de la cual se extrajo la información. En el caso de las citas directas, la referencia debe indicar la página de la fuente consultada. En las citas directas de menos de 40 palabras es obligatorio el uso de las comillas al inicio y al final del fragmento citado; aquellas que superen esta extensión, deben ir en un bloque independiente del texto, sin comillas y en espacio sencillo. El incumplimiento de esta norma podría considerarse como plagio.

K. Referencias bibliográficas

Debe enlistar todas y únicamente las fuentes citadas en el cuerpo del trabajo. Su presentación deberá seguir las normas de la American Psychological Association (APA) en su edición 7. Sugerimos el uso de software como el incluido en Microsoft Word, o el ofrecido por Mendeley o EndNote. Remítase al sitio web de la revista para ver algunos ejemplos.

IV. Proceso editorial

A. Recepción y evaluación

- El autor recibirá acuso de recibo del documento tan pronto sea recibido. Sin embargo, cabe aclarar que la recepción de un manuscrito no implica su publicación.
- Los manuscritos serán inicialmente revisados por el Editor, quien evaluará la pertinencia de la temática, el cumplimiento de las normas de presentación y se asegurará de su originalidad mediante el empleo de software de detección de plagio. De considerarse inapropiados para su publicación, el editor notificará a los autores la decisión de rechazo. En el caso contrario, se notificará del inicio del proceso de evaluación por parte de pares evaluadores.
- Cada manuscrito contará con la revisión de al menos dos evaluadores expertos, a quienes se les enviará el manuscrito sin marcas de autor y un formulario que incluye tanto aspectos cuantitativos como cualitativos. A partir de la entrega, los evaluadores tendrán un plazo de 5 semanas para enviar sus conceptos evaluativos. De no coincidir en sus criterios, se enviará el manuscrito a un tercer evaluador para dirimir la diferencia.
- Una vez recibidos todos los conceptos, el Comité Editorial tomará la decisión de aceptar el artículo, rechazarlo o reenviarlo a los autores para que realicen los cambios que sean necesarios. En el último caso, además del manuscrito corregido, los autores deberán enviar una

nota independiente dirigida al Editor en la que de manera exhaustiva se indiquen cuáles modificaciones fueron incorporadas, cuáles no y el por qué. Cualesquiera que fuese la decisión editorial inicial, los comentarios de los evaluadores anónimos serán enviados al (los) autor(es).

- Con base en los conceptos evaluativos, el Comité Editorial emitirá el concepto final sobre la aprobación o el rechazo de la publicación del manuscrito. Esta decisión podrá ser apelada mediante comunicación dirigida al Editor en las 4 semanas siguientes, de no recibir comunicación el manuscrito será archivado y no se podrá reactivar el proceso editorial.

B. Corrección y diagramación

- Los manuscritos que son aceptados para publicación deberán pasar por un proceso de revisión y corrección de estilo. Se enviará a los autores un diagnóstico editorial en el que se muestran las observaciones generales y los cambios que se deben tener en cuenta. Esta es la única fase del proceso en la que se admitirán cambios menores en el contenido del manuscrito.
- Los autores tendrán un plazo de hasta 2 semanas para enviar la nueva versión del manuscrito.
- Una vez realizado el proceso de diagramación, se les enviará a los autores la versión de prueba del artículo en formato PDF. Para la revisión de esta prueba y el envío de las sugerencias de diagramación que consideren pertinentes, los autores tendrán un plazo de una semana. En esta fase solo se admiten ajustes de diseño mas no de contenido.
- La revista no cobra tarifa alguna por los procesos editoriales descritos.

C. Publicación

- La revista publicará la edición en su página institucional y en versión impresa. Así mismo, se difundirá por medio de las distintas bases de datos en las que se encuentra inscrita.
- Cada uno de los autores recibirá un ejemplar de cortesía de la edición impresa en la que su artículo fue incluido. Para esto se solicitará una dirección personal de entrega.

LECTURAS DE ECONOMÍA

Universidad de Antioquia
Departamento de Economía
Calle 67 #53-108 | B13 | OF401 | Medellín, Colombia
revistalecturas@udea.edu.co | Teléfono: +57(4) 219 88 35
https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeconomia

Número 93: julio-diciembre de 2020

Análisis de los incentivos económicos en la capacidad instalada de energía solar fotovoltaica en Colombia

MANUELA CASTAÑO-GÓMEZ Y JOHN JAIRO GARCÍA-RENDÓN

Procedimiento de optimización no lineal para la cuantificación del aporte de la energía eléctrica en el crecimiento económico colombiano, 1925-1997

OSCAR GONZALO MANRIQUE-DÍAZ
Y DIEGO FERNANDO LEMUS-POLANÍA

Evaluación de política pública y equilibrio general aplicado

GUSTAVO ADOLFO HERNÁNDEZ-DÍAZ

Academic presentecism and violence against women in schools of business and engineering in Peruvian universities

RAQUEL CHAFLOQUE-CÉSPEDES, ARÍSTIDES VARA-HORNÁ,
ZAIDA ASENCIOS-GONZÁLES, DIENNIS LÓPEZ-OBAR,
ALDO ALVAREZ-RISCO, LILIANA QUIPUZCO-CHICATA,
CHRISTIN SCHULZE AND MARTÉ SÁNCHEZ-VILLAGÓMEZ

Grupos de interés e impuesto al consumo de bebidas azucaradas en Colombia

JULIANA DÍAZ-GARCÍA, GERMÁN VALENCIA-AGUDELO,
ISABEL CRISTINA CARMONA-GARCÉS Y LAURA INÉS
GONZÁLEZ-ZAPATA

Job stress in the labor market: an application of the fuzzy set measurement method for the Colombian case

BIVIAN ABRIAN ASTORQUIZA-BUSTOS, MARIBEL
CASTILLO-CAICEDO AND ALINA GÓMEZ-MEJÍA



UNIVERSIDAD
DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

El costo económico de los desastres naturales: el caso del tsunami y la emergencia nuclear en Japón en 2011

JORGE BARRIENTOS-MARÍN, SEBASTIÁN OSPINA-VALENCIA
Y SEBASTIÁN GIRALDO-FLOREZ

Crisis financiera mundial y sus efectos sobre el canal del crédito bancario en la economía colombiana

DAVID RODRÍGUEZ-GONZÁLEZ E INÉS MARÍA
ULLOA-VILLEGAS

Sectoral Price and Quantity Indexes of Argentine Foreign Trade

FLORENCIA MELISA FARES, GUIDO ZACK Y RICARDO
GABRIEL MARTÍNEZ

Número 94: enero-junio de 2021

La vulnerabilidad externa de la economía colombiana en el periodo 1990-2015: un análisis comparativo

LUIS HERNANDO PORTILLO-RIASCOS
Y EDINSON ORTIZ-BENAVIDES

Tecnologías de la información y la comunicación y desempeño académico en la educación media en Colombia

JOHN FREDY ARIZA, JUAN PABLO SALDARRIAGA, KAREN
YOHANA REINOSO Y CRISTHIAN DAVID TAFUR

Determinantes del rendimiento académico de la educación media en el Departamento de Nariño, Colombia

DIEGO DANILLO RODRÍGUEZ ROSERO, RUBER ERLINTON
ORDÓÑEZ ORTEGA Y MARIO EDUARDO HIDALGO VILLOTA

Análisis de la productividad total de los factores en América del Sur en el periodo 1950-2014

ÁNGELO DJOMAR VILLALOBOS VALENCIA, LEOBALDO
ENRIQUE MOLERO OLIVA Y ALBERTO GREGORIO
CASTELLANO MONTIEL

Análisis del desempleo y la ocupación después de una política estricta de confinamiento por COVID-19 en Cali

JHON JAMES MORA

Educación y salud: evidencia de efectos umbral en el crecimiento económico

PABLO DANIEL MONTERUBIANESI, MARA LETICIA ROJAS
Y CARLOS DARÍO DABÚS

Análisis territorial de las elasticidades de sustitución de los factores de producción en la industria manufacturera colombiana (1992-2018)

JULIÁN AUGUSTO CASAS HERRERA Y JHANCARLOS
GUTIÉRREZ AYALA

An Empirical Test of the Export-Led Model in the Member Countries of the Andean Community (Comunidad Andina de Naciones-CAN)

ALEXANDER CARVAJAL AND OSCAR DAVID
ANDRÉS JULIÁN LÓPEZ CAMARGO



LECTURAS DE ECONOMÍA

Lecturas de Economía
Departamento de Economía
Universidad de Antioquia | Calle 67, No. 53-108
Teléfono: +57(4) 219 88 35 | Medellín, Colombia
Dirección electrónica: revistalecturas@udea.edu.co



UNIVERSIDAD
DE ANTIOQUIA
Facultad de Ciencias Económicas

Diligencie el siguiente formato de suscripción y envíelo por correo electrónico adjuntando el recibo de pago

FORMATO DE SUSCRIPCIÓN ANUAL | REVISTA IMPRESA

Nombres y Apellidos				Cédula o NIT			
Correo electrónico				Teléfono fijo celular			
Tipo de suscripción Marque con una X	Institucional (\$50.000)	Personal (\$40.000)	Estudiantes (\$25.000)	Exterior (incluye transferencia bancaria USD \$ 50.00)			
	Dirección			Ciudad			
Departamento			País				
Consignación en cuenta Bancolombia (Ahorros) 105-370372-72 – a nombre de <i>Universidad de Antioquia</i>							

El equipo editorial de la revista *Lecturas de Economía*, publicación adscrita al Departamento de Economía – Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia, tratará sus datos personales de acuerdo con la Ley 1581 de 2012 y la normatividad universitaria vigente.

Para ver más ingrese a <http://bit.ly/datospersonalesudea>

También puede realizar su pago usando el siguiente código QR desde una cuenta Bancolombia o Nequi.



LECTURAS DE ECONOMÍA

Asistentes editoriales

Natalia María Silva Rodríguez

Martha Lucía Obando

Auxiliar administrativo

Luisa Fernanda García Ruiz

Diagramación

Ana Patricia Chávez R.

Secretaria

Diana Mosquera Londoño

Traducción

Francés: *Agencia de Traducción y Servicios Lingüísticos*
Escuela de Idiomas - Universidad de Antioquia

Impresión

Panamericana formas e impresos S.A.

Teléfono: 430 2110

Dirección: Calle 65 # 95 – 28, Bogotá D.C

Revista indexada en:

Scopus - Elsevier

SciELO Citation Index - Clarivate Analytics

Revista inscrita en:

— EBSCO - Fuente Académica Premier

— EconLit - Journal of Economic Literature

— ProQuest - ABI/INFORM - Periodicals Index
Online

— RePEc (Research Papers in Economics)

— SciELO (Scientific Electronic Library Online)

— RedALyC (Red de Revistas Científicas de América
Latina y el Caribe)

— HLAS (Handbook of Latin American Studies)

— DOAJ (Directory of Open Access Journals)

— GALE Cengage Learning
- Informe Académico

— Actualidad Iberoamericana

— Dialnet - Hemeroteca Virtual

— LATINDEX - Sistema Regional
de Información en Línea para Revistas Científicas
de América Latina, el Caribe,
España y Portugal

— REDIB - Red Iberoamericana
de Innovación y Conocimiento Científico

— Ulrich's Periodicals Directory

— PUBLINDEX - MinCiencias

Lecturas de Economía
N.º 94 - 2021

ISSN 0120-2596



9 770120 259008 94 >



<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>