

NOTA EDITORIAL

Carlos Andrés Vasco Correa

ARTÍCULOS

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana

José Mauricio Gil-León y Juan Pablo Cely Acero

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

Juan Camilo Galvis-Ciro, Guillermo David Hincapié-Vélez, Claudio Oliveira de Moraes y Jaime García-Lopera

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017

José Marcelo Torres Ortega y Jorge Mario Ortega De La Rosa

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

Luis Eduardo Sandoval-Garrido y Margarita Marín-Jaramillo

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

Sergio Augusto Jiménez Ramírez y Silvia Juliana Reyes Camargo

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

Carolina Curvale y Gustavo Pérez Arrobo

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States

Reyna Elizabeth Rodríguez Pérez and Daniela Valdés Martínez

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity

Manuel Gómez-Zaldívar, Alejandra Duran and Jaime Carrillo Botello

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

Jaime Tenjo Galarza y Jenifer Arango Silva

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador

Edison Roberto Valencia Nuñez, Alexandra Tatiana Valle Álvarez, Mary Elizabeth Cruz Lascano y Alexander Fernando Haro Sarango

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas

Yuly Andrea Franco Gómez, John Freddy Moreno Trujillo y Carlos Andrés Zapata Quimbayo

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

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 C 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.
<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

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana

11

JOSÉ MAURICIO GIL-LEÓN Y JUAN PABLO CELY ACERO

Este artículo explica la dinámica de la inflación en los departamentos de Colombia entre 2009 y 2019, estimando la curva de Phillips neokeynesiana (NKPC, por sus siglas en inglés). Se encuentran diferencias en la explicación de la inflación y se evidencia que la NKPC permite describir la baja probabilidad de cambios en los precios en algunos departamentos, especialmente de la zona central del país. Los coeficientes estimados apoyan la importancia que tiene la inflación esperada en la formación de precios, y con menor importancia el papel de la inflación rezagada (persistencia de la inflación). Esta persistencia de la inflación es un reflejo de las rigideces estructurales que reducen la capacidad de las empresas de un departamento para modificar sus precios en relación con otros. Estas diferencias en los procesos que determinan la dinámica de la inflación entre departamentos tienen implicaciones importantes para la conducción de política monetaria en Colombia.

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

45

JUAN CAMILO GALVIS-CIRO, GUILLERMO DAVID HINCAPIÉ-VÉLEZ, CLAUDIO OLIVEIRA DE MORAES Y JAIME GARCÍA-LOPERA

El SPREAD mide los costos de intermediación del sistema financiero y afecta el crecimiento económico. Este artículo busca evaluar los determinantes del SPREAD para la economía colombiana bajo el esquema de inflación objetivo durante el período 2010-2020. Para ello, utiliza la metodología de panel de datos dinámico y estima varios modelos con el método de momentos generalizados (GMM). Los resultados muestran que el entorno macroeconómico —en especial el desempleo— y la eficiencia operacional de las instituciones financieras, son factores importantes para explicar el SPREAD. Además, la concentración de mercado del sistema financiero también es relevante para entender el comportamiento de los costos de la intermediación.

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017

JOSÉ MARCELO TORRES ORTEGA Y JORGE MARIO ORTEGA DE LA ROSA

El objetivo de este artículo es testear la presencia del efecto flypaper y del efecto asimetría de reemplazo fiscal en los municipios de Colombia para el periodo 2000-2017. Se consideró un estudio para todos los municipios y otro para los de categoría sexta. Los siguientes datos fueron utilizados: operaciones efectivas de caja, categorización de los municipios y estimaciones de población. Debido a las características de los datos se realizó una estimación econométrica de Prais–Winsten con corrección de autocorrelación AR (1), obteniendo que, para el caso de todos los municipios (1101 en total) no se evidencia el efecto flypaper; no obstante, al analizar los 957 municipios que pertenecen a la categoría sexta (87% del total), se evidencia la presencia del efecto flypaper y el de asimetría de reemplazo fiscal.

79

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

LUIS EDUARDO SANDOVAL-GARRIDO Y MARGARITA MARÍN-JARAMILLO

¿Se puede explicar la probabilidad de votación de un candidato a partir de las condiciones municipales de violencia y desarrollo? Este artículo estudia el impacto del desarrollo económico y la violencia a nivel municipal sobre los patrones de votación en las elecciones presidenciales en Colombia para el período 1986-2014. Utiliza una metodología de Análisis de Componentes Principales (ACP) y genera un índice de votación municipal, el cual se utiliza como insumo principal junto con variables de desarrollo y violencia municipal en un modelo beta bayesiano. Al final, se concluye que con mayor nivel de educación y acceso a medios de comunicación se aumenta la probabilidad de votar por candidatos de derecha y menor probabilidad de votar por candidatos liberales.

113

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

SERGIO AUGUSTO JIMÉNEZ RAMÍREZ Y SILVIA JULIANA REYES CAMARGO

Este artículo estima los efectos de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico de 22 Departamentos colombianos entre 2000 y 2019. Mediante la construcción de una base de datos con variables clave de un modelo de crecimiento moderno, se estima —además— la heterogeneidad de dichos efectos en razón de: a) diferentes áreas del conocimiento evaluadas en pruebas Saber 11, y b) diferentes agrupaciones de departamentos basadas en tasas de crecimiento del PIB por habitante y tamaño de sus economías. Los resultados obtenidos sugieren que el capital humano medido por las habilidades cognitivas tiene gran efecto positivo sobre la tasa de crecimiento de los departamentos, los años de escolaridad muestran un efecto positivo en el ritmo de crecimiento económico, aunque de menor magnitud que el generado por las habilidades cognitivas; habilidades en matemáticas, lenguaje y ciencias naturales presentan mayores efectos positivos sobre el crecimiento; y, los efectos positivos de las distintas clases de habilidades cognitivas sobre el crecimiento, en general, son mayores en departamentos con tasas más altas de crecimiento que en Departamentos económicamente más grandes.

149

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

CAROLINA CURVALE Y GUSTAVO PÉREZ ARROBO

Este artículo analiza la ocurrencia de múltiples golpes de estado en los países de América Latina alrededor del año 1930. Entre 1924 y 1935 hubo diecisiete golpes, los cuales comenzaron con Chile y Honduras, y fueron seguidos por otros estados que experimentaron los primeros

181

golpes militares en su historia. Debido a que la expansión económica de América Latina en ese momento dependía principalmente de las exportaciones y —por lo tanto— era vulnerable a las crisis externas, la crisis económica mundial de la década de 1930 es sospechosa de haber tenido un impacto negativo en el desempeño económico de la región. Lo anterior pudo haber provocado que los malos resultados económicos hayan socavado la resistencia de las instituciones políticas. Pero también hubo procesos paralelos de incorporación política de trabajadores y campesinos en la región. Para testear estas hipótesis, se utilizaron modelos de regresión logísticos. Se encontró que variables económicas con rezagos y las variables de incorporación explicarían la inestabilidad política que se suscitó en ese periodo de tiempo, mientras que las de movilización lo harían en menor medida.

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States

REYNA ELIZABETH RODRÍGUEZ PÉREZ AND DANIELA VALDÉS MARTÍNEZ

The objective of this research is to analyze the characteristics of the labor market insertion of Mexicans by type of qualification and their wage differences in relation to native workers in the United States. The hypothesis is that there is a wage inequality between Mexican migrant workers and native workers, accentuated among skilled workers, due to a segmentation of the U.S. labor market. The methodology used to analyze each of the components that add up to the wage gap between Mexican and native workers is the Ñopo decomposition. The results showed the opposite of what is established by the human capital theory since the wage difference between Mexicans immigrants and natives by type of job qualification is mostly unexplainable from a statistical point of view and escapes modeling. This means that having citizenship and education does not eliminate the differences between Mexicans and natives. This allows us to accept the hypothesis, except in the case of low-skilled Mexican immigrants, since they have a wage differential in their favor.

217

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity

MANUEL GÓMEZ-ZALDÍVAR, ALEJANDRA DURAN AND JAIME CARRILLO BOTELLO

We identify a link between the evolution of the concentration of manufacturing production among Mexican states and their level of economic complexity. Our results suggest that the concentration of manufacturing production among the country's states evolved according to the predictions of standard models of international trade. However, the North American Free Trade Agreement (NAFTA) had a particular effect on each individual state, depending on its economic structure. More complex states, i.e., those more productively diverse and specialized in more sophisticated manufacturing goods, experienced a higher increase in their level of production concentration after NAFTA and were less affected by competition from Chinese exports to the U.S. In contrast, NAFTA had a less significant impact on the production concentration of less complex states, while competition from China halted their move towards greater specialization and even reversed it somewhat. These findings highlight the important role of international trade in shaping the development of the economic structure of Mexican states in the period under analysis.

255

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

JAIME TENJO GALARZA Y JENIFER ARANGO SILVA

El presente artículo analiza la forma como las personas toman decisiones sobre el tiempo que dedican a actividades en el mercado —trabajo remunerado— y a la producción de bienes y

291

servicios domésticos —trabajo no remunerado—. Para esto, se construye un modelo de ecuaciones simultáneas que explica la cantidad de tiempo dedicada a los dos tipos de actividades. El modelo se estima para hombres y mujeres que tienen empleo en el mercado laboral. Después de corregir algunos problemas econométricos, se encuentra que las decisiones son diferentes para hombres y mujeres y que, en estas últimas, las variables asociadas con demandas surgidas de la necesidad de producción de bienes y servicios domésticos juegan un papel importante, aumentando el tiempo que dedican a producción doméstica, aunque no siempre disminuyendo el que dedican al mercado laboral.

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua

EDISON ROBERTO VALENCIA NUÑEZ, ALEXANDRA TATIANA VALLE ALVAREZ, MARY ELIZABETH CRUZ LASCANO Y ALEXANDER FERNANDO HARO SARANGO

El presente estudio tiene como objetivo analizar a los beneficiarios del Crédito de Desarrollo Humano modalidad Asociativo en el marco de la sostenibilidad, este encuadre se lo realizará mediante el planteamiento de una propuesta de evaluación que constará de una estimación general del entorno social, ambiental y de bienestar, adjuntado a una evaluación financiera, dicho argumento se ajustará a métricas enfocadas en el endeudamiento, rentabilidad y gestión, la ponderación se la realizará mediante el estadístico de efectos fijos y aleatorios ajustado al test de Hausman, asimismo, el contraste de la información general se argumentará con un modelo logístico multinomial y Análisis de Correspondencia Múltiple, los cuales permitirán concluir la influencia de las generalidades en la inducción de la sostenibilidad; los resultados visualizados en un antes y durante el COVID-19 demostraron que la pandemia perjudicó a cerca del 30 beneficiarios, los cuales representan el 29,70% de la muestra sostenible; el estudio enfocado a la pobreza consentirá a la creación de nuevas medidas de evaluación eficaces con la finalidad de direccionar esfuerzos sin necesidad de malgastar recursos.

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas

YULY ANDREA FRANCO GÓMEZ, JOHN FREDDY MORENO TRUJILLO Y CARLOS ANDRES ZAPATA QUIMBAYO

En este trabajo se implementa un enfoque robusto para la selección óptima de portafolios de inversión al incorporar los desarrollos del modelo Black-Litterman (BL) y la lógica difusa. Para ello, los retornos esperados, las opiniones del inversor (views) y la matriz de incertidumbre del modelo BL se redefinen mediante la lógica difusa y se implementa un ejercicio de optimización para un portafolio constituido por acciones del mercado de valores colombiano. Los resultados muestran un desempeño favorable (fuera de muestra) del portafolio, en comparación con el modelo BL tradicional y el modelo media-varianza (MV), lo cual demuestra que el enfoque de lógica difusa permite incorporar información adicional para definir las views y medir la incertidumbre.

Índice de títulos

Índice de autores

Políticas éticas

Orientación para autores

325

369

395

407

415

419



Editorial

Carlos Andrés Vasco Correa ^a

La política monetaria fue protagonista durante el primer semestre del presente año, en un contexto de fuertes presiones inflacionarias tanto en Latinoamérica como América del Norte y Europa. Los bancos centrales, en un esfuerzo por contrarrestar elevados incrementos en los precios no vistos en los últimos 20 años, están ejecutando estrategias para contener la subida de precios para enfrentar una probable crisis económica que cada vez se ve más cerca, y así desalentar una posible pérdida de confianza en las instituciones.

La crisis mencionada estaría estrechamente relacionada con un entorno de reactivación económica después de la pandemia de 2020, que ha sido abruptamente interrumpida por una cruel invasión en Europa por parte de la Federación Rusa en los territorios del Estado de Ucrania. Una acción militar que generó un rechazo generalizado de la comunidad internacional y, en consecuencia, unas fuertes sanciones económicas y sociales hacia el gobierno y la economía rusa. Estas sanciones apuntaron principalmente a la capacidad rusa de seguir obteniendo recursos que le permitan seguir con su campaña bélica, así como presionar a sus grupos de interés y detener su campaña de invasión.

Resultado de estas sanciones, y de problemas previos en las cadenas de suministro, el comercio internacional de commodities más representativos a nivel global, tales como el gas natural, los fertilizantes, el petróleo crudo y los alimentos fueron interrumpidos en gran proporción al impedirle a Rusia su acceso. Los precios de estos productos entraron en una espiral de ascenso que incluso superó el 100 %. Sobre todo, por la enorme dependencia europea en las fuentes de energía con origen ruso.

Pareciera lejano este conflicto para Latinoamérica, pero sus consecuencias se han expandido rápidamente y hoy se percibe una presión sobre los índices

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

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a350871>



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/>

de casi todos los precios que hoy se encuentran al alza en la mayoría de los países. Economías que se encontraban en procesos de acelerado crecimiento económico post pandemia, recuperando los niveles de empleo, ven cómo estos senderos se ven truncados. Ahora, los diferentes gobiernos enfrentan entonces una enorme tarea para evitar que las economías transiten hacia una situación insostenible y de crisis en un periodo de tiempo muy corto nuevamente.

Bajo este desafiante contexto, la revista *Lecturas de Economía* presenta en su número 97, julio-diciembre de 2022, varios artículos que permiten profundizar tópicos de interés para la comunidad académica y sus respectivas agendas de investigación, así como también para los tomadores de decisión que ahora evalúan las diferentes estrategias y políticas a implementar.

A propósito de la espiral inflacionaria, Gil-León y Cely-Acero con su trabajo titulado “La dinámica de los precios en los departamentos de Colombia” estiman una curva de Phillips neokeynesiana, describiendo qué tan alta o baja es la probabilidad de percibir cambios en los precios y qué tan importantes son tanto las expectativas de inflación como de la inflación rezagada. Sus hallazgos tienen una importante implicación en cuanto a la forma en que deben establecerse estrategias en el Banco Central en el diseño de su política monetaria.

Estas políticas monetarias por parte de los bancos centrales implican a su vez la interacción con el sistema financiero y sus costos de intermediación. Galvis-Ciro et.al. en su artículo “El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el periodo 2010 - 2020” utilizan un panel de datos dinámico para, mediante varios modelos, evaluar los determinantes de los costos de intermediación del sistema financiero, medido a través del spread y además cómo se ve afectado el crecimiento de la economía, en específico la colombiana. Es decir, cómo el entorno macroeconómico, la eficiencia operacional de la banca y el sistema financiero, así como la concentración del mercado, son factores que condicionan el comportamiento de los costos de intermediación y por tanto la transmisión de la política monetaria a los territorios.

Además de la política monetaria, el gasto público también es una herramienta de política económica relevante, el cual es analizado en un nivel de granularidad municipal por parte de Torres y Ortega en el período 2000-2017. En particular en su artículo titulado “El efecto flypaper: Estudio de caso para los municipios colombianos” analizan si existe la tendencia de parte de los gobernantes a expandir el gasto público en mayor proporción ante incrementos en transferencias no condicionadas recibidas, si son comparadas con un escenario en el que, por el contrario, percibieran mayores ingresos por parte de sus contribuyentes a nivel local. Sus resultados son bastante relevantes, puesto que si se contemplan todos los municipios colombianos no se evidencia el efecto flypaper, resultado que se modifica cuando consideran sólo municipios pequeños o de sexta categoría donde sí se hace presente este efecto de política fiscal.

Considero que todos estamos a la espera de que las razones que llevaron al alza de los precios no sean persistentes en el futuro. Esperamos que el conflicto en Europa se diluya y los países en guerra terminen por encontrar una salida a sus diferencias (ojalá pacífica). De lo contrario, el deterioro de los indicadores sociales y económicos —no sólo en Ucrania y Rusia, sino en el resto de las economías— seguirán siendo críticos, aumentando la probabilidad de materializar una recesión económica amplia, así como una inestabilidad política como consecuencia del descontento social que genera un persistente incremento de los precios, especialmente en la energía y los alimentos. Esto nos recuerda que, en específico para el caso latinoamericano, se observaron incluso golpes de Estado en los años de 1930 en un escenario de tensión e inestabilidad. En el artículo presentado en este número de la revista *Lecturas de Economía*, desarrollado por Curvale y Perez-Arrobo titulado “Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930” se analizan los procesos de movilización social e inestabilidad política suscitados por la gran depresión de los años de 1930.

Esperamos que nuestros lectores encuentren en los demás artículos interesantes discusiones alrededor de diferentes tópicos, como el análisis de los migrantes mexicanos hacia los Estados Unidos; la evolución de la concentración de la producción manufacturera en México y su relación con el nivel de complejidad económica; la asignación del tiempo por

parte de hombres y mujeres entre el mercado laboral y las actividades domésticas; la relación entre las habilidades cognitivas y el crecimiento económico Colombiano; la correlación entre los resultados de las elecciones presidenciales y el desarrollo municipal; la evaluación de la sostenibilidad financiera de los beneficiarios del crédito en una provincia ecuatoriana, tanto antes como después de la pandemia, y por, último, un el empleo de un modelo Black-Litterman con views difusas para la selección óptima de portafolios de inversión.

Tanto el comité editorial como el equipo de trabajo agradecemos a los evaluadores y autores por sus valiosas contribuciones que hacen posible la publicación de este número. Invitamos a nuestros lectores a enviarnos sus comentarios e interactuar con nosotros y nuestros autores a través de la suscripción digital en nuestra plataforma OJS, así como en las redes sociales en la que se encuentra alojada la revista y conocer de nuestras novedades.

**Dinámica de los precios en los departamentos de
Colombia: estimación de la curva de Phillips
neokeynesiana**

José Mauricio Gil-León y Juan Pablo Cely-Acero

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



José Mauricio Gil-León y Juan Pablo Cely-Acero

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana

Resumen: *Este artículo explica la dinámica de la inflación en los departamentos de Colombia entre 2009 y 2019, estimando la curva de Phillips neokeynesiana (NKPC, por sus siglas en inglés). Se encuentran diferencias en la explicación de la inflación y se evidencia que la NKPC permite describir la baja probabilidad de cambios en los precios en algunos departamentos, especialmente de la zona central del país. Los coeficientes estimados apoyan la importancia que tiene la inflación esperada en la formación de precios, y con menor importancia el papel de la inflación rezagada (persistencia de la inflación). Esta persistencia de la inflación es un reflejo de las rigideces estructurales que reducen la capacidad de las empresas de un departamento para modificar sus precios en relación con otros. Estas diferencias en los procesos que determinan la dinámica de la inflación entre departamentos tienen implicaciones importantes para la conducción de política monetaria en Colombia.*

Palabras clave: *curva de Phillips neokeynesiana, inflación departamental, precios rígidos, método generalizado de momentos.*

Clasificación JEL: E31, E52, J40, R10.

Price Dynamics in the Departments of Colombia: Estimation of the Neo-Keynesian Phillips Curve

Abstract: *This paper explains the dynamics of inflation in the departmental departments of Colombia between 2009-2019, estimating the Neo Keynesian Phillips curve (NKPC). There are differences in the formation of inflation and evidence that the NKPC allows describing a low probability of changes in prices for departments, mainly in the central zone of the country. The estimated coefficients support the importance of expected inflation on price formation, and less importantly the role of lagged inflation (persistence of inflation). This persistence of inflation is a reflection of structural rigidities, which reduce the ability of firms in one department to modify their prices in relation to others. These differences in the processes that determine the dynamics of inflation between departments have important implications for the conduct of monetary policy in Colombia.*

Keywords: *Neo Keynesian Phillips curve, departmental inflation, sticky prices, generalized method of moments.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a344963>



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 dynamique des prix dans les départements colombiens : une estimation de la courbe de Phillips néo-keynésienne

Résumé: *Cet article explique la dynamique de l'inflation dans les départements de Colombie entre 2009 et 2019, en estimant la courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC). Nous montrons, d'une part, les différences dans l'explication de l'inflation et, d'autre part, la NKPC permettant de décrire la faible probabilité d'une variation des prix dans certains départements, en particulier dans la zone centrale du pays. Les coefficients estimés confirment l'importance de l'inflation anticipée dans la formation des prix et, dans une moindre mesure, le rôle de l'inflation passée ou persistance de l'inflation. Cette persistance de l'inflation reflète les rigidités structurelles qui réduisent la capacité des entreprises d'un département à modifier leurs prix par rapport à d'autres. Nous concluons que ces différences dans les processus qui déterminent la dynamique de l'inflation entre les départements ont des implications importantes pour la conduite de la politique monétaire en Colombie.*

Mots clés: *courbe de Phillips néo-keynésienne, inflation départementale, prix rigides, méthode des moments généralisés.*

Cómo citar / How to cite this item:

Gil-León, J. M., & Cely-Acero, J. P. (2022). Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips nekeynesiana. *Lecturas de Economía*, 97, 11-43. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a344963>

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana

José Mauricio Gil-León ^a y Juan Pablo Cely-Acero ^b

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Metodología y datos. –III. Resultados y discusión. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 13 de enero de 2021; versión final aceptada el 8 de mayo de 2022

Introducción

La curva de Phillips neokeynesiana es el resultado de la evolución teórica a partir de la regularidad empírica encontrada inicialmente entre salarios y desempleo, que posteriormente se fundamentó en un *trade-off* entre inflación y la brecha del producto, elemento clave para el modelo de inflación objetivo. Estudios recientes han evidenciado que no es la brecha del producto la que incide en la inflación, sino la brecha de los costos marginales (Galí & Gertler, 1999; Rumler, 2007; Ramos & Torres, 2008).

Galí y Gertler (1999) señalan que las empresas intentan mantener un beneficio fijo sobre el costo marginal, pero si este margen sobre los costos empieza a declinar, entonces las firmas de nuevo fijan sus precios provocando con ello inflación. En este sentido, la nueva curva de Phillips asume la existencia de rigideces en los precios y estos evolucionan acorde con las decisiones de los productores.

Por esta razón, el enfoque neokeynesiano considera que la dinámica inflacionaria se explica no solo por un fenómeno de demanda, sino también por el lado de la oferta con base en los costos de producción. Pues bien,

^a *José Mauricio Gil-León*: profesor de planta de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Escuela de Economía, Tunja, Colombia. Dirección electrónica: josemauricio.gil@uptc.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-5653-5245>

^b *Juan Pablo Cely-Acero*: investigador de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, grupo CREPIB, Tunja, Colombia. Dirección electrónica: juan.cely04@uptc.edu.co <https://orcid.org/0000-0003-0329-8490>

tal enfoque concibe con los distintos mecanismos a través de los cuales las dos variables —inflación y costos marginales— se relacionan, otorgándole distintos grados de importancia a las variables intermedias involucradas en su análisis y establece diferentes direcciones en la causalidad de una sobre otra. Entre ellas se encuentran: efecto de persistencia —rezagos de la inflación—, factores de demanda —procedentes de los desequilibrios reales— y choques de oferta —cambios en los precios procedentes de factores climáticos que recaen sobre los precios de los alimentos, cambios en la regulación que afectan los precios de servicios públicos o del petróleo en el exterior— (Gordon, 1997).

En este contexto, suponer que las empresas en un entorno regional tienen la capacidad de fijar el precio y mantenerlo fijo por algún tiempo debido a las rigideces nominales, dará origen a hallazgos en la dinámica inflacionaria. Las diferencias en el proceso de formación de inflación en los departamentos, es relevante al momento de determinar el grado de efectividad de la política monetaria. Debido a que cada región cuenta con estructuras económicas distintas, la política monetaria podría tener efectos desiguales a partir de variables como: el grado de industrialización y el tipo de especialización o diversificación que tenga la industria de una región; el desarrollo y la profundidad financiera; la posición neta en el sistema financiero; y la posición neta en el comercio exterior (Romero et al., 2008).

Así mismo, la existencia de competencia imperfecta entre las empresas y la persistencia de los precios en el tiempo, dará lugar a la participación de la política económica como herramienta estabilizadora ante los ciclos adversos que enfrenta la economía colombiana. En este sentido, la estimación de la NKPC se realiza pensando en que la dinámica inflacionaria subnacional ha recibido menos atención en la literatura y en los análisis económicos y, sobre todo, en las economías emergentes como la colombiana.

El desarrollo del artículo comienza con esta introducción, seguido por la revisión de literatura donde se define la derivación de la NKPC y se culmina con las discusiones en torno a la NKPC. En la sección II se describe la metodología de estimación y el comportamiento de las principales variables que utilizan en el modelo. Posteriormente, se procede a estimar la NKPC

para los departamentos de Colombia junto con los resultados obtenidos. Por último, se esbozan las principales conclusiones.

I. Revisión de literatura

A. La curva de Phillips neokeynesiana

La derivación de la NKPC parte de suponer que las empresas se encuentran en competencia monopolística y tienen una restricción en el ajuste de precios. Esto lleva a definir la fijación de precios a la Calvo (1983) para simplificar el problema de agregación de precios. Esta forma de rigidez de precios lleva a establecer que las empresas tienen una probabilidad θ de mantener sus precios sin cambios en el tiempo. Las empresas procuran maximizar sus beneficios sujetas a la restricción en el ajuste de precios.

La estructura de precios a la Calvo (1983) permite que el nivel de precios agregados se determine como una combinación convexa del nivel de precios rezagados (p_{t-1}) y el nuevo precio (z_t) así:

$$p_t = (1 - \theta)z_t + \theta p_{t-1}. \quad (1)$$

Como θ es la probabilidad de mantener el precio del periodo anterior, entonces la probabilidad de que las empresas fijen un nuevo precio es $(1 - \theta)$. Esto lleva a la definición dada en Galí y Gertler (1999) sobre la ecuación de la NKPC:

$$\pi_t = \beta E_t (\pi_{t+1}) + \lambda(mcr_t). \quad (2)$$

Los costos marginales reales (mcr_t) se expresan como la diferencia entre los costos marginales (mc_t) y los precios actuales (p_t). El coeficiente de la relación entre la inflación y los costos marginales reales es $\lambda = \frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}$, donde estos son los parámetros profundos del comportamiento de las empresas, siendo θ la probabilidad que las firmas mantenga fijos los precios (λ es decreciente en θ) y β será el factor subjetivo de descuento que lleva a valor presente la pérdida de bienestar de las empresas por no tener la capacidad de ajustar sus precios al nivel deseado. Se asume que los agentes tienen expectativas racionales, y por ende los precios en el presente dependen de lo que esperan sean en el futuro.

B. Evidencia empírica

Los estudios preliminares sobre la NKPC híbrida, como el de Fuhrer y Moore (1995), continuaron utilizando la brecha del producto como la principal variable impulsora de la inflación, pero Galí y Gertler (1999) sugirieron usar los costos marginales reales con base en la participación del ingreso laboral. La aceptación que tuvieron los costos marginales sobre la dinámica inflacionaria en los Estados Unidos dio lugar al uso de modelos de equilibrio general dinámico y estocástico para entender los efectos de la política monetaria en los procesos inflacionarios.

Los resultados obtenidos por Galí y Gertler (1999) muestran que β y λ son significativos, y encuentran que $\theta = 0,829$ lo que implica que el 82,9 % de las empresas dejan fijos los precios en promedio durante cinco trimestres. Igualmente, se explica que alrededor del 17 % de las empresas ajustan su precio según el valor actual de los costos marginales reales en la economía de Estados Unidos para el periodo comprendido entre 1960 y 1997 —en datos trimestrales—. ¹ En la Tabla 1 se observa un resumen de los resultados en diferentes trabajos acerca de la evidencia de la NKPC de distintos autores, estimada en diferentes países.

Tabla 1. Resultados estimaciones de la NKPC nivel internacional

País	β	λ	θ	$\frac{1}{1-\theta}$	Fecha
Estados Unidos*	0,926	0,047	0,829	5,8	1960:Q1-1997:Q4
Zona Euro**	0,914	0,088	0,771	4,4	1970:Q1-1997:Q4
Australia ***	0,942	0,113	0,73	3,7	1962:Q1-2000:Q4
Chile ****	0,946	0,385	0,553	2,2	1990:Q1-2004:Q4

Nota: *Galí y Gertler (1999), **Galí et al. (2001), ***Neiss y Nelson (2005), ****Céspedes et al. (2005).

Fuente: elaboración propia.

¹ El cálculo de θ se deduce de la ecuación de λ . En seguida, el promedio del período fijo se calcula como $1/(1 - \theta)$, junto con el tamaño de las empresas que ajustan el precio según los costos marginales, $1 - \theta$.

Entre estas estimaciones, autores como Neiss y Nelson (2005) se concentraron en analizar la estabilidad de los parámetros de la NKPC y ampliar la discusión sobre la relación de los costos marginales y la brecha del producto en países como Reino Unido, Estados Unidos y Australia. Al mismo tiempo, Céspedes et al. (2005) evidencian en una economía emergente como la chilena el coeficiente de Calvo (1983), y encuentran un rango de 0,55 a 0,80, sin salirse del rango de 2 a 5 trimestres en duración promedio en que los precios permanecen inalterados.

Otros autores interesados en estudiar la formación de precios, se han concentrado en analizar principalmente la incidencia de las expectativas adaptativas —se incluye el rezago de la inflación al estilo de curva de Phillips tradicional— y racionales en la dinámica inflacionaria. Es el caso de Vasicek (2011), quien encuentra que para cuatro países de la Unión Europea existe evidencia que la inflación está determinada por las expectativas de inflación futura, aunque con mayor grado de persistencia de la inflación que el encontrado en economías desarrolladas —consistente con las expectativas adaptativas—.

Por otra parte, Leith y Malley (2007), Rumler (2007), Mihailov et al. (2011) y Galí y Monacelli (2005) coinciden en que la tasa de inflación en las economías pequeñas y abiertas está impulsada por expectativas sobre factores externos. Otros factores como el tamaño específico, la estructura de producción y los patrones comerciales de un país pueden explicar la dinámica inflacionaria (ver resumen en Tabla 2).

Tabla 2. Resumen de los enfoques de estimación en la literatura

Fuente	Enfoque de estimación	Expectativa vs. rezagos	Significancia	¿Es rechazado el modelo?
Galí y Gertler (1999), Galí et al. (2001), Galí y Monacelli (2005).	RE GIV.	El comportamiento <i>forward-looking</i> (prospectivo) es dominante, pero el término <i>backward-looking</i> (retrospectivo) es significativo.	Significativamente positivo para la participación laboral.	No, basado en la prueba de identificación excesiva y el ajuste visual.

Continúa

Tabla 2. Continuación

Fuente	Enfoque de estimación	Expectativa vs. rezagos	Significancia	¿Es rechazado el modelo?
Fuhrer y Moore (1995), Fuhrer (1997).	RE VAR-ML.	La fijación de precios no es muy prospectiva; necesita una gran persistencia intrínseca.	Positivo tanto para la participación laboral como para la brecha del producto, pero la importancia varía.	Rechazo puro de la NKPC con base en la prueba LR y los IRE.
Roberts (1995), Roberts (2005).	GIV, VAR-ML, IRF correspondencia IRF; RE y encuestas de pronósticos.	Los pronósticos de encuestas lentas imparten la persistencia necesaria. Para RE, necesita más de un rezago de inflación.	Positivo tanto para la participación laboral como para la brecha del producto, pero la importancia varía.	No.
Sbordone (2002), Sbordone (2005).	RE VAR-MD.	El comportamiento prospectivo es claramente dominante, pero el rezago es significativo.	Positivo, pero marginalmente insignificante en el modelo híbrido.	No, basado en una prueba de identificación excesiva y ajuste visual.
Rudd y Whelan (2005), Rudd y Whelan (2007).	RE GIV (iterado)	Inflación rezagada muy significativa.	Ni la participación laboral ni la brecha del producto agregan poder explicativo.	Si, forzar variable no ayuda a explicar la inflación.
Rudebusch (2002).	OLS; pronósticos de encuestas	Cuarto trimestre de MA de la inflación rezagada recibe un peso mayor al previsto.	Coefficiente de brecha de producto positivo y significativo.	No.
Ravenna y Walsh (2006).	RE GIV, tasa de interés agregada a NKPC.	(NKPC puro)	(No estimado directamente).	No, basado en una prueba de identificación excesiva.
Cogley y Sbordone (2008).	Estimación bayesiana usando VAR con parámetros de deriva y volatilidad estocástica.	Término retrospectivo insignificante una vez que se tiene en cuenta la tendencia de la inflación.	(No estimado directamente).	No, según el ajuste visual y la magnitud de los errores de pronóstico.

Nota: expectativas racionales (RE), variables instrumentales generalizadas (GIV), vectores autorregresivos (VAR), máxima verosimilitud (ML), mínima distancia (MD), funciones impulso-respuesta (IRF), mínimos cuadrados ordinarios (OLS), prueba de ratio de verosimilitud (LR), media móvil (MA).

Fuente: elaboración propia a partir de Mavroeidis et al. (2014).

A pesar que la NKPC ha tenido la capacidad de explicar la dinámica inflacionaria, los estudios de las economías regionales son escasos. Uno de estos estudios es el de Funke (2006) que, con datos anuales entre 1982-2002 de China, estima una NKPC con el modelo estándar, y encuentra no significancia estadística de la brecha del producto. Además, el autor considera variables instrumentales como la tasa de inflación rezagadas y las brechas de producto, el precio real del petróleo y el tipo de cambio efectivo nominal para el control de problemas de endogeneidad. En el mismo periodo, pero

con datos trimestrales y por medio de encuestas, Scheibe y Vines (2005) evidencian para China que la NKPC se ajusta mejor al futuro que al pasado —mayor importancia del *forward-looking*—. Por otra parte, Ha et al. (2003) encuentran que la NKPC representó mejor la dinámica de inflación que la Curva de Phillips convencional en China para el periodo 1989-2002.²

Para Mehrotra et al. (2010), 22 de las 29 provincias de China presentan significancia estadística en la brecha del producto y en el componente de inflación esperada para el periodo 1978-2004 —datos anuales—, siendo variables importantes para el proceso de formación de inflación en este país. Particularmente, estas provincias se ubican en la costa de China y comparten características comunes como las de ser más abiertas al comercio internacional y poseer un bajo porcentaje de empresas en donde el Estado controla su producción.

Otros trabajos encargados de estimar la NKPC a escala regional han surgido con diferentes métodos al conocido método generalizado de momentos —GMM por sus siglas en inglés—. Yesilyurt y Elhorst (2014) emplean un enfoque econométrico espacial para estimar la NKPC en 67 provincias de Turquía entre 1987 y 2001, y encuentran que el comportamiento prospectivo es más importante que el comportamiento retrospectivo. De manera más reciente, Saygili (2020) utiliza el enfoque de los errores estándar corregidos de los paneles heterocedásticos de Prais-Winsten —PCSE— para estimar la dinámica inflacionaria entre países de la OCDE entre 1990 y 2016. La estimación de los coeficientes evidencia variaciones entre sectores, lo cual explica las enormes diferencias de la respuesta sectorial en términos de política monetaria. En adición, los tamaños de los coeficientes estarían asociados al grado de integración a las cadenas de valor globales.

En Colombia también se han realizado estimaciones de la NKPC, tales como los trabajos de Bejarano (2005) y Hernández y Guerra (2020), aunque estos no tienen alcance regional —los resultados se resumen en la Tabla 3—.

² Investigaciones anteriores con datos regionales que estimaron la curva de Phillips pueden encontrarse en Coen et al. (1999) para 44 áreas metropolitanas en los Estados Unidos; Hassler y Neugart (2003) para los Estados alemanes; DiNardo y Moore (1999) para 9 países de la OCDE.

En el caso de Bejarano (2005), se evidencia empíricamente la NKPC con datos trimestrales durante el periodo 1984-2002, y encuentra que la inflación y la brecha de costos marginales —diferencia entre los costos marginales reales y su tendencia— tienen una relación positiva, indicando con esto que no existirían costos de desinflación en Colombia.

Tabla 3. *Resultados estimaciones de la NKPC en Colombia*

País	β	λ	θ	$\frac{1}{1-\theta}$	Fecha
Colombia *	0,87	0,171	0,696	3,3	1984:Q1-2003:Q4
Colombia **	0,832	0,0784	0,807	5,2	1990:Q1-2006:Q4
Colombia ***	0,912	0,201	0,662	3,0	2000:Q1-2019:Q4

Nota: *Bejarano (2005), **Galvis (2010), ***Hernandez & Guerra (2020).

Fuente: elaboración propia.

En el caso de Galvis (2010), la verificación empírica de la NKPC se realizó para el periodo 1990-2006. El autor evidencia que los costos marginales explican la dinámica inflacionaria, dado que las empresas fijan el precio en promedio por cinco periodos para mantener cierto margen de ganancia sobre sus costos marginales. Adicionalmente observa que, cuando aumenta la inflación, las empresas comienzan a cambiar el precio con mayor frecuencia. Finalmente, Hernández y Guerra (2020) evidencian rigideces nominales vía precios, aunque con una menor presencia en el grado de rigidez en los precios, lo cual indica que un menor porcentaje de empresas mantienen los precios fijos.

II. Metodología y datos

A. Información y método utilizado

En esta sección se identifican los costos marginales reales que permitirán llevar a cabo la estimación econométrica de la NKPC. De acuerdo con Galí y Gertler (1999), los costos marginales reales parten de una función de producción Cobb-Douglas $Y_t = K_t^{\{\alpha\}} N_t^{\{1-\alpha\}}$, donde K_t es el stock de capital y N_t es el número de ocupados. El producto marginal del trabajo se define como $\frac{\partial Y_t}{\partial N_t} = (1 - \alpha) Y_t N_t$, y de esta manera es posible definir el

costo marginal real como relación entre el costo laboral unitario y el producto marginal de trabajo:

$$MCR_t = \frac{wN_t}{(1 - \alpha) P_t Y_t}. \quad (3)$$

El valor $\frac{wN_t}{P_t Y_t}$ se determina con la relación entre los ingresos laborales y el PIB nominal $\left(S_t = \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}\right)$, y por ende $MCR_t = \frac{S_t}{1 - \alpha}$. El valor de α se toma de las estimaciones realizadas de la función de producción en Colombia.

La estimación de la NKPC se realiza con el GMM, el cual es el método tradicional. En la ecuación 4 se define el conjunto de ortogonalidad de la forma reducida de la versión híbrida de la NKPC:

$$E_t \left(\pi_t - \gamma_{\{f\}} \beta \pi_{t+1} - \gamma_{\{b\}} \pi_{t-1} - \lambda mcr_{t-1} \right) \zeta_{t-1} = 0. \quad (4)$$

En este caso, ζ es el vector de variables en t , y dada esta condición de ortogonalidad se puede estimar el modelo utilizando el GMM propuesto por Hansen (1982). En adición, se utilizan como instrumentos rezagos de las variables para contener los errores de estimación de los costos marginales, dado que esto permite que el error no se correlacione con la información pasada (Galí et al., 2001). La estimación se realiza por GMM, porque los parámetros no son lineales y el número de instrumentos utilizados para esta estimación son mayores que el número de parámetros a estimar.

Las variables necesarias para la estimación de la NKPC son: π_t y mcr_t . En primer lugar, π_t se obtiene de la tasa de variación mensual año completo del IPC entre 2010 y 2019 para cada una de las 23 ciudades principales, que son representativas de sus respectivos departamentos. Los datos se toman del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, s.f.a.).

En el caso de mcr_t , inicialmente se construyen los costos laborales unitarios (S_t) a partir de los ingresos laborales de los trabajadores ($W_t N_t$) y el PIB nominal ($P_t Y_t$). Los ingresos laborales de los trabajadores en cada departamento se toman de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH)

en periodicidad mensuales³. En el caso del PIB ($P_t Y_t$) departamental se cuenta con datos de frecuencia anual, por lo que se desagregó mensualmente usando la metodología de Chow y Lin (1971)⁴.

Para tener comparabilidad con los estudios en Colombia (Bejarano, 2005; Galvis, 2010; Hernández & Guerra, 2020), la elasticidad del producto de la economía al factor trabajo ($1 - \alpha$) tomada es de 60%.⁵ Estos valores se reemplazan en la ecuación 3 para obtener los costos marginales reales. Finalmente, se determina la brecha de los costos marginales reales con la diferencia del logaritmo natural de los costos marginales reales y la tendencia estimada con el filtro Hodrick-Prescott (HP). El procedimiento indicado permite estimar el mcr_t .

B. Estadísticas descriptivas

La tasa de inflación en Colombia ha disminuido desde que se implementó el régimen de inflación objetivo. La Tabla 4 muestra que el período comprendido entre 2010 y 2019 la inflación en promedio mantiene un rango entre 3% y 4%, a pesar que en el 2013 se alcanzó una inflación en promedio menor al 2% y superior al 8% en 2016. También se destaca de Bogotá, Caquetá, Norte de Santander y Risaralda unos costos marginales promedio mayores que el resto de los departamentos. En caso opuesto, según el promedio, los departamentos con menores costos marginales son Meta, Cundinamarca, Cesar y Boyacá. Por períodos, los costos marginales más grandes se encuentran en Norte de Santander, principalmente entre 2010 y 2014, seguido por Risaralda y Caquetá. Por otra parte, Meta conservaría las cifras más bajas durante el período 2010-2014, que luego es reemplazado por departamentos como Cundinamarca y Cesar.

³ Para $W_{\{t\}}$ $N_{\{t\}}$, los datos se consideran en meses corridos, en este sentido, de la misma manera que el cálculo de $\pi_{\{t\}}$.

⁴ Esta metodología fue utilizada de igual manera por Romero (2008) en su estudio de Transmisión regional de la política monetaria en Colombia.

⁵ En Urrutia et al. (1999) y Tribin (2006) se estima dicha elasticidad y se encuentra que en promedio se encuentra entre entre 56% y 60%.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas de la inflación y los costos marginales (2010-2019)

Departamentos	Media		Desv. Est.		Mín.		Máx.	
	$\pi_{\{t\}}$	$MCR_{\{t\}}$	$\pi_{\{t\}}$	$MCR_{\{t\}}$	$\pi_{\{t\}}$	$MCR_{\{t\}}$	$\pi_{\{t\}}$	$MCR_{\{t\}}$
Antioquia	0,0391	1,1623	0,0161	0,0595	0,0178	1,0366	0,0874	1,2650
Atlántico	0,0389	1,0706	0,0173	0,1415	0,0144	0,7692	0,0849	1,3405
Bogotá	0,0367	1,4403	0,0163	0,0949	0,0163	1,2488	0,0903	1,5706
Bolívar	0,0366	0,7207	0,0166	0,0915	0,0113	0,5734	0,0818	0,9257
Boyacá	0,0335	0,5489	0,0163	0,0318	0,0091	0,4819	0,0884	0,6051
Caldas	0,0380	1,2346	0,0205	0,0345	0,0085	1,1762	0,0933	1,3021
Caquetá	0,0322	1,4644	0,0196	0,1098	0,0088	1,3049	0,0968	1,7069
Cauca	0,0336	0,6349	0,0183	0,0524	0,0073	0,5630	0,0871	0,7650
Cesar	0,0361	0,5160	0,0166	0,0490	0,0095	0,4169	0,0871	0,5983
Córdoba	0,0349	1,0607	0,0167	0,0412	0,0109	0,9696	0,0872	1,1771
Chocó	0,0291	0,5144	0,0181	0,0338	0,0035	0,4590	0,0812	0,5829
Cundinamarca	-	0,9007	-	0,1606	-	0,5731	-	1,3353
Huila	0,0346	0,6651	0,0179	0,0362	0,0117	0,6031	0,0920	0,7506
La Guajira	0,0343	0,7355	0,0179	0,0750	0,0097	0,6189	0,0898	0,9007
Magdalena	0,0333	0,7303	0,0153	0,0946	0,0141	0,5340	0,0804	0,8398
Meta	0,0329	0,4805	0,0168	0,1176	0,0083	0,3233	0,0928	0,6782
Nariño	0,0333	1,3730	0,0205	0,0794	0,0075	1,2303	0,0976	1,5620
N. Santander	0,0328	1,5011	0,0209	0,2305	-0,0001	1,1360	0,1061	1,9342
Quindío	0,0334	1,1487	0,0186	0,1090	0,0072	0,9342	0,0863	1,3350
Risaralda	0,0346	1,4719	0,0168	0,0447	0,0104	1,3838	0,0783	1,6179
Santander	0,0403	0,8906	0,0141	0,1066	0,0184	0,7303	0,0839	1,0677
Sucre	0,0345	0,9637	0,0206	0,0365	0,0070	0,9058	0,0938	1,0472
Tolima	0,0354	1,0556	0,0165	0,0445	0,0113	0,9751	0,0920	1,1304
V. Cauca	0,0345	0,9883	0,0185	0,0298	0,0121	0,9489	0,0998	1,0956
Todas las regiones	0,0366	1,0558	0,0163	0,0426	0,0176	0,9743	0,0897	1,1498

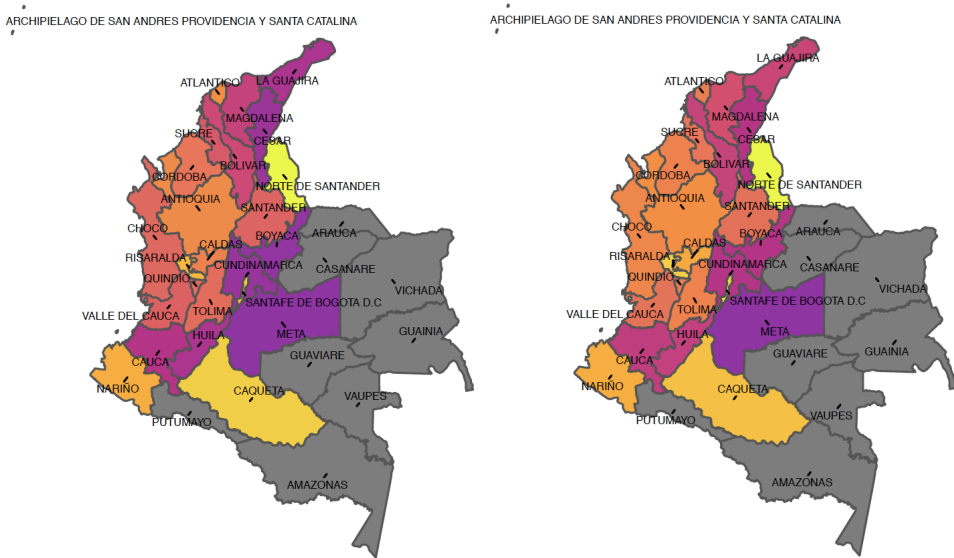
Fuente: elaboración propia a partir de DANE (s.f.a.).

En comparación con la inflación, los costos marginales presentan una mayor volatilidad, principalmente para departamentos como Norte de Santander, Chocó y Atlántico. Estas diferencias regionales pueden observarse en la Figura 1. Por lo general, la tasa de inflación regional con el tiempo presenta comportamientos similares, pero al observar el comportamiento según su ubicación, se puede encontrar ciertas diferencias con la tasa de inflación nacional.⁶

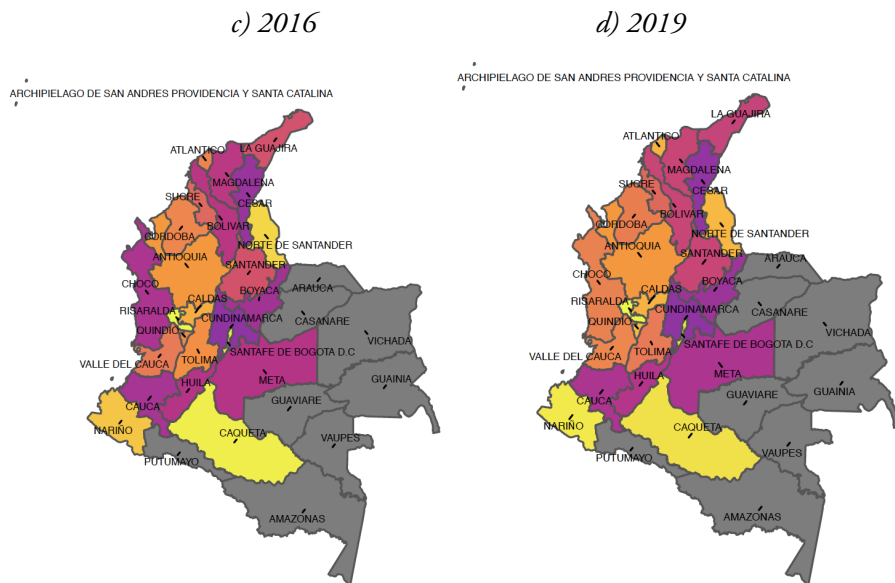
Figura 1. Costos marginales en Colombia

a) 2010

b) 2013



⁶ Para mayor información de la dinámica en la inflación vista de manera espacial estimando la NKPC, véase Yesilyurt y Elhorst (2014) y Vaona y Ascari (2012).



Nota: la representación gráfica de los costos marginales ($MCR_{\{t\}}$) se expresa en promedio anual por cuantiles. El color oscuro presenta menores costos marginales, y el más claro mayores costos marginales. Color gris no representa información.

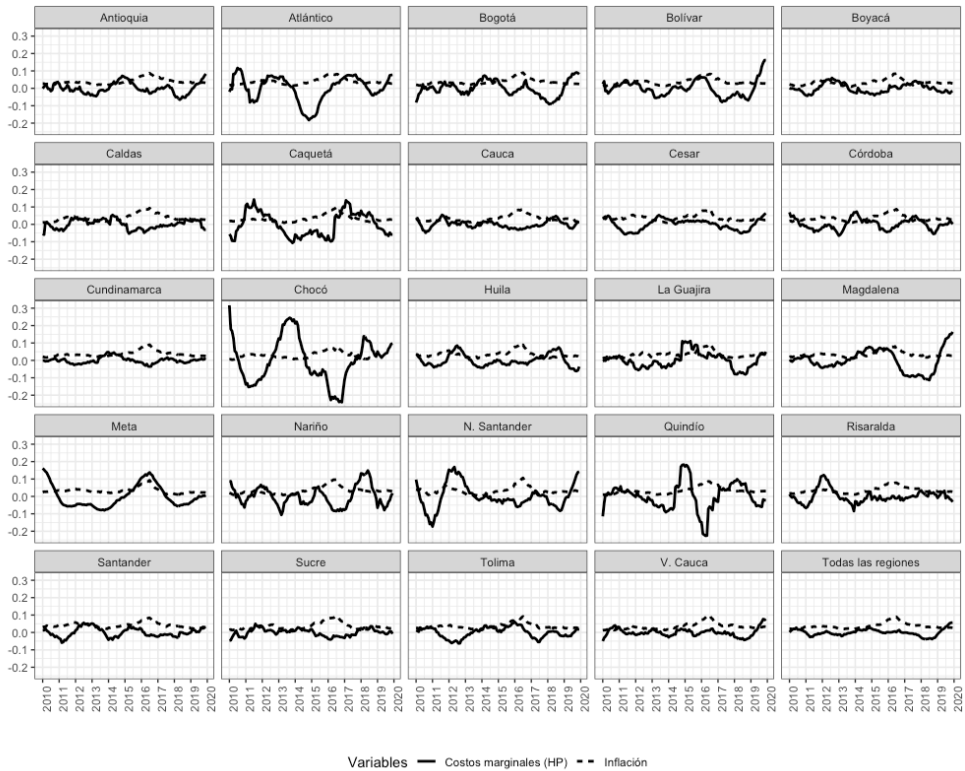
Fuente: elaboración propia a partir de DANE (s.f.).

En el caso de Quibdó no presenta datos de inflación para 2019. En el caso de Cundinamarca, se asume que la inflación de Bogotá es similar a la del departamento, ya que no se cuenta con datos propios. Esto se mantendrá durante las estimaciones econométricas.

En concordancia con la descripción de las dos variables principales del marco de estimación, la tasa de inflación y los costos marginales (HP), la Figura 2 muestra en detalle su comportamiento entre 2010 y 2019. Para la mayoría de las regiones se reflejan dos momentos de mayor presión inflacionaria. Estos ocurren primero en el 2011 por problemas originados por el invierno en Colombia, en donde los alimentos (5,27 %), educación (4,57 %) y vivienda (3,78 %) fueron los sectores que presionaron la inflación. Por ciudades, las capitales de los departamentos de Santander y Huila presentaron mayores variaciones en el año, caso contrario sucedió con Nariño (2,41 %).

El segundo repunte de la inflación sucedió en el 2015, coincidiendo con la fuerte presión de la depreciación del peso colombiano respecto al dólar (debido al aumento en el precio del petróleo) y en parte por fenómenos climáticos. La inflación en Colombia alcanzó el 6,77 %, donde los alimentos tuvieron una variación de precios del 10,85 %, separándose de la meta del Banco de la República. La tasa de inflación fue más alta en la capital del departamento de Norte de Santander para mediados del año 2016 con 10,6 %, junto con una volatilidad pronunciada.

Figura 2. *Inflación y brecha de costos marginales por departamento (2010-2019)*



Fuente: elaboración propia a partir de DANE (s.f.a.).

En cuanto a la brecha de los costos marginales, estos difieren más entre departamentos que por las tasas de inflación. Los departamentos con mayor participación en el sector primario (agropecuario y minería) presentan mayores fluctuaciones al momento de observar el comportamiento de la brecha de los costos marginales; es decir, la participación laboral es susceptible a los fenómenos climáticos en departamentos como Chocó, Nariño, Quindío, Caquetá y Magdalena.

Estas diferencias implican que los choques agregados hacen que haya una respuesta desigual entre los departamentos. Carlino y Defina (1998) evidencian que el efecto en el cambio de los precios del petróleo afecta de manera diferente a las regiones productoras y consumidoras. Igualmente, atribuyen que los choques de la política monetaria -caso de la tasa de interés- difiere según las elasticidades de los sectores productivos y la distribución de las industrias en las regiones. Quintero (2019) propuso una agrupación departamental que vinculara el tipo de actividad principal de cada departamento frente al impacto de política monetaria, y coincide que los departamentos mencionados pertenecen al grupo clasificado como “diversos”, es decir, su actividad económica principal no se encuentra en la minería, servicios e industria.

III. Resultados y discusión

Las estimaciones de la forma reducida del NKPC de referencia para cada departamento, se deriva de la especificación en la ecuación 4, tomando las variables instrumentales para datos mensuales que sugiere Ramos y Torres (2008)⁷. Los coeficientes del término prospectivo ($\gamma_{\{f\}}$) y retrospectivo ($\gamma_{\{b\}}$) son positivos y estadísticamente significativos al 1% con GMM (Tabla 5). En todos los casos, los coeficientes del término prospectivo, $\gamma_{\{f\}}$, es mayor que el coeficiente de inflación rezagada, $\gamma_{\{b\}}$. Este último tiene un tamaño del coeficiente entre 0,213 y 0,399. En el caso de $\gamma_{\{f\}}$, el rango está entre 0,682 y 1,002.

⁷ La especificación del modelo considera $\pi_{\{t-3\}}$ y $\pi_{\{t+3\}}$ dado su nivel estacional.

El coeficiente de la brecha de los costos marginales λ se observa que es positivo y negativo con significancia estadística al 5 % y al 1 % para 42 % de los 24 departamentos (incluida Bogotá). La estimación negativa significativa al 5 % se presenta en Bolívar (-0,074), y al 1 % en Cundinamarca (-0,093) y Tolima (-0,111). Un λ positivo y estadísticamente significativo al 1 % varía entre 0,018 (Atlántico) y 0,158 (Caldas).

Tabla 5. *Estimación de forma reducida de la versión híbrida de la NKPC por departamento (2010-2019)*

Departamento	Constante	$\gamma_{\{b\}}$	$\gamma_{\{f\}}$	λ	θ_i	J-Test
		π_{t-3}	π_{t+3}	mcr_t	$\frac{1}{1-\theta_i}$	(p-value)
Antioquia	-0,002** (0,001)	0,370*** (0,040)	0,682*** (0,054)	-0,023 (0,015)		8,156 (0,518)
Atlántico	-0,003*** (0,001)	0,337*** (0,043)	0,737*** (0,051)	0,018*** (0,005)	0,944 18	5,071 (0,828)
Bogotá	-0,001 (0,002)	0,294*** (0,052)	0,721*** (0,065)	-0,006 (0,007)		7,32 (0,603)
Bolívar	-0,008** (0,003)	0,213*** (0,077)	1,002*** (0,134)	-0,074** (0,034)		5,464 (0,792)
Boyacá	-0,007*** (0,002)	0,226*** (0,059)	0,975*** (0,091)	0,141*** (0,026)	0,695 3	4,349 (0,886)
Caldas	-0,008*** (0,002)	0,321*** (0,060)	0,869*** (0,077)	0,158*** (0,031)	0,709 3	79,204 (0,542)
Caquetá	-0,002*** (0,001)	0,257*** (0,043)	0,805*** (0,044)	0,029*** (0,008)	0,904 10	42,663 (0,893)
Cauca	-0,003** (0,002)	0,354*** (0,040)	0,739*** (0,052)	0,019 (0,034)	0,941 17	5,998 (0,74)
Cesar	-0,004* (0,002)	0,322*** (0,070)	0,789*** (0,076)	-0,011 (0,031)		15,304 (0,082)
Córdoba	-0,003	0,339***	0,715***	-0,005		9,606

Continúa

Tabla 5. Continuación

Departamento	Constante	$\gamma_{\{b\}}$	$\gamma_{\{f\}}$	λ	θ_i	J-Test
		π_{t-3}	π_{t+3}	mcr_t	$\frac{1}{1-\theta_i}$	(p-value)
	(0,002)	(0,059)	(0,061)	(0,020)		(0,383)
Cundinamarca	-0,002 (0,001)	0,228*** (0,037)	0,813*** (0,060)	-0,093*** (0,018)		4,311 (0,889)
Chocó	-0,001 (0,002)	0,399*** (0,056)	0,627*** (0,054)	0,001 (0,008)		83,287 (0,501)
Huila	-0,005*** (0,001)	0,360*** (0,030)	0,784*** (0,030)	0,052*** (0,010)	0,862 7	4,202 (0,897)
La Guajira	-0,007*** (0,002)	0,357*** (0,037)	0,840*** (0,077)	-0,009 (0,014)		4,524 (0,873)
Magdalena	-0,005*** (0,001)	0,310*** (0,053)	0,828*** (0,060)	-0,023 (0,014)		5,578 (0,781)
Meta	-0,005*** (0,002)	0,384*** (0,252)	0,771*** (0,048)	-0,009 (0,011)		3,325 (0,950)
Nariño	-0,004** (0,002)	0,261*** (0,053)	0,844*** (0,067)	-0,017 (0,014)		5,189 (0,817)
Norte de Santander	-0,003** (0,001)	0,332*** (0,045)	0,759*** (0,053)	0,028*** (0,007)	0,916 12	3,959 (0,914)
Quindío	-0,002 (0,002)	0,364*** (0,056)	0,691*** (0,083)	-0,004 (0,007)		10,33 (0,324)
Risaralda	-0,002*** (0,001)	0,297*** (0,021)	0,769*** (0,025)	0,034*** (0,005)	0,900 10	4,911 (0,842)
Santander	-0,005* (0,003)	0,229*** (0,087)	0,873*** (0,109)	0,027 (0,036)	0,891 9	8,392 (0,495)
Sucre	-0,004*** (0,001)	0,363*** (0,040)	0,751*** (0,031)	0,012 (0,042)	0,958 24	5,873 (0,752)
Tolima	-0,008*** (0,002)	0,225*** (0,032)	0,983*** (0,058)	-0,111*** (0,016)		5,812 (0,868)

Continúa

Tabla 5. Continuación

Departamento	Constante	$\gamma_{\{b\}}$	$\gamma_{\{f\}}$	λ	θ_i	J-Test
		π_{t-3}	π_{t+3}	mcr_t	$\frac{1}{1-\theta_i}$	(p-value)
Valle del Cauca	-0,004*	0,226***	0,871***	0,033	0,877	6,493
	(0,002)	(0,064)	(0,091)	(0,039)	8	(0,689)
Todas las regiones	-0,002	0,346***	0,700***	-0,017		7,539
	(0,001)	(0,035)	(0,050)	(0,014)		(0,581)

Nota: ***, **, * representan significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Bartlett KerneL, Newey-West fijo, errores estándar robustos de HAC entre paréntesis.

Instrumentos: brecha de los costos marginales: $t - 2$ a $t - 7$, inflación: $t - 1$ a $t - 6$.

θ_i se encuentra al despejar en λ . El coeficiente $\gamma_{\{f\}}$ es utilizado en la ecuación, en lugar de β para calcular θ_i . La forma reducida del modelo NKPC para cada departamento muestra que las restricciones de sobreidentificación son válidas en sus parámetros.

Fuente: elaboración propia.

En el caso de Norte de Santander, Atlántico, Boyacá, Caldas, Caquetá, Huila y Risaralda los datos se ajustan correctamente para validar la NKPC híbrida, dado por los coeficientes son positivos y estadísticamente significativos al 1 %. La no evidencia de la NKPC híbrida en Santander y Sucre se debe a que los coeficientes de la brecha de los costos marginales (λ) no son estadísticamente significativos, y se obtienen altos errores estándar alrededor de las estimaciones. Esto evidencia que el proceso inflacionario no es similar en todos los departamentos, y por ende la heterogeneidad en la dinámica inflacionaria regional es clara.

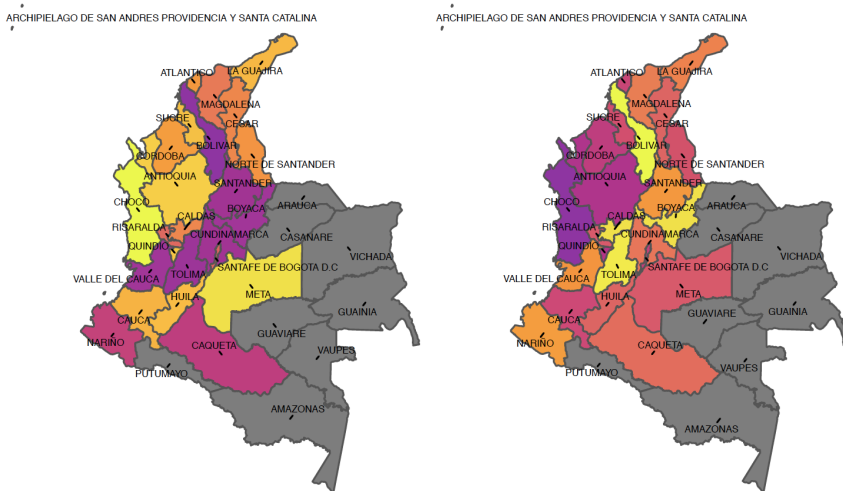
En concordancia con los resultados, es posible indicar que la fracción de empresas que cambian su precio usando en menor medida una regla empírica retrospectiva (coeficiente $\gamma_{\{b\}}$) es menor a las que toman en consideración la inflación esperada ($\gamma_{\{f\}}$). Esta relación al presentar mayores coeficientes en la inflación esperada y la brecha de los costos marginales explican la baja probabilidad que las empresas mantengan sin cambios los precios en el tiempo, como es el caso de Boyacá y Caldas. Por el contrario, si existe mayor explicación de la persistencia de la inflación ($\gamma_{\{b\}}$) a la dinámica inflacionaria en los departamentos las empresas mantendrán los precios sin cambios por un tiempo considerable.

Los departamentos con estructuras económicas que no pertenecen —según Quintero (2019)— a la industria, servicios y minería como Chocó, Córdoba, Huila, Magdalena, Norte de Santander, Quindío y Sucre, presentan mayor valor del coeficiente de persistencia en la inflación, por lo que sus empresas fijan los precios de manera retrospectiva, así como en la adopción de medidas en materia de política monetaria pueden tener un efecto lento en la actividad económica.

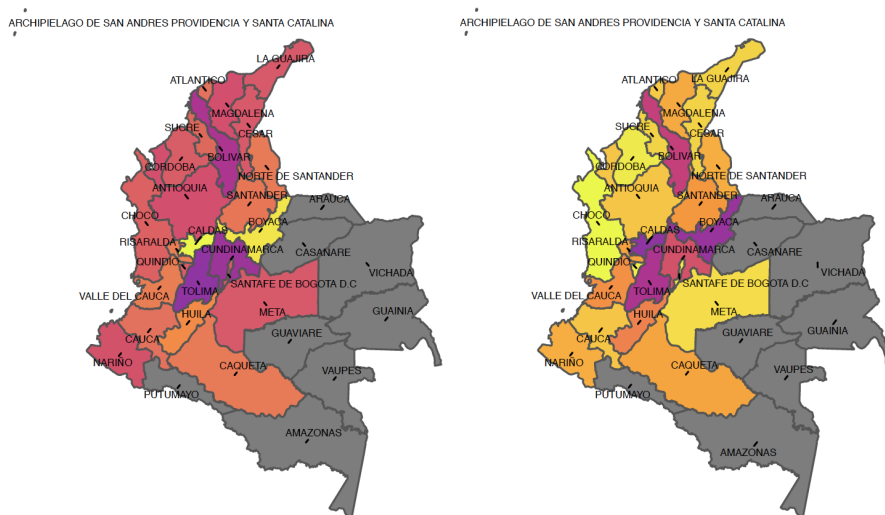
En la Figura 3 se presenta la ubicación geográfica de los coeficientes $\gamma_{\{b\}}$, $\gamma_{\{f\}}$, λ y θ de acuerdo con los resultados de la Tabla 5, permitiendo observar la baja persistencia de la inflación en departamentos que comunican el pacífico y el caribe con el centro del país; en este sentido, el impacto que pueda tener la política monetaria en estas regiones es alta por la importancia que tiene las expectativas de inflación en la causada. En contraste, el coeficiente de la brecha del costo marginal (λ) difiere su tamaño en diferentes regiones, pero un aspecto a destacar es que los departamentos ubicados en la zona central del país y también Bolívar tienen baja probabilidad de que las empresas mantengan los precios sin cambios en el tiempo.

Figura 3. Resultados de estimaciones espaciales

a) 2010



b) 2013



Fuente: elaboración propia a partir de DANE (s.f.a.).

El grado de competencia que tienen las empresas permite entender la forma como estas ajustan sus precios. En mercados altamente competitivos las empresas son más susceptibles de cambiar sus precios como respuesta a un choque, dado que el costo de oportunidad de no hacerlo es alto (Misas et al., 2009). En ese sentido, cuando se observa la probabilidad de mantener sin cambio los precios las empresas en los departamentos parecen operar en mercados poco competitivos, principalmente en lugares alejados al centro del país.

Para Mehrotra et al. (2010), la posibilidad de que la inflación haya experimentado choques comunes en los departamentos se evidencia en movimientos comunes por parte de los residuos de las regresiones. La correlación de los residuos para el caso de los departamentos de Colombia es alta. En promedio la correlación de los residuos del departamento hacia los demás va desde 0,42 (Chocó) a 0,70 (Meta), con un promedio total de 0,59. Sin embargo, al comparar el comportamiento de la tasa de inflación a partir de los residuos de las regresiones según su estructura económica, los departamentos basados en la minería y la industria presentan una correlación

del 61 % y 62 %, respectivamente, mientras que los departamentos que no se agrupan en las anteriores estructuras es 52 %.

Por otro lado, la división entre regiones muestra divergencias más claras en el comportamiento de la inflación. Las correlaciones de los residuos en el modelo planteado indican que las regiones del Centro Oriental y Occidental presentan en promedio movimientos similares del 66 %, mientras que para economías de la región del Caribe y el Pacífico los coeficientes de correlación son más bajos, correspondientes al 62 % y 57 %. Estos hallazgos se asemejan a los encontrados por Quintero (2019), donde las zonas costeras del país presentan mayores efectos diferenciales de la política monetaria.

El modelo estructural detrás de la NKPC sugiere que la transmisión de la política monetaria sobre la inflación se produce cuando las tasas de interés reales inciden en los costos marginales reales a través de la brecha del producto, aunque también la política monetaria puede influir en la inflación a través del canal de expectativas cuando el banco central tiene credibilidad. Los resultados resaltan la participación de la inflación esperada en cada uno de los departamentos, a pesar que el coeficiente λ es estadísticamente significativo y consistente con la teoría en 7 de los 24 departamentos —incluida Bogotá—.

Las diferencias en el proceso de formación de precios entre los departamentos son importantes, porque de ello dependerá directamente la efectividad de la política monetaria. El coeficiente de Calvo (1983) (θ), que explica la probabilidad de mantener los precios fijos en el tiempo, es heterogéneo entre departamentos, dado que se mantiene en un rango de 0,695 a 0,958 con duraciones de precios en promedio entre 3 hasta 24 meses. Al comparar por regiones, la zona central perteneciente a Boyacá, Cundinamarca, Tolima y Caldas presentan menor rigidez de precios, asociado tanto a una baja persistencia de la inflación ($\gamma_{\{f\}}$) como a una mayor relevancia de la inflación esperada ($\gamma_{\{b\}}$).

Para complementar las estimaciones de la Tabla 5, se construye un panel dinámico para estimar la NKPC. No obstante, Mileva (2007) aclara que este tipo de modelos puede enfrentar diferentes problemas como: problemas de endogeneidad en donde el regresor se correlaciona con el término de error; características invariantes en el tiempo del departamento (efecto fijo), como la correlación de la geografía y la demografía con las variables explicativas;

la existencia de autocorrelación; y la naturaleza de los datos panel al tener una dimensión corta de tiempo y amplia dimensión espacial. Por lo anterior, Mileva (2007) sugiere que estos problemas se resuelven usando GMM a partir del método de Arellano y Bond (1991).

Inicialmente, se realizan estimaciones constatando que la NKPC se cumpla para el país. La Tabla 6 considera la ecuación preliminar en π_{t-3} , π_{t+3} y mcr_t . A pesar que los coeficientes $\gamma_{\{b\}}$ y $\gamma_{\{f\}}$ son estadísticamente significativos al 1% y para λ al 5%, aunque este último es negativo. Es de aclarar que la relación entre la inflación y la brecha de los costos marginales es negativa con inclusión de t , $t - 3$, $t - 6$ y $t - 12$ rezagos. Sin embargo, es hasta considerar 18 rezagos (un año y medio) que el coeficiente de la brecha de los costos marginales (λ) es estadísticamente para explicar la dinámica inflacionaria.

Tabla 6. *Panel dinámico de la NKPC en Colombia (2010-2019)*

Modelo	$\gamma_{\{b\}}$	$\gamma_{\{f\}}$	λ	θ	Wald	AR(1)	AR(2)	Hansen	Sargan
	π_{t-k}	π_{t+k}	mcr_t	$\frac{1}{1-\theta}$	(p-value)	(p-value)	(p-value)	(p-value)	(p-value)
$\pi_{t-3} + \pi_{t+3} +$ mcr_{t-18}	0,479*** (0,052)	0,509*** (0,064)	0,143** (0,064)	0,804 5	268,66 (0,000)	2,043 (0,041)	1,042 (0,297)	23,93 -1,000	2927,3 (0,000)
$\pi_{t-6} + \pi_{t+6} +$ mcr_{t-18}	0,513*** (0,139)	0,376* (0,198)	0,487*** (0,173)	0,612 3	27,74 (0,000)	2,467 (0,013)	1,948 (0,041)	20,93 -1,000	2276,2 (0,000)

Nota: ***, **, * representan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Bartlett Kernel, Newey-West fijo, errores estándar robustos de HAC entre paréntesis.

Instrumentos: inflación: $t - 12$. Wardhono et al. (2018) utiliza π_{t-4} como variable instrumental para estudiar la NKPC para países del Sur de Asia con datos panel en trimestres.

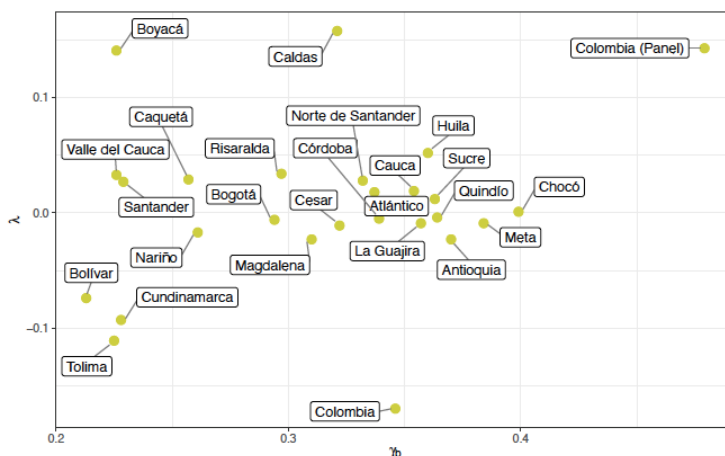
Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 6 se realiza un contraste del modelo estimado entre tres rezagos y adelantos, y por otro lado con seis rezagos y adelantos. Esta última especificación tiene inconvenientes, como son —primero— los errores estándar de sus coeficientes son grandes, y —segundo— a pesar de que se acepta la hipótesis nula de la prueba de Hansen (1982) respecto de la validez de las restricciones de sobreidentificación, al tomar el valor 1 se anula lo mencionado —no se considera la prueba Sargan (1958), lo cual considera la misma hipótesis de Hansen—; por tanto, no se cumple con la prueba de Roodman (2009).

Por lo anterior, el modelo que incluye tres rezagos y adelantos es válido al considerar que el coeficiente de la inflación visto hacia el futuro, $\gamma_{\{f\}}$ continúa siendo importante en la explicación de la dinámica inflacionaria del país, tal como se evidenció en cada uno de los departamentos. Así mismo, los bajos errores estándar de los coeficientes y la no autocorrelación serial (AR(2)) lo hace válido desde el punto de vista estadístico. Sin embargo, los resultados son similares a los obtenidos por Galvis (2010), dado que el grado de rigidez de precios en las empresas es de alrededor el 80 %, por lo que las empresas mantienen fijo los precios en promedio durante 5 meses.

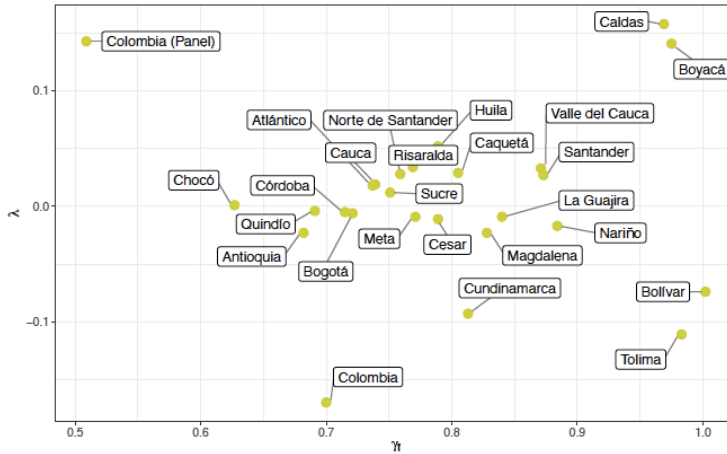
En la Figura 4 se muestra un resumen de los coeficientes estimados, donde se evidencia la relación entre el coeficiente λ con el asociado a la inflación pasada ($\gamma_{\{b\}}$) y a la inflación esperada ($\gamma_{\{f\}}$). En general, los coeficientes de la brecha de los costos marginales y de la inflación esperada presentan mayor valor que el de la inflación rezagada, por lo que los resultados son consistentes con el modelo de la NKPC (Galí et al., 2001; Ramos & Torres, 2008; Mehrotra et al., 2010; Vasicek, 2011). Al comparar los coeficientes obtenidos con el panel permanecen distantes a los coeficientes individuales.

Figura 4a. Resultados de las estimaciones en $\gamma_{\{b\}}$ vs. λ



Fuente: elaboración propia.

Figura 4b. Resultados de las estimaciones en $\gamma_{\{f\}}$ vs. λ



Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Este artículo emplea una curva de Phillips neokeynesiana (NKPC) híbrida para analizar la dinámica de los precios en los departamentos en Colombia. La evidencia muestra que el proceso inflacionario ha sido más prospectivo en los últimos años, lo que también es consistente con una mayor credibilidad en la meta de inflación, puesto que la eficacia de la política monetaria depende del papel de expectativas en la determinación de la inflación, que es de importancia para la conducción de la política monetaria en una economía con diferencias regionales como la colombiana. No obstante, la inflación rezagada (persistencia de la inflación) también es significativa para todos los departamentos.

Los resultados obtenidos muestran que la formación de precios presenta comportamientos diferenciales entre las regiones geográficas del país. Los departamentos del centro del país tienen menor probabilidad de que sus empresas mantengan los precios sin cambios, destacando el papel de la inflación esperada y los costos marginales. Por el contrario, los departamentos de las zonas costeras evidencian mayor grado de rigidez en los precios, puesto que las empresas tardan más tiempo en modificarlos.

Al evaluar la dinámica inflacionaria independiente sobre cada uno de los departamentos, las diferencias encontradas no están relacionadas con la ubicación geográfica. El fuerte impacto de la política monetaria se encuentra explicado por las expectativas de la inflación, tal como se observa en los departamentos de Bolívar, Nariño, Valle del Cauca, Boyacá, Santander, Tolima y Caldas.

Los resultados dan evidencia de la curva de Phillips neokeynesiana a nivel departamental, y puede brindar una explicación de la dinámica inflacionaria. La importancia de tener una estimación a escala regional sugiere una comprensión del papel de la política monetaria en la estabilización de los ciclos adversos que enfrenta la economía colombiana. En trabajos posteriores se puede abordar una medición del mecanismo de transmisión completo de la política monetaria a los precios en los diferentes departamentos.

Referencias

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Bejarano, J. (2005). Estimación estructural y análisis de la curva de Phillips neokeynesiana para Colombia. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*, 23(48), 64-117. <https://doi.org/10.32468/Espe.4802>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Carlino, G., & DeFina, R. (1998). The Differential Regional Effects of Monetary Policy. *Review of economics and statistics*, 80(4), 572-587. <https://doi.org/10.1162/003465398557843>
- Céspedes, L. F., Ochoa, M., & Soto, C. (2005). The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile [documento de trabajo No. 355]. Banco Central de Chile. <https://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc355.pdf>

- Chow, G. C., & Lin, A.-I. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372-375. <https://doi.org/10.2307/1928739>
- Coen, R. M., Eisner, R., Marlin, J. T., & Shah, S. N. (1999). The NAIRU and Wages in Local Labor Markets. *American Economic Review*, 89(2), 52-57. <https://doi.org/10.1257/aer.89.2.52>
- Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2008). Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the new Keynesian Phillips Curve. *American Economic Review*, 98(5), 2101-26. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.2101>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.). Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). Consultado el 15 de noviembre de 2020. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/1
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.a.). Índice de precios al consumidor. Consultado el 15 de noviembre de 2022. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/precios-y-costos/indice-de-precios-al-consumidor-ipc>
- DiNardo, J., & Moore, M. P. (1999). *The Phillips Curve is Back? Using Panel Data to Analyze the Relationship Between Unemployment and Inflation in an Open Economy* [NBER working paper No. 7328]. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w7328>
- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159. <https://doi.org/10.2307/2118513>
- Fuhrer, J. C. (1997). The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(3), 338-350. <https://doi.org/10.2307/2953698>
- Funke, M. (2006). Inflation in China: Modelling a Roller Coaster Ride. *Pacific Economic Review*, 11(4), 413-429. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0106.2006.00325.x>

- Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00023-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00023-9)
- Galí, J., Gertler, M., & López-Salido, J. D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45(7), 1237-1270. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00105-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00105-7)
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in A Small Open Economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>
- Galvis, J. C. (2010). Estimación de la curva de Phillips neokeynesiana para Colombia: 1990-2006. *Lecturas de Economía*, (73), 11-47. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n73a7863>
- Gordon, RJ (1997). La NAIRU: variable en el tiempo y sus implicaciones para la política económica. *Diario de Perspectivas Económicas*, 11(1), 11-32.
- Ha, J., Fan, K., & Shu, C. (2003). The Causes of Inflation and Deflation in Mainland China. *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, 30, 23-31. <https://www.hkma.gov.hk/media/eng/publication-and-research/quarterly-bulletin/qb200309/fa3.pdf>
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Hassler, U., & Neugart, M. (2003). Inflation-Unemployment Tradeoff and Regional Labor Market Data. *Empirical Economics*, 28(2), 321-334. <https://doi.org/10.1007/s001810200133>
- Hernández, C., & Guerra, J. D. (2020). Evidencia empírica de la curva de Phillips neokeynesiana: un análisis para la economía colombiana para el periodo 2000-2019 [tesis de grado, Universidad EAFIT]. <https://repository.eafit.edu.co/handle/10784/16309?show=full>
- Leith, C., & Malley, J. (2007). Estimated Open Economy New Keynesian Phillips Curves for The G7. *Open Economies Review*, 18(4), 405-426. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9008-x>

- Mavroeidis, S., Plagborg-Møller, M., & Stock, J. H. (2014). Empirical Evidence on Inflation Expectations in the new Keynesian Phillips Curve. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 124-88. <https://doi.org/10.1257/jel.52.1.124>
- Mehrotra, A., Peltonen, T., & Rivera, A. S. (2010). Modelling Inflation in China—A Regional Perspective. *China Economic Review*, 21(2), 237-255. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2009.06.010>
- Mihailov, A., Rumler, F., & Scharler, J. (2011). The Small Open-Economy New Keynesian Phillips Curve: Empirical Evidence and Implied Inflation Dynamics. *Open Economies Review*, 22(2), 317-337. <https://doi.org/10.1007/s11079-009-9125-9>
- Mileva, E. (2007). *Using Arellano-Bond Dynamic Panel Gmm Estimators in Stata. Tutorial with Examples using Stata 9.0* [working paper]. <https://www.studocu.com/row/document/university-of-mauritius/law-and-management/elitz-using-arellano-bond-gmmestimators/1633335>
- Misas, M., López-Enciso, E. A., & Parra-Álvarez, J. C. (2009). La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa. *Borradores de Economía*, 569. <https://www.banrep.gov.co/es/formacion-precios-las-empresas-colombianas-evidencia-par-tir-encuesta-directa>
- Neiss, K. S., & Nelson, E. (2005). Inflation Dynamics, Marginal Cost, and The Output Gap: Evidence from Three Countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1019-1045. <https://www.jstor.org/stable/3839026>
- Quintero, J. D. (2019). Impactos regionales y sectoriales de la política monetaria en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 38(76), 259-288. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v38n76.62538>
- Ramos, M., & Torres, A. (2008). Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization Using The New Phillips Curve. *The North American Journal of Economics and Finance*, 19(3), 274-289. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2008.04.001>

- Ravenna, F., & Walsh, C. E. (2006). Optimal Monetary Policy with the Cost Channel. *Journal of Monetary Economics*, 53(2), 199-216. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.01.004>
- Roberts, J. M. (1995). New Keynesian Economics and The Phillips Curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4), 975-984. <https://doi.org/10.2307/2077783>
- Roberts, J. M. (2005). How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data? *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 5(1). <https://doi.org/10.2202/1534-6005.1206>
- Romero, J. (2008). *Transmisión regional de la política monetaria en Colombia* [documentos de trabajo sobre economía regional, No. 107]. Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-107.pdf>
- Roodman, D. (2009). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Rudd, J., & Whelan, K. (2005). New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1167-1181. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.08.006>
- Rudd, J., & Whelan, K. (2007). Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(S1), 155-170. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2007.00019.x>
- Rudebusch, G. D. (2002). Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty. *The Economic Journal*, 112(479), 402-432. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00036>
- Rumler, F. (2007). Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries. *Open Economies Review*, 18(4), 427-451. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9028-6>
- Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393-415. <https://doi.org/10.2307/1907619>

- Saygili, H. (2020). Sectoral inflationary dynamics: cross-country evidence on the Open Economy New Keynesian Phillips Curve. *Review of World Economics*, 156(1), 75-101. <https://doi.org/10.1007/s10290-019-00340-7>
- Sbordone, A. M. (2002). Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 265-292. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00111-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00111-8)
- Sbordone, A. M. (2005). Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics? *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1183-1197. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.08.010>
- Scheibe, J., & Vines, D. (2005). *A Phillips Curve for China* [CEPR discussion paper No. 4957]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=770244
- Urrutia, M., Pontón, A., Esteban-Posada, C., & Reyes, C. (1999). El crecimiento económico colombiano en el siglo XX: aspectos globales. *Borradores de Economía; No. 134*. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/5152>
- Vaona, A., & Ascari, G. (2012). Regional Inflation Persistence: Evidence from Italy. *Regional Studies*, 46(4), 509-523. <https://doi.org/10.1080/00343404.2010.505913>
- Vasicek, B. (2011). Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(5), 71-100. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X470504>
- Wardhono, A., Nasir, M. A., Qori'ah, C. G., Indrawati, Y., & Krishnabudi, N. G. (2018). *Estimated New Keynesian Phillips Curves (Nkpc) Model in Dynamic Inflation Based on Panel Data Perspective in ASEAN* [conferencia]. <https://repository.unej.ac.id/handle/123456789/89097>
- Yesilyurt, F., & Elhorst, J. P. (2014). A Regional Analysis of Inflation Dynamics in Turkey. *The Annals of regional science*, 52(1), 1-17. <https://doi.org/10.1007/s00168-013-0570-4>



APUNTES DEL CENES
UNIVERSIDAD PEDAGÓGICA Y
TECNOLÓGICA DE COLOMBIA
ESCUELA DE ECONOMÍA



DESTACADOS ADC

ISSN 0120-3053
E-ISSN 2256-5779

<https://dx.doi.org/10.19053/issn.0120-3053>

Contenido

[Wage Returns to Colombia: a Quantile Analysis](#). Cristian Dario Castillo Robayo, Julimar Da Silva Bichara, Manuel Pérez Trujillo

[Critical Raw Materials and Economic Complexity in Latin America](#). Juan Sebastián Lara Rodríguez, André Tosi Furtado, Aleix Altimiras-Martin

[Trade Policy and Evolution of the External Sector in Colombia 1970-2016](#). Carlos Felipe Gallardo Sanchez, Luis Eudoro Vallejo Zamudio

[Bilateral Trade Agreements: the Colombian Case \(1990-2015\)](#). Carolina Rojas Sánchez, Álvaro Pío Gómez Olaya

[Analysis of the Cycles of the Colombian Agricultural GDP 1976-2013](#). Alvaro Hernando Chaves Castro

[Production as Origen of Surplus-Value in Marxist Theory](#). Fahd Boundi Chraki

[The Effects of the Free Trade Agreement with the United States and the Prices of Colombian Corn](#). Johanna Trochez Gonzalez, Marisol Valencia Cárdenas, Juan Carlos Salazar Uribe

[Free Trade Zones in Colombia: Business and Regional Development 2009 - 2016](#). Guillermo Alexander Arévalo-Luna, Guillermo Alejandro Arevalo-Lizarazo

La revista se encuentra en los siguientes índices:

Scielo - Redalyc - Bibilat - Pubindex Categoría C - ESCI (WoS)

Agregadores: EBSCO - Dialnet - REDIB - CLASE - ProQuest

Directorios: DOAJ - Latindex - EconLit - Latinrev -DOTEC—RepEc -ERIH
Plus - Econpapers - EconBib -

Apuntes del
CENES

Contacto:

Luis E. Vallejo Zamudio (*Editor*)

Ricardo Tejedor Estupiñán

(*Asistente Editorial*)

apuntes.cenes@uptc.edu.co

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

**Juan Camilo Galvis-Ciro, Guillermo David Hincapié-Vélez,
Claudio Oliveira de Moraes y Jaime García-Lopera**

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Juan Camilo Galvis-Ciro, Guillermo David Hincapié-Vélez, Claudio Oliveira de Moraes
y Jaime García-Lopera

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

Resumen: *El SPREAD mide los costos de intermediación del sistema financiero y afecta el crecimiento económico. Este artículo busca evaluar los determinantes del SPREAD para la economía colombiana bajo el esquema de inflación objetivo durante el período 2010-2020. Para ello, se utiliza la metodología de panel de datos dinámico y se estiman varios modelos por medio del método de momentos generalizados (GMM). Los resultados muestran que el entorno macroeconómico —en especial el desempleo— y la eficiencia operacional de las instituciones financieras, son factores importantes para explicar el SPREAD. Además, la concentración de mercado del sistema financiero también es relevante para entender el comportamiento de los costos de la intermediación.*

Palabras clave: *tasa de interés, SPREAD, mercado financiero, panel de datos.*

Clasificación JEL: C33, E4, G1, G2.

The SPREAD of Interest Rates in Colombia for the Period 2010-2020

Abstract: *The SPREAD is a measure of the financial system intermediation costs and affects economic growth. This article evaluates the SPREAD determinants for the Colombian economy by the period 2010-2020. We use the dynamic data panel methodology and estimate several models with the generalized moment method (GMM). The results show that the macroeconomic environment, especially unemployment, and the operational efficiency of financial institutions are important factors to explain SPREAD. Furthermore, the market concentration of the financial system is also relevant to explain the intermediation costs.*

Keywords: *Interest rate, SPREAD, Financial Market, Panel Data.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a345596>



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/>

L'évolution des taux d'intérêt en Colombie pour la période 2010-2020

Résumé: *Le SPREAD mesure les coûts d'intermédiation dans un système financier et il affecte la croissance économique. Cet article cherche à évaluer les déterminants de SPREAD pour l'économie colombienne, sous un régime de ciblage de l'inflation pour la période 2010-2020. Pour ce faire, nous utilisons la méthodologie des données de panel dynamiques, laquelle permet d'estimer plusieurs modèles à travers la méthode des moments généralisés (GMM). Les résultats montrent que l'environnement macroéconomique —en particulier le chômage— et l'efficacité opérationnelle des institutions financières sont des facteurs importants pour expliquer le SPREAD. En outre, la concentration du marché du système financier est également important pour comprendre le comportement des coûts d'intermédiation financière.*

Mots clés: *taux d'intérêt, SPREAD, marché financier, données de panel.*

Cómo citar / How to cite this item:

Galvis-Ciro, J. C., Hincapié-Vélez, G. D., Oliveira de Moraes, C., & García-Lopera, J. (2022). El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020. *Lecturas de Economía*, 97, 45-78. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a345596>

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

Juan Camilo Galvis-Ciro ^a, Guillermo David Hincapié-Vélez ^b,
Claudio Oliveira de Moraes ^c y Jaime García-Lopera ^d

–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Metodología. –III. Estimaciones y resultados.
–Conclusiones. –Anexo. –Referencias.

Primera versión recibida el 11 de marzo de 2021; versión final aceptada el 24 de enero de 2022

Introducción

El sistema financiero es importante para el crecimiento económico, ya que permite transferir los recursos entre los agentes económicos y ayuda a convertir el ahorro en inversión (Célerier & Matray, 2019). En este proceso, el sistema actúa como un mediador que transforma los depósitos en préstamos en un ambiente de incertidumbre. De acuerdo con el trabajo pionero de Ho y Saunders (1981), las dificultades se originan porque existe una asincronía entre la oferta y la demanda de fondos, lo que obliga a las instituciones de crédito a buscar estrategias para administrar su aversión al riesgo y maximizar la utilidad.

Las operaciones financieras implican ciertos costos fijos de recoger los recursos y administrar los depósitos. También están los gastos para

^a *Juan Camilo Galvis-Ciro*: profesor y coordinador del Grupo de Investigación en Análisis Económico de la Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: jcgalvisciro@gmail.com <https://orcid.org/0000-0001-6680-275X>

^b *Guillermo David Hincapié-Vélez*: profesor y codirector del Grupo de Investigación en Análisis Económico de la Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: guillermo.hincapie@upb.edu.co <https://orcid.org/0000-0003-4175-7643>

^c *Claudio Oliveira de Moraes*: profesor del Instituto COPPEAD de Administración de Río de Janeiro y funcionario del Banco Central de Brasil, Río de Janeiro, Brasil. Dirección electrónica: claudio.moraes@bcb.gov.br <https://orcid.org/0000-0002-9746-8106>

^d *Jaime García-Lopera*: economista por la Universidad Autónoma Latinoamericana. Investigador independiente, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: jaime.garcia2242@unaula.edu.co <https://orcid.org/0000-0002-7918-7183>

seleccionar de forma adecuada a los prestatarios para mantener un portafolio rentable con bajas tasas de morosidad (Ahokpossi, 2013; Bonfim, 2009; Memmel et al., 2015). En conjunto con estas variables específicas a la estructura operacional de cada institución, el sistema financiero es influenciado por el entorno macroeconómico que afecta la demanda y la oferta de fondos, las probabilidades de moratoria, el costo de fondeo y los requerimientos regulatorios de reservas (De Moraes & De Mendonça, 2019).

El *SPREAD* es una medida de los costos de la intermediación y se define como la diferencia entre las tasas activas fijadas sobre los préstamos menos las tasas pasivas pagadas por los depósitos. Como tal, es *SPREAD* es una medida de la competitividad del sistema financiero por lo que es una variable de seguimiento debido a sus implicaciones en el desempeño de toda economía (Saunders & Schumacher, 2000).

En el caso de Latinoamérica, ciertos estudios han apuntado que el histórico de inestabilidad macroeconómica de la región es uno de los factores más relevantes para explicar el *SPREAD* (Afanasiëff et al., 2002; Da Silva et al., 2016; Da Silva & Pirtouscheg, 2015). También existen trabajos que muestran que el *SPREAD* está determinado por la alta concentración de los préstamos en pocos bancos (Barajas et al., 1999; Martínez & Mody, 2004). Por último, otros estudios apuntan a que son tanto variables micro como macroeconómicas las que explican la dinámica del *SPREAD* en Latinoamérica. Entre estas variables se destacan los requerimientos de reserva, los altos costos operacionales, la volatilidad de la inflación y la tasa de interés del banco central (Brock & Rojas-Suarez, 2000; Estrada, Gómez, Orozco, 2007; Gelos, 2009).

El propósito de este artículo es analizar los determinantes del *SPREAD* de la tasa de interés en el caso de la economía colombiana. Para esto, se utiliza una muestra de 28 instituciones financieras para el período 2010-2020. La muestra de datos es obtenida de la Superintendencia Financiera, la cual permite capturar la heterogeneidad que presentan las instituciones en Colombia y posibilita construir variables idiosincráticas importantes.

Este artículo arroja unas señales destacables para la política económica. Por ejemplo, el *SPREAD* es más afectado por las variables macroeconómicas

que por la eficiencia operacional de las instituciones financieras. Al respecto, los hallazgos indican que las variables más importantes para explicar el *SPREAD* son el desempleo y el crecimiento económico. Aunque las variables banco-específicas son menos relevantes, los hallazgos sí permiten soportar la perspectiva teórica que señala que la eficiencia operacional de cada banco afecta el *SPREAD* sobre las tasas de interés. También se encuentra evidencia estadística que muestra que la concentración de mercado afecta el *SPREAD* en Colombia y es necesario hacerle seguimiento para mitigar los costos de la intermediación.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La sección I realiza una breve revisión de la literatura sobre los determinantes del *SPREAD* y se presentan los estudios que existen para el caso colombiano. Posteriormente, la sección II presenta un modelo econométrico para evaluar los determinantes del *SPREAD*. En la sección III, son presentadas las estimaciones y resultados. Finalmente, se concluye.

I. Revisión de la literatura

De acuerdo con los trabajos seminales de Ho y Saunders (1981), y Saunders y Schumacher (2000), el *SPREAD* es una medida de los costos de uso del sistema financiero y tiene la capacidad de afectar la expansión del crédito en la economía. Al respecto, la literatura sugiere cuatro tipos de factores que pueden afectar el *SPREAD*: i) variables idiosincráticas o banco-específicas, ii) el ambiente macroeconómico, iii) la estructura del mercado y iv) las características institucionales y regulatorias que enfrenta cada economía.

Con relación a la dinámica de cada institución financiera, existen estudios que muestran que los costos operacionales afectan el precio de los servicios financieros. En general, los bancos traspasan sus costos a los clientes por medio de las tasas de interés que agregan sobre los préstamos. Es decir, los bancos menos eficientes y mal administrados tienden a tener un *SPREAD* mayor (Ahokposi, 2013; Brock y Rojas-Suárez, 2000; Dwumfour, 2019; Martínez & Mody, 2004).

El ambiente macroeconómico en el que operan los bancos también es importante (Gambacorta, 2008). En efecto, el crecimiento económico aumenta la demanda de préstamos y permite un riesgo de mercado menor. Además, la menor volatilidad en las tasas de inflación y la credibilidad en la política monetaria disminuye la incertidumbre, mejora la formación de expectativas, y fortalece la confianza en el desempeño de la economía. Como resultado, existen varios resultados empíricos en la literatura que muestran que la estabilidad macroeconómica puede afectar el *SPREAD* (Da Silva & Pirtouscheg, 2015; Hainz, Horváth y Hlavacek, 2014; Were & Wambua, 2014).

Por otra parte, el *SPREAD* puede ser alto porque el sistema bancario es concentrado y poco profundo. Generalmente, los bancos que tienen posiciones dominantes en el mercado colocan un mayor margen en sus productos y los costos de la intermediación son más significativos para los usuarios (Ahokposi, 2013; Brock & Rojas-Suarez, 2000). En particular, existen estudios que indican que un sistema bancario más competitivo aumenta el retorno que pagan los bancos sobre los depósitos y cierra la diferencia entre las tasas activas y pasivas, lo que lleva a un *SPREAD* menor (Da Silva & Pirtouscheg, 2015; Dwumfour, 2019; Gelos, 2009).

Algunos aspectos regulatorios pueden también afectar los costos de la intermediación. La regulación bancaria ha buscado que las instituciones conserven un capital necesario para enfrentar los choques económicos. El problema es que existe un *trade-off* entre la solvencia y los costos financieros. En este contexto, hay estudios empíricos que han indicado que el aumento de las reservas de capital exigidas tiene incidencia en los costos de la intermediación (Saunders & Schumacher, 2000). Por ejemplo, las nuevas regulaciones han llevado a que los bancos tengan que realizar provisiones cuando aumentan los préstamos en mora. Estas reservas de capital se convierten en un costo para los bancos, el cual es trasladado luego como un premio de riesgo sobre las tasas de interés de los préstamos (Catalán et al., 2019; Martínez & Mody, 2004; Were & Wambua, 2014). Por ende, los requerimientos de reservas sobre los préstamos otorgados y las provisiones exigidas frente a posibles moratorias pueden afectar también el *SPREAD*.

A. Evidencias importantes para economías emergentes

Con el fin de recolectar evidencia empírica, y tener un foco de comparación, se presentan ahora algunos estudios empíricos sobre los determinantes del *SPREAD* en economías emergentes o similares a la colombiana. Para esto, se recopilan las evidencias de cinco estudios aplicados.

En primer lugar, está el estudio de Kwabena y Sakyi (2017), quienes analizan los determinantes del *SPREAD* de la tasa de interés en Ghana para el período 1980-2013. Según sus resultados, son la volatilidad de la tasa de cambio y el déficit fiscal los factores responsables por el aumento del *SPREAD* a corto y largo plazo en dicho país. En particular, Kwabena y Sakyi (2017) muestran que la inestabilidad fiscal es la principal fuerza para entender el *SPREAD* bancario en Ghana ya que genera mayores riesgos e incertidumbres sobre el sector financiero, el cual traslada los costos a los márgenes de intermediación.

Por otra parte, se encuentra también el trabajo de Aydemir y Guloglu (2017) quienes investigan el *SPREAD* bancario para Turquía en el período 2002-2013. En concreto, dicho estudio es novedoso porque analiza el impacto que tiene el llamado riesgo de liquidez y el riesgo de crédito sobre el *SPREAD*. El riesgo de liquidez se refiere a la salida repentina de los depósitos. Ante un aumento de este riesgo, los bancos aumentan sus tasas de interés activas para desincentivar la demanda de préstamos lo que genera un aumento del margen de intermediación. Por su lado, el riesgo de crédito se refiere a la posibilidad de pérdida de los préstamos otorgados. Ante un aumento de las probabilidades de pérdidas, los bancos suben las tasas en los préstamos nuevos para recuperar sus ganancias y elevan el *SPREAD*.

A partir de cuantificar dichos riesgos y estimar su impacto, los resultados de Aydemir y Guloglu (2017) muestran que el riesgo de crédito es más importante para explicar el *SPREAD* en Turquía y evidencian además que en las recesiones, cuando aumentan los préstamos en mora, los bancos suben el margen de intermediación y se comportan de forma anticíclica.

En tercer lugar, se encuentra el estudio de Birchwood et al. (2017) quienes analizan los determinantes empíricos del *SPREAD* bancario en Centro

América y el Caribe para el período 1998-2014. Según sus resultados, en aquella región el *SPREAD* responde más a las características operacionales de los bancos y las regulaciones existentes, mientras que el ambiente macroeconómico es menos importante. En el Caribe, en particular, hay menor competencia en el sistema financiero, los costos operativos son mayores, el riesgo de crédito es alto y los requerimientos de reservas imponen más costos a la intermediación. A pesar de esto, en los últimos años el *SPREAD* se ha aproximado a los niveles de las economías desarrolladas. Según muestran Birchwood et al. (2017), en Centroamérica el margen estuvo en promedio en 6,3 % mientras que en el Caribe fue de 9,0 % entre el período 1998-2014.

Otro estudio destacable es desarrollado por Hainz et al. (2014) quienes analizan el *SPREAD* bancario para la República Checa entre 2004-2011. En este estudio, se presenta evidencia que muestra que el *SPREAD* difiere en función de los tipos de préstamos. Por ejemplo, en el caso de los préstamos de vivienda y los créditos corporativos, existe mayor competencia entre los bancos por ofrecer estos préstamos y el *SPREAD* depende más de la eficiencia operacional de cada institución. Como resultado, este dinamismo en la competencia permite un menor margen de intermediación. Por su parte, los préstamos corporativos y de consumo responden más al ambiente macroeconómico que a las variables operacionales específicas de cada banco. Según Hainz et al. (2014) existen pocos bancos que ofrecen créditos de consumo, y en estos el margen de intermediación se explica más por el crecimiento de la economía o la inflación.

Por último, se encuentra un quinto estudio desarrollado por Oreiro et al. (2012), quienes analizan el *SPREAD* bancario en la economía brasileña para el período 1994-2007. Sus hallazgos muestran que las altas tasas de interés del banco central son la principal fuerza que explican que Brasil tenga el *SPREAD* más alto del mundo. En el caso de dicho país, el banco central debe hacer grandes esfuerzos para controlar la inflación, señalar su compromiso con la meta de inflación y calmar la incertidumbre en los mercados, lo que eleva las tasas de intervención. Como resultado, el sistema financiero brasileño enfrenta un alto costo de fondeo que traslada a los márgenes de intermediación.

B. Estudios para Colombia

Luego de la apertura económica de la década de 1990, el sistema financiero colombiano pasó por una serie de reformas —tanto a nivel de sector y como sus dinámicas—. Hasta esa época, se señalaba que la economía colombiana presentaba uno de los márgenes de intermediación más altos en Latinoamérica (Brock & Rojas-Suárez, 2000). De acuerdo con Barajas et al. (1999), la apertura dinamizó la competencia financiera, redujo los impuestos financieros y ayudó a disminuir los requerimientos de reservas. Estas medidas facilitaron que el *SPREAD* disminuyera ya que entre 1974-1989 el *SPREAD* se ubicó entre 16 % y 32 % y para 1990-1996 el rango estuvo entre 19 % y 25 %. Luego, para el período 1999-2005, el *SPREAD* tuvo una media de 9 % (Estrada et al., 2007).

Otros autores como Cao-Alvira y Palacios-Chacón (2021) indican que la liberalización removió las barreras para que los bancos internacionales operen en Colombia. Este escenario facilitó la competencia y las instituciones financieras pasaron de ser 80 en el año de 1990 a 132 en 1996, con una alta expansión del crédito.

A pesar de las reformas, el *SPREAD* de intermediación continuó alto en Colombia. Además, en el año 1999 la economía colombiana experimentó una recesión y para solucionar el elevado déficit fiscal el gobierno colocó nuevos impuestos financieros. La crisis de aquel año afectó con fuerza al sector financiero y provocó que desaparecieran varios bancos (Uribe, 2013). En el sistema bancario, específicamente, existían 38 bancos en operación para el año 1998. Luego de la crisis, se presentaron varias fusiones de bancos comerciales y algunas privatizaciones de bancos estatales. De acuerdo con Martínez y Mody (2004), el número de bancos cayó un 18 % en el año 2000 y otras cuatro instituciones fueron liquidadas. Como resultado, la concentración de mercado volvió a aumentar y, para el año 2008, existían solo 18 bancos en operación.

Con base en la incertidumbre financiera de finales de 1990, los estudios de Brock y Rojas-Suárez (2000) y Martínez y Mody (2004) traen como principal conclusión que el *SPREAD* en Colombia es afectado por el ambiente macroeconómico del país y los costos operacionales. Existe también

la hipótesis de que la inseguridad lleva a costos operacionales más altos en Colombia. Además, los requerimientos de reserva no bajaron como se esperaban con la apertura y el margen de intermediación continuó siendo alto.

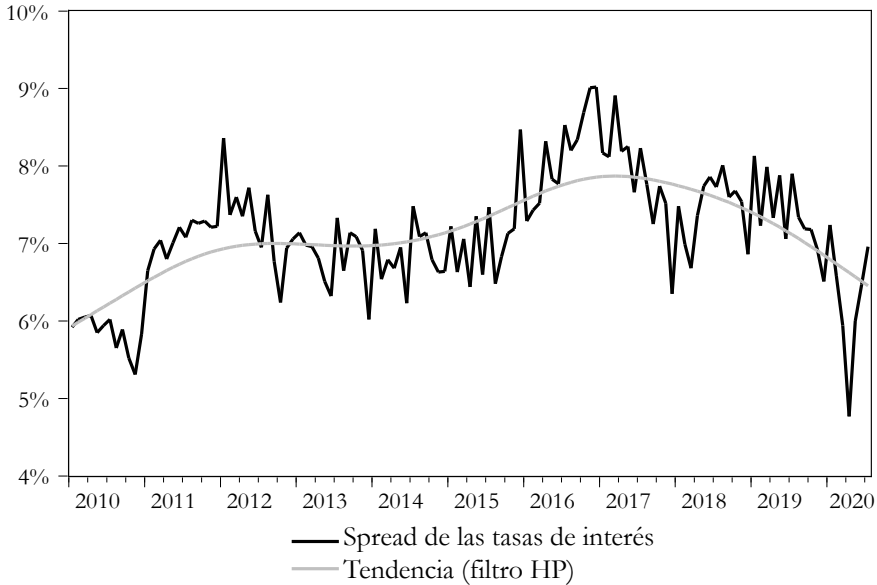
Existen otros estudios que han apuntado que la calidad de la cartera impone la creación de provisiones y trae costos de oportunidad importantes. La cartera se deteriora con fuerza en las recesiones de la economía colombiana y aumenta la exposición al riesgo del sistema financiero. Este responde con aumentos en las tasas de interés de los préstamos y, por ende, incrementa el margen de intermediación (Estrada et al., 2007).

A pesar de estas importantes evidencias empíricas, el ambiente macroeconómico e institucional ha cambiado en Colombia. A comienzos de la década, el banco central adoptó el esquema de metas de inflación y para 2010 logró consolidar el control de la tasa de inflación en los intervalos de tolerancia de largo plazo —entre 2% y 4%—. Además, la economía se ha recuperado de la crisis de 1999 y triplicó el PIB per-cápita entre 2000-2019. Estos cambios ayudaron a que, en el año 2014, Colombia alcanzara el menor riesgo país de su historia y motivó también su ingreso a la OECD en 2018.

Debido a los cambios ocurridos en la economía colombiana, es importante analizar el comportamiento del *SPREAD* en la última década. En la Figura 1 es presentado el *SPREAD* para el período 2010-2020. El *SPREAD* es calculado como la diferencia entre las tasas de colocación (tasa activa) y la tasa de captación (tasa pasiva) del sistema financiero. Para el período analizado, el *SPREAD* tuvo una media de 7,06%. Se observa que, al inicio, hubo una tendencia a crecer desde 6% en 2010 hasta 9% en 2016. Luego, a partir de 2017, el *SPREAD* cayó y alcanzó su menor valor en abril de 2020 con 4,8%.

La evolución del *SPREAD* de Colombia es interesante cuando se compara con la de otros países de América Latina (ver Tabla 1). Para el período 2010-2019, Brasil presentó el mayor *SPREAD*, con una media de 30,79%. También se destacan los altos *SPREAD* de Paraguay con una media de 16,51% y de Perú con una media de 13,69%. El *SPREAD* más bajo se presentó en Chile, con una media de 2,89%. Se concluye entonces que el *SPREAD* de Colombia ya no es el más alto de la región y para el año 2019

Figura 1. *El SPREAD en el sistema financiero colombiano*



Fuente: elaboración propia con datos de la Superintendencia Financiera (Tabla A.1 del anexo).

estaría ubicado como el tercer *SPREAD* más bajo en América Latina. No obstante, continúa siendo alto con relación a la media mundial ubicada en 5,70%.

Es relevante analizar los posibles factores que explican el comportamiento del *SPREAD* en una pequeña economía emergente como la colombiana. Para este artículo, se utilizaron datos a nivel de bancos de la Superintendencia Financiera (ver Tabla A.1 del anexo) de Colombia. La riqueza de esta base es que permite considerar variables banco-específicas importantes para tomar en cuenta la heterogeneidad de las instituciones financieras. Además, esta base de datos permite construir medidas de concentración de mercado señaladas como claves en la literatura empírica. Debido a la importancia de la estabilidad macroeconómica, también son utilizados datos del Banco de la República (ver Tabla A.1 del anexo). La metodología para el análisis econométrico se presenta a continuación.

Tabla 1. *SPREAD de la tasa de interés en países de América Latina en porcentajes (%)*

País	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	Media
Argentina	1,39	3,40	2,03	2,29	3,59	3,74	6,95	7,58	16,59	19,96	6,75
Bolivia	8,86	9,51	9,50	9,31	6,74	6,65	6,50	5,64	5,00	5,22	7,29
Brasil	31,12	32,89	28,72	19,58	21,98	31,33	39,65	38,40	32,21	32,04	30,79
Chile	3,00	3,74	4,26	4,09	4,17	1,90	1,77	1,61	1,47	NA	2,89
Colombia	5,72	6,95	7,22	6,81	6,77	6,87	7,86	7,69	7,40	7,27	7,06
Paraguay	28,87	13,37	13,24	15,03	16,87	16,22	14,31	14,13	NA	NA	16,51
Perú	16,84	15,01	15,35	14,61	11,92	11,99	11,55	12,26	NA	NA	13,69
Uruguay	6,16	5,22	6,74	7,78	10,63	10,23	10,60	8,76	7,07	6,49	7,97
Mundial	6,02	6,02	5,83	5,85	5,71	5,33	5,71	5,45	5,42	5,42	5,70

Nota: Para Venezuela y Ecuador no hay datos disponibles. NA: Sin información.

Fuente: Banco Mundial (s. f.).

C. Metodología

Existe evidencia que el riesgo de crédito aumenta los costos operacionales de los bancos. Este riesgo puede ser medido por el aumento de los préstamos en mora, los cuales deben ser monitoreados por los bancos para realizar provisiones. Estas últimas son ciertas reservas de capital y traen costos de oportunidad relevantes que son trasladados al consumidor. A partir de esta idea —y siguiendo a Catalán et al. (2019), Hainz et al. (2014) y Martínez y Mody (2004) en estudios internacionales, y a Estrada et al. (2007) y Barajas et al. (1999) para el caso colombiano— como una primera variable explicativa del *SPREAD* es considerado el ratio de los préstamos en mora/préstamos totales, o por sus siglas en inglés, *Non-Performing Loans (NPL)*.

Varios estudios presentan evidencia de que la ineficiencia administrativa de los bancos está relacionada con los costos de la intermediación. Dado esto, como una segunda variable para explicar el *SPREAD* es considerada el retorno sobre activos (*ROA*) como una medida relacionada con el desempeño administrativo. Esta variable, y otras asociadas a la eficiencia operacional, ha sido utilizada por los estudios de Dwumfour (2019), Da Silva et al. (2016), Were y Wambua (2014) y Ahokossi (2013), entre otros.

Como una tercera variable para tomar en cuenta la heterogeneidad de las instituciones financieras, es utilizada la relación de solvencia (*SOLVENCIA*). Esta es una variable que mide la capacidad de los bancos de formar un capital en función de los mínimos requeridos por las normas de regulación (Da Silva et al., 2016; Ho & Saunders, 1981; Saunders & Schumacher, 2000). Es decir, es una especie de colchón de capital que muestra la capacidad que tiene cada banco para hacer frente a sus obligaciones y, como reservas de capital, imponen un costo de oportunidad. En particular, en el caso colombiano la solvencia se mide como la relación entre patrimonio/activos ponderados por riesgo.

El ambiente macroeconómico en el que operan los bancos importa. De Moraes et al. (2020) explican que la manera como el banco central gerencia las expectativas económicas a través de la transparencia, puede impactar el *SPREAD*. En el mismo sentido, la credibilidad en la política monetaria refleja la capacidad del banco para controlar las expectativas de inflación. La mayor estabilidad de precios es importante al momento de fijar las tasas de interés de colocación y captación ya que afecta la rentabilidad financiera. Dado esto, como una tercera variable explicativa del *SPREAD* es considerada la credibilidad (*CRED*).

Basado en la idea de que el alejamiento de las expectativas de inflación de la meta del banco central implica pérdida de credibilidad, De Mendonça (2007) construyó un índice de credibilidad que es útil y fácil de calcular para el caso colombiano. El índice es el siguiente:

$$CRED = \begin{cases} 1 & \text{Si } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{Si } \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & \text{Si } E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* \\ & \text{Si } E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^*, \end{cases} \quad (1)$$

donde $E(\pi)$ son las expectativas de inflación, π_t es la meta central de inflación, π_{tMIN}^* y π_{tMAX}^* representan los límites inferior y superior de la meta de inflación. Por tanto, la credibilidad es total ($CRED = 1$) si las expectativas coinciden con la meta de inflación. La credibilidad es cero ($CRED = 0$) si las expectativas se salen de los límites de tolerancia. Por último,

el índice de credibilidad tiene un valor entre 0 y 1 si las expectativas se sitúan dentro de los límites de tolerancia. Debido a su utilidad, este artículo utiliza el índice de De Mendonça (2007) para analizar el *SPREAD*.

La volatilidad macroeconómica puede aumentar la demanda de préstamos y los servicios financieros y, por tanto, podría incidir en el *SPREAD*. Un buen dinamismo económico mejora —además— la confianza y reduce la incertidumbre. Dado esto, y de acuerdo con los estudios de Dwumfour (2019), Da Silva y Pirtouscheg (2015), Were y Wambua (2014) y Hainz et al. (2014), son utilizadas como variables macroeconómicas la tasa de crecimiento real del producto interno bruto (*PIB*) y la tasa de desempleo (*DESEMPLEO*) como las últimas variables explicativas en el modelo.

Siguiendo los estudios empíricos sobre el *SPREAD*, es adoptado un enfoque de panel de datos dinámico debido a la inercia que presentan las series financieras (ver, al respecto, De Moraes y De Mendonça, 2019). A partir de esta idea, el siguiente es el modelo considerado:

$$\begin{aligned} SPREAD_{i,t} = & \alpha + \beta_0 SPREAD_{i,t-1} + \beta_1 ROA_{i,t-1} \\ & + \beta_2 NPL_{i,t-1} + \beta_3 SOLVENCIA_{i,t-1} + \beta_4 CRED_{t-1} + \\ & \beta_5 PIB_{t-1} + \beta_6 DESEMPLEO_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2) \end{aligned}$$

donde $i = 1, \dots, 27$ denota el número de instituciones financieras y $t = 2010Q1, \dots, 2020Q2$ son los datos trimestrales utilizados. En la Tabla A.3 del anexo se muestra la información de las instituciones financieras utilizadas. Las variables *ROA*, *NPL*, *SOLVENCIA* son variables banco-específicas y las variables *CRED*, *PIB*, *DESEMPLEO* son variables macroeconómicas. Por último, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error. La Tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas.¹

El uso de datos de panel dinámico permite eliminar el problema de los efectos no observados, lo cual lleva a que las regresiones sean sesgadas por la presencia de variables omitidas. Sin embargo, un supuesto fundamental del método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), es que las variables

¹ La fuente de los datos y respectiva descripción se encuentra en la Tabla A.1 del anexo.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Máximo	Mínimo	Desviación Std.
<i>SPREAD</i>	0,1291	0,2188	0,0476	0,0263
<i>ROA</i>	0,0153	0,1096	-0,0953	0,0208
<i>NPL</i>	0,0464	0,2263	0,0071	0,0259
<i>SOLVENCIA</i>	0,1584	0,4324	0,0921	0,0540
<i>CRED</i>	0,5576	0,9279	0,0000	0,2624
<i>PIB</i>	0,0318	0,0798	-0,1545	0,0341
<i>DESEMPLEO</i>	0,0987	0,1981	0,0824	0,0183

Fuente: elaboración propia con datos de la Superintendencia Financiera (s.f.; s.f.a; s.f.b; s.f.c) y Banco de la República (s.f.; s.f.a; s.f.b) (Tabla A.1 del anexo).

exógenas no estén correlacionadas con el término de error. Si este supuesto no se cumple, los parámetros son sesgados e inconsistentes. Dado esto, y por la naturaleza de las variables implicadas en este estudio, para estimar la ecuación 2 es utilizado el método generalizado de momentos en forma de sistema (S-GMM).

Este método utiliza como instrumentos las variables de la ecuación 2 con diferentes rezagos para mitigar el sesgo de exogeneidad y otorgar estimadores consistentes (Arellano & Bover, 1995). El uso de instrumentos debe satisfacer la condición de sobre identificación. En consecuencia, fue calculado el estadístico J y la prueba J para confirmar la validez de los instrumentos utilizados en los modelos estimados. Además de esto, también fue estimado el test AR para verificar que los modelos estimados no tuvieran problemas de autocorrelación serial.

Para evitar resultados espurios, fueron desarrollados los tests de raíz unitaria para panel de Levin et al. (2002), Im et al. (2003) y la prueba de Fischer ADF que asumen procesos de raíz unitaria individuales. Los tests son presentados en la Tabla A.2 del anexo, donde la hipótesis nula es que hay raíces unitarias. Debido a que las series del *PIB* y *DESEMPLEO* tienen raíz unitaria, las series fueron utilizadas en primeras diferencias. Los resultados muestran que todas las otras series del modelo base son estacionarias y pueden ser utilizadas en niveles.

II. Estimaciones y resultados

Las estimaciones de los modelos son presentadas en la Tabla 3. De acuerdo con los resultados, los modelos pasan la prueba J y, por tanto, los instrumentos fueron bien especificados. Además, los resultados muestran que no se presentan problemas de autocorrelación.

Según las estimaciones, una vez que el parámetro asociado al *SPREAD* pasado es positivo y significativo, es confirmado en primera instancia la inercia de la variable a explicar. De hecho, entre todos los parámetros, el asociado al *SPREAD* pasado aparece como el más importante. Según los resultados, el parámetro del $SPREAD_{t-1}$ tiene valores ubicados entre 0,8534 y 0,9686 y es el parámetro más importante de cada modelo estimado. Este resultado está en la misma dirección señalada por De Moraes et al. (2021).

En segundo lugar, de acuerdo con las estimaciones, los parámetros asociados a las variables banco-específicas son significativos, excepto el asociado a la solvencia (*SOLVENCIA*) que no tuvo significancia estadística en ningún modelo. Por ende, el colchón de capital que tienen los bancos para responder por sus obligaciones no afecta de forma significativa el *SPREAD* en Colombia. Esta evidencia permitiría contradecir los estudios que señalan que los requerimientos de reservas mínimos llevan a un alto *SPREAD* en el caso de Colombia (Barajas et al., 1999; Estrada et al., 2007).

Por otra parte, según los resultados, el coeficiente asociado a la variable *ROA* es negativo y significativo en todos los modelos. Los hallazgos indican entonces que el *SPREAD* está relacionado con la eficiencia operacional. Bancos con mayor eficiencia en costos operativos y con mayores rendimientos, presentan también mejor competitividad a la hora de fijar los precios y, por ende, tienden a tener un menor *SPREAD*. El coeficiente asociado al *ROA* se ubica en un rango entre -0,1357 y -0,2121. Es decir, un aumento en una unidad porcentual en la tasa de retornos/activos puede provocar caídas entre 13 % y 21 % en el *SPREAD* de las tasas de interés. Un resultado similar es reportado por Carbó y Rodríguez (2007), Gelos (2009), Ahokposi (2013) y Dwumfour (2019).

Tabla 3. *Determinantes empíricos del SPREAD en Colombia*

Regresores	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
$SPREAD_{i,t-1}$	0,8849*** (0,0815) [108,5872]	0,9686*** (0,0087) [111,2210]	0,8539*** (0,0099) [85,9872]	0,8534*** (0,0081) [104,6480]	0,8869*** (0,0052) [168,7749]
$ROA_{i,t-1}$	-0,1659*** (0,0470) [-3,5289]	-0,1741*** (0,0591) [-2,9438]	-0,1614*** (0,0472) [-3,4191]	-0,2121** (0,0840) [-2,5233]	-0,1357*** (0,0470) [-2,8851]
$NPL_{i,t-1}$	0,1788*** (0,0403) [4,4283]	0,1121*** (0,0397) [2,8236]	0,1501*** (0,0406) [3,6954]	0,1702*** (0,0377) [4,5069]	0,1052*** (0,0318) [3,3096]
$SOLVENCIA_{i,t-1}$	-0,0132 (0,0198) [-0,6693]	0,0012 (0,0229) [0,0525]	-0,0128 (0,0197) [-0,6500]	-5,84E-05 (0,0248) [-0,0023]	-0,0066 (0,0249) [-0,2672]
$CRED_{t-1}$		-0,0057*** (0,0002) [-25,6755]			-0,0066*** (0,0003) [-17,1019]
PIB_{t-1}			0,0120*** (0,0041) [2,9206]		0,0478*** (0,0062) [7,7143]
$DESEMPLEO_{t-1}$				-0,0575*** (0,0128) [-4,4916]	-0,0610** (0,0268) [-2,2720]
J-stat	24,51	24,59	24,43	24,66	24,23
Sargan test (p-value)	0,26	0,21	0,22	0,21	0,14
AR (1)	-0,55	-0,55	-0,55	-0,55	-0,53
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AR (2)	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01
p-value	0,78	0,86	0,81	0,99	0,58
No. de instrumentos	28	28	28	28	28
Observaciones	875	875	875	875	875

Nota: niveles marginales de significancia: (***) denota 0,01, (**) denota 0,05 y (*) denota 0,1. Los errores estándar están entre paréntesis y el estadístico t entre corchetes. El test AR (1) y AR (2) verifica si la media de la auto-covarianza de los residuales es igual a cero.

Fuente: elaboración propia en Eviews 10

En segundo lugar, la otra variable banco-específica importante para explicar el *SPREAD* es la que mide los préstamos en mora como proporción de la cartera total (*NPL*). Según los resultados, el coeficiente asociado a la variable *NPL* es positivo y significativo en los modelos estimados. Los hallazgos permiten afirmar que un aumento en el deterioro de la cartera es trasladado a los consumidores en la forma de un mayor costo de intermediación y, en consecuencia, en un mayor *SPREAD*. Varios resultados apuntan en esta dirección al indicar que el deterioro en la cartera impone un mayor riesgo para el sistema financiero que es trasladado al consumidor en la forma de mayores tasas de colocación (De Moraes & De Mendonça, 2019). En particular, el coeficiente asociado al *NPL* se ubica entre 0,1052 y 0,1788. Es decir, un aumento de una porcentual en los préstamos en mora se traduce en un incremento entre 10 % y 17 % en el *SPREAD*.

Resultados similares sobre el efecto de *NPL* sobre *SPREAD* se encuentran en Catalán et al. (2019) y Da Silva et al. (2016) los estudios internacionales. En el caso colombiano, los estudios de Estrada et al. (2007) y Barajas et al. (1999) tienen resultados bastantes similares. En ambos, las estimaciones del coeficiente asociado a *NPL* se ubica alrededor de 0,15 para la economía colombiana.

De acuerdo con Brock y Rojas-Suárez (2000), Colombia es el único país donde el desempeño de los *NPL* está asociado con altos *SPREAD* en Latinoamérica. Según Brock y Rojas-Suárez (2000), esto es evidencia de que en Colombia existen buenas prácticas de supervisión bancaria ya que indicaría que los bancos realizan las provisiones adecuadas frente a las posibles pérdidas en los préstamos otorgados. A pesar de esto, el problema es que a los consumidores les traspasan ese aumento de riesgo en la cartera en la forma de servicios financieros más costosos.

Con relación a las variables macroeconómicas, los resultados muestran que los parámetros fueron estadísticamente importantes. En primer lugar, el parámetro asociado a la credibilidad (*CRED*) resultó negativo y significativo. La credibilidad refleja las expectativas sobre las futuras condiciones monetarias de la economía. Por consiguiente, una mayor confianza sobre la conducción de la política monetaria debe afectar las tasas de interés de

los préstamos. Según los hallazgos encontrados, todo indica que la mayor estabilidad macroeconómica asociada al aumento de la credibilidad monetaria, y el mejor anclaje de las expectativas de inflación, se refleja en un *SPREAD* menor. Un resultado similar es reportado por Brock y Rojas-Suárez (2000) y Da Silva et al. (2016) al analizar el efecto del comportamiento de la tasa de inflación sobre el *SPREAD* en Latinoamérica.

Por su parte, el parámetro asociado al crecimiento de la economía (*PIB*) resultó positivo y significativo. El aumento del crecimiento económico incrementa la demanda de crédito y, ante la mayor competencia por los recursos, es posible que los bancos respondan con aumentos en las tasas de colocación. Como resultado, el aumento (caídas) del *PIB* está asociado a mayores (menores) *SPREAD*. Según los resultados, un aumento de un punto porcentual en el crecimiento del *PIB* trae alzas en el *SPREAD* que se ubican entre 1,2% y 4,7%.

En el caso colombiano, un hecho importante para destacar es que el menor *SPREAD* se alcanzó en el segundo trimestre de 2020 (ver Figura 1). Este período coincide también con la menor tasa de crecimiento económico una vez que la economía colombiana entró en recesión por las restricciones de la pandemia COVID-19. En suma, es confirmada la perspectiva de Carbó y Fernández (2007) de que el efecto del *PIB* en el *SPREAD* puede ser proporcional y depende del contexto de cada economía. Un resultado similar al encontrado en este estudio es reportado por Da Silva et al. (2016) para Brasil.

Por último, el coeficiente asociado al desempleo (*DESEMPLEO*) resultó ser negativo y significativo. Este resultado refuerza entonces la evidencia de que las recesiones y, por ende, las altas tasas de desempleo en la economía colombiana, están asociadas con bajos *SPREAD* posiblemente la debilidad en la demanda del crédito en esa fase del ciclo económico. Es importante indicar que el coeficiente asociado al desempleo resultó ser el más importante entre los tres parámetros de las variables macroeconómicas. Según los resultados, un aumento de la tasa de desempleo en un punto porcentual, puede provocar caídas entre 5,7% y 6,1% en el *SPREAD* de las tasas de interés.

Con el objetivo de analizar cuál variable es más importante para

explicar la varianza del *SPREAD*, es construido un VAR. El rezago del VAR fue calculado con el criterio de información de Hannan-Quinn y la descomposición de varianza fue realizada con el método de descomposición de Cholesky. Los resultados se muestran en la Tabla 4.

Tabla 4. *Descomposición de varianza del SPREAD*

Período	Error Estándar	<i>SPREAD</i>	<i>ROA</i>	<i>NPL</i>	<i>SOLVENCIA</i>	<i>CRED</i>	<i>PIB</i>	<i>DESEMPLEO</i>
1	0,007504	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,009225	98,35519	0,050879	0,106073	0,109823	0,039245	0,421434	0,917354
3	0,011231	84,47376	0,183933	0,482613	0,074371	0,158856	1,210832	13,41563
4	0,022509	29,25609	0,056255	1,165924	0,022524	0,853128	5,404705	63,24137
5	0,078302	4,752115	0,223200	0,116800	0,006550	1,261080	7,514421	86,12583
6	0,314297	1,389921	0,349317	0,014066	0,012124	1,354637	7,642439	89,23750
7	1,272899	0,971217	0,375941	0,018269	0,011750	1,413552	7,720833	89,48844
8	5,155987	0,901272	0,384983	0,021134	0,011893	1,435752	7,708674	89,53629
9	20,88487	0,883250	0,387579	0,022317	0,012056	1,442525	7,707451	89,54482
10	84,58958	0,879311	0,388040	0,022687	0,012103	1,444744	7,706479	89,54664

Fuente: elaboración propia en Eviews 10.

De acuerdo con los resultados, el desempleo es la variable más importante y explica el 89% de la varianza del *SPREAD*. En segundo lugar, aparece el PIB y en tercer lugar la variable asociada a la credibilidad de la política monetaria. Es decir, las variables macroeconómicas tienen mayor relevancia para explicar la varianza del *SPREAD* que aquellas relacionadas con los factores banco-específicos. Con respecto a estas últimas, el *ROA* que mide la eficiencia operacional, es la variable banco-específica más relevante para explicar la varianza del *SPREAD*.

A. La concentración de mercado y el SPREAD

La estructura de mercado en la que operan los bancos es importante y no es neutral en el desempeño del sistema financiero. Una vez que el margen de intermediación depende de un diferencial de precios, tal y como lo son las tasas de interés de colocación y captación, es de esperarse que la fijación de las tasas dependa de la competencia que exista en el mercado.

De acuerdo con Saunders y Schumacher (2000), el poder de mercado afecta el margen sobre los costos de intermediación. Si existe poder oligopólico por parte de algunos bancos, el margen será mayor con relación a sistemas más competitivos. También es necesario indicar que el efecto no es solo sobre la tasa de colocación o por el lado de las tasas activas. Cuando existe mayor competencia, existen estudios que han mostrado que los bancos compiten por fondos con tasas de captación más altas (Da Silva y Pirtouscheg, 2015; Dwumfour, 2019; Were y Wambua, 2014).

Es posible afirmar entonces que un sistema bancario concentrado puede afectar el margen de intermediación y, por ende, el *SPREAD*. Con el fin de medir la concentración del mercado, el índice de Hirschman-Herfindahl o índice *HHI*, resulta bastante útil. Este índice es usado por las agencias de regulación de distintos gobiernos para regular los mercados (Adams & Amel, 2005). Su uso se explica porque es un índice intuitivo y con un bajo requerimiento de información, una característica importante ante la ausencia de algunos datos en Colombia relacionados con la estructura de costos laborales bancarios.

En el caso de los análisis del *SPREAD*, varios trabajos han utilizado índices de concentración bancaria o de poder de mercado para medir sus efectos sobre los costos de la intermediación. Entre estos, se destacan los trabajos de Barajas et al. (1999), Demirgüç-Kunt et al. (2004) y Gelos (2009). Los resultados de los estudios empíricos han mostrado que la estructura de mercado en que operan los bancos sí permite explicar el *SPREAD* y es necesario monitorear la competencia en el sector.

El índice *HHI* mide las características estructurales de un mercado y considera el número de competidores con relación a su participación relativa.

Es decir, el índice *HHI* permite una primera aproximación al nivel de competencia en el sistema bancario (Khan et al., 2016). En particular, el índice *HHI* calcula la suma al cuadrado de la participación porcentual de los activos del *i*-ésimo banco en el total de activos del sistema, tal y como se presenta en la siguiente ecuación:

$$HHI = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i}{X} * 100 \right)^2, \quad (3)$$

donde X_i se refiere a los activos del *i*-ésimo banco o institución financiera; $\frac{X_i}{X}$ es la participación porcentual de los activos del *i*-ésimo banco o institución financiera en el total de activos del sistema (X); y N es el número total de instituciones financieras en el sistema.

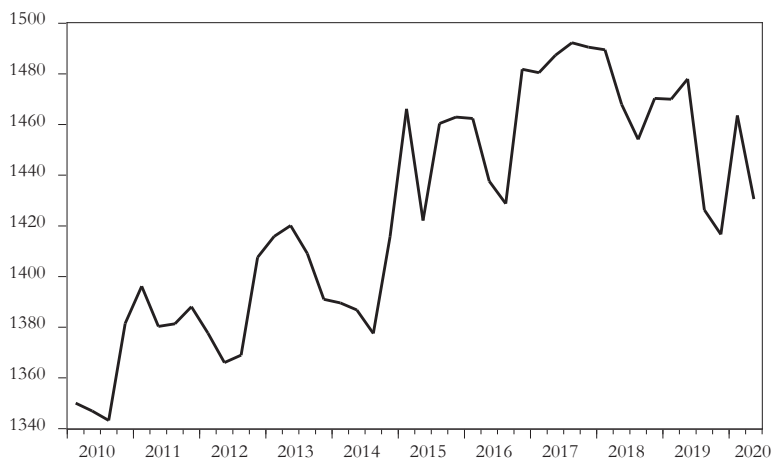
El índice *HHI* se encuentra entre $0 < HHI < 10000$ y, de acuerdo con sus valores, la estructura de mercado que mide se clasifica en tres tipos de niveles. Si $0 \leq HHI < 1000$ el índice indica un nivel concentración bajo en el mercado, $1000 \leq HHI < 1800$ indica un nivel de concentración moderado y $1800 \leq HHI$ es un nivel de concentración alto.

Con el fin de analizar la concentración del mercado financiero, es calculado el índice *HHI* para el caso colombiano para el período 2010-2020 y su evolución se presenta en la Figura 2. De acuerdo con esta, la concentración del mercado financiero ha tenido tendencia a aumentar en Colombia. Para el período analizado, el índice *HHI* tuvo una media de 1424,60, lo que indicaría un nivel moderado de concentración. Según los datos, la concentración tuvo un mínimo de 1340 en 2010Q2 y alcanzó un máximo de 1492 en 2017Q3. Es decir, una variación de 152 puntos en casi siete años.

En orden de examinar el efecto de la concentración bancaria sobre el *SPREAD*, es extendido el modelo base considerado en la ecuación 2 para incluir el índice *HHI* como variable regresora. El modelo es el siguiente:

$$SPREAD_{i,t} = \alpha + \beta_0 SPREAD_{i,t-1} + \beta_1 ROA_{i,t-1} + \beta_2 NPL_{i,t-1} + \beta_3 SOLVENCIA_{i,t-1} + \beta_4 CRED_{t-1} + \beta_5 PIB_{t-1} + \beta_6 DESEMPLEO_{t-1} + \beta_7 HHI_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Figura 2. Evolución de la concentración del mercado financiero (índice HHI)



Fuente: elaboración propia.

El modelo 3 es estimado con la misma metodología anterior de S-GMM. Los resultados de las estimaciones son presentados en la Tabla 5.

Los hallazgos indican que el coeficiente asociado al índice de concentración *HHI*, es positivo y significativo en todos los modelos. El resultado sugiere entonces que el aumento de la concentración en el mercado financiero si lleva a mayores *SPREAD* y puede traer mayores costos de intermediación para los usuarios. Por ende, la concentración debe ser monitoreada como una variable más de la regulación macro-prudencial.

De acuerdo con los resultados, el parámetro se ubica entre los valores de 0,000009 y 0,00003. Con este último valor del parámetro se tendría:

$$\frac{\Delta SPREAD_{i,t}}{\Delta HHI_{t-1}} = 0,00003. \quad (5)$$

Es posible hacer un ejercicio práctico sobre las implicaciones de estos resultados. Si la concentración bancaria aumentara de sus valores actuales con una media de $HHI = 1400$ (nivel de concentración moderado), y alcanzara el valor de $HHI = 1800$ (nivel de concentración alto), se tendría

Tabla 5. Determinantes empíricos del SPREAD en Colombia con concentración bancaria

Regresores	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
$SPREAD_{i,t-1}$	0,8831*** (0,0094) [94,1761]	0,9741*** (0,0090) [107,1284]	0,8585*** (0,0101) [84,3012]	0,8608*** (0,0108) [79,5743]	0,8890*** (0,0089) [99,2819]
$ROA_{i,t-1}$	-0,1775*** (0,0685) [-2,5901]	-0,1606** (0,0747) [-2,1494]	-0,1775** (0,0703) [-2,5238]	-0,2100** (0,0911) [-2,3041]	-0,1415** (0,0623) [-2,2691]
$NPL_{i,t-1}$	0,1989*** (0,0373) [5,3233]	0,1084*** (0,0452) [2,9331]	0,1688*** (0,0384) [4,3922]	0,1806*** (0,0376) [4,8047]	0,1003*** (0,0319) [3,1396]
$SOLVENCIA_{i,t-1}$	-0,0112 (0,0224) [-0,5008]	5,45E-05 (0,0252) [0,0021]	-0,0097 (0,0226) [-0,4295]	-0,0020 (0,0257) [-0,0791]	-0,0084 (0,0269) [-0,3123]
$CRED_{t-1}$			-0,0056*** (0,0002) [-24,8538]		-0,0061*** (0,0003) [-16,6269]
PIB_{t-1}			0,0133*** (0,0048) [2,7830]		0,0488*** (0,0068) [7,1520]
$DESEMPLEO_{t-1}$				-0,0677*** (0,0151) [-4,4703]	-0,0643** (0,0270) [-2,3769]
HHI_{t-1}	3,22E-05*** (4,47E-06) [7,1966]	1,98E-05*** (3,65E-06) [5,4340]	3,04E-05*** (4,75E-06) [6,3934]	2,93E-05*** (4,511E-06) [6,4144]	9,26E-06** (4,48E-06) [2,0665]
J-stat	24,52	24,53	24,39	24,68	24,20
Sargan test (p-value)	0,22	0,17	0,18	0,17	0,11
AR (1)	-0,55	-0,55	-0,55	-0,55	-0,53
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AR (2)	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01
p-value	0,87	0,79	0,90	0,95	0,63
No. de instrumentos	25	25	25	25	25
Observaciones	875	875	875	875	875

Nota: niveles marginales de significancia: (***) denota 0,01, (**) denota 0,05 y (*) denota 0,1. Los errores estándar están entre paréntesis y el estadístico t entre corchetes. El test AR (1) y AR (2) verifica si la media de la auto-covarianza de los residuales es igual a cero.

Fuente: elaboración propia en Eviews 10.

un $\Delta HHI = 400$. De seguir la tendencia presentada antes en la Figura 2, es posible que este valor se alcance en 14 años.

A partir de estos datos hipotéticos, es posible calcular el impacto de la concentración en el *SPREAD*. Si se toma de nuevo la última ecuación y se reemplaza la variación de la concentración, se tiene:

$$\frac{\Delta SPREAD_{i,t}}{400} = 0,00003. \quad (6)$$

Por tanto:

$$\Delta SPREAD_{i,t} = 0,0012 = 1,2\%. \quad (7)$$

Es decir, un aumento de la concentración hacia un nivel considerado alto incrementaría el *SPREAD* de las tasas de interés en 1,2%, un valor importante y que puede ser mayor si la concentración continúa al alza.

Según los resultados de Martínez y Mody (2004), el aumento de la concentración bancaria es una de las variables que permite explicar los altos spreads bancarios en la región. Dicho estudio, también analizó el efecto del índice *HHI* sobre el *SPREAD* en Latinoamérica. Sus resultados muestran que el coeficiente asociado al índice *HHI* es significativo, positivo y se sitúa en valores entre 0,000011 y 0,000015. Es decir, los resultados de Martínez y Mody (2004) son compatibles con los reportados aquí.

Conclusiones

Este artículo analizó el *SPREAD* durante el período 2010-2020 para el caso de la economía colombiana. De acuerdo con las estadísticas disponibles, en Colombia el *SPREAD* se ha estabilizado alrededor de 7% y ha dejado de ser de los más altos de Latinoamérica. No obstante, continúa siendo alto en comparación con las economías desarrolladas y es necesario formular estrategias para disminuir un costo de intermediación que puede afectar la profundidad financiera y la expansión del crédito en la economía.

Una mirada más cercana a los determinantes del *SPREAD* permite concluir que son las variables macroeconómicas las que explican, en mayor grado, su comportamiento. En particular, los ciclos de auge económico,

con bajo desempleo y alto crecimiento, tienden a presionar la demanda de préstamos al sistema financiero el cual responde con mayores márgenes y, en consecuencia, con un *SPREAD* más alto.

Los resultados sugieren que aún la inestabilidad macroeconómica impacta más el *SPREAD* que la eficiencia operacional de cada banco. Por lo tanto, este hallazgo permite afirmar que existe un camino importante para fortalecer la estabilidad macroeconómica del país y bajar los márgenes de intermediación. En dicha dirección, mejorar la situación del mercado laboral y tener ciclos económicos menos pronunciados es algo crucial para bajar el *SPREAD* bancario en Colombia.

También fue verificado que la mayor credibilidad en la política monetaria permite mitigar el *SPREAD*. Es decir, el aumento de la capacidad del banco central en guiar las expectativas de inflación lleva a menores márgenes de intermediación. En concreto, los resultados sugieren que la credibilidad de la autoridad monetaria puede amortiguar el impacto de la tasa de interés de la política monetaria en los costos de la intermediación. Así, una estrategia para disminuir el *SPREAD* consiste en mejorar la confianza del mercado en el esquema de metas de inflación. Para ello, el banco central puede implementar estrategias enfocadas en la transparencia y la comunicación para fortalecer la toma de decisiones del sistema financiero y enviar señales de tranquilidad sobre las tasas de intervención en los horizontes de largo plazo. Esto permitiría que las tasas activas de los establecimientos de crédito no reaccionen tanto al ambiente macroeconómico y el *SPREAD* podría responder más a las variables operacionales de cada banco.

Las variables banco-específicas fueron importantes, aunque en menor medida. En particular, bancos más eficientes y con menores tasas de incumplimiento en sus préstamos tienden a fijar un margen de intermediación más bajo. Además, fue verificado que la solvencia de las instituciones financieras no afecta el *SPREAD*. Para mejorar la parte operativa de cada banco y disminuir el *SPREAD*, existen ciertos caminos. Una opción es promover la competencia para forzar una mayor eficiencia en cada institución. La otra posibilidad es mejorar y estandarizar las prácticas para seleccionar mejor los prestatarios con el fin de mitigar el riesgo de crédito. Una última

opción es realizar políticas económicas enfocadas hacia el sector. Para esto, los subsidios a los créditos por parte del gobierno podrían ser una estrategia para disminuir las pérdidas frente a posibles defaults y frenar su traspaso al mercado en la forma de mayores márgenes de intermediación.

Por último, es confirmada la perspectiva teórica que señala que la concentración de mercado afecta el *SPREAD*. En el caso colombiano, de continuar el aumento de la concentración bancaria se tendría que el *SPREAD* podría incrementarse en casi un punto porcentual. Por consiguiente, se sugiere desarrollar estrategias de impulso a la competencia en el sistema financiero colombiano para disminuir los costos de intermediación. Para ello existen varias estrategias. Un camino es disminuir los requisitos exigidos para la conformación de nuevos establecimientos de crédito que incentive una mayor competencia entre aquellos por los depósitos. Una segunda estrategia sería la modificación de los trámites y regulaciones para que bancos extranjeros entren al país y dinamicen el sector financiero colombiano. En este caso, los menores requisitos de reservas podrían hacer más atractiva la economía colombiana para los extranjeros, siempre y cuando se les haga una regulación cuidadosa en sus operaciones. Por último, con base en la experiencia de la economía colombiana en los últimos veinte años, una opción es monitorear más de cerca el poder de mercado de cada banco e impedir ciertas fusiones que lleven a una concentración de los activos y la cartera en solo unas pocas instituciones.

Anexo

Los lectores interesados en el anexo podrán acceder a él a través del sitio web de la revista Lecturas de Economía: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a345596>

Referencias

Adams, R., & Amel, D. (2005). *The Effects of Local Banking Market Structure on the Banking Lending Channel of Monetary Policy* [Finance and Economics Discussion Series, No. 2005-16]. Board of Governors of the

Federal Reserve System (U.S.). <https://www.federalreserve.gov/econres/feds/the-effects-of-local-banking-market-structure-on-the-bank-lending-channel-of-monetary-policy.htm>

Afanasieff, T., Lhacer, M., & Nakane, M. (2002). The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil. *Money Affairs*, XV(2), 183-207. https://www.cemla.org/PDF/moneyaffairs/pub_monaff_xv_2.pdf

Ahokpossi, C. (2013). Determinants of Bank Interest Margins in Sub-Saharan Africa [IMF working paper WP/13/34]. International Monetary Fund. <https://www.worldcat.org/title/determinants-of-bank-interest-margins-in-sub-saharan-africa/oclc/874340437>

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another Look at The Instrumental Variables Estimation of Error Components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)

Aydemir, R., & Guloglu, B. (2017). How do banks determine their spreads under credit and liquidity risks during business cycles? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 46, 147-157. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.08.001>

Barajas, A., Steiner, R., & Salazar, N. (1999). Interest Spreads in Banking in Colombia: 1974-96. *IMF Staff Papers*, 46(2), 196-224. <https://www.semanticscholar.org/paper/Interest-Spreads-in-Banking-in-Colombia%2C-1974-96-Barajas-Steiner/31a550bbb27a28331b8f5e11ea54bc5bc72b4665>

Banco de la República (s. f.). Encuesta Mensual de Expectativas de Analistas Económicos (EME). Consultado el 10 de junio de 2020. <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/encuesta-mensual-expectativas-analistas-economicos>

Banco de la República (s. f. a). Producto Interno Bruto (PIB). Consultado el 10 de junio de 2020. <http://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/producto-interno-bruto-pib>

- Banco de la República (s. f. b.). Tasas de ocupación y desempleo. Consultado el 10 de junio de 2020. <http://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/tasa-s-empleo-y-desempleo>
- Banco Mundial (s. f.). Interest rate spread (lending rate minus deposit rate, %). Consultado el 10 de junio de 2020. <https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.LNDP>
- Birchwood, A., Brei, M., & Noel, D. (2017). Interest margins and bank regulation in Central America and the Caribbean. *Journal of Banking and Finance*, 85, 56-68. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.08.003>
- Bonfim, D. (2009). Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 281-299. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jbfina:v:33:y:2009:i:2:p:281-299>
- Brock, P., & Rojas-Suárez, L. (2000). Understanding the Behavior of Bank Spreads in Latin America. *Journal of Development Economics*, 63(1), 113-134. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(00\)00102-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00102-4)
- Cao-Alvira, J.J., & Palacios-Chacón, L.A. (2021). Financial Deepening and Business Creation: A Regional Analysis of Colombia. *Emerging Markets Finance & Trade*, 55(4) 1-16. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1602764>
- Carbó, S., & Rodríguez, F. (2003). The determinants of bank margins in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2043-2063. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.06.017>
- Catalán-Herrera, J., Arriaza, J. C., & Alvarado, R. (2019). Is the Financial Accelerator Story, Empirically Relevant for the Determinants of the Interest Rate Spread? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71(C), 37-47. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.10.003>
- Céliérier, C., & Matray, A. (2019). Bank-branch Supply, Financial Inclusion, and Wealth Accumulation. *The Review of Financial Studies*, 32(12), 4767-4809. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz046>

- Da Silva, G., & Pirtouscheg, L. (2015). Basic Interest Rate, Bank Competition and Bank Spread in Personal Credit Operations in Brazil: A Theoretical and Empirical Analysis. *Economia*, 16(1), 32-45. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2014.12.001>
- Da Silva, T., Ribeiro, E., & Modenesi, A. (2016). Determinantes macroeconômicos e o papel das expectativas: uma análise do spread bancário no Brasil (2003-2011). *Estudos Econômicos*, 46(3), 643-673. <https://doi.org/10.1590/0101-416146364tea>
- De Mendonça, H. F. (2007). Towards Credibility from Inflation Targeting: The Brazilian Experience. *Applied Economics*, 39(20), 2599-2615. <https://doi.org/10.1080/00036840600707324>
- De Moraes, C., & De Mendonça, H. (2019). Bank's Risk Measures and Monetary Policy: Evidence from a Large Emerging Economy. *North American Journal of Economics and Finance*, 49(3), 121-132. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.04.002>
- De Moraes, C., Tiberto, B. P., & Corrêa, P. P. (2020). Does Transparency of Central Banks Communication Affect Credit Market? Empirical Evidence for Advanced and Emerging Markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 53, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101207>
- De Moraes, C. Ciro, J.C.G., Gargalhoni, M. (2021). Financial Access and Interest Rate Spread: An International Assessment. *Journal of Economics and Business*, 114, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2020.105958>
- Demirgüç-Kunt, A., Laeven, L. & Levine, R. (2004). Regulations, Market Structure, Institutions, and the Cost of Financial Intermediation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 593-622. <https://www.jstor.org/stable/3838956>
- Dwumfour, R. A. (2019). Explaining banking spread. *Journal of Financial Economic Policy*, 11(1), 139-156. <https://doi.org/10.1108/JFEP-02-2018-0031>

- Estrada, D., Gómez, E., & Orozco, P. (2007). Determinantes del margen de intermediación en Colombia. *Coyuntura Económica*, 37(1), 45-65. https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/2090/Co_Eco_Junio_2007_Estrada_Gomez_y_Orozco.pdf?sequence=2&isAllowed=y
- Gambacorta, L. (2008) How do Banks Set Interest Rates? *European Economic Review*, 52(5), 792-819. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2007.06.022>
- Gelos, G. (2009). Banking Spreads in Latin America. *Economic Inquiry*, 47(4), 796-814. https://econpapers.repec.org/article/blaecinqu/v_3a47_3ay_3a2009_3ai_3a4_3ap_3a796-814.htm
- Hainz, C. Horváth, R., & Hlavacek, M. (2014). The Interest Rate Spreads in the Czech Republic: Different Loans, Different Determinants. *Economic Systems*, 38(1), 43-54. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2013.10.002>
- Ho, T.S.Y., & Saunders, A. (1981). The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), 581-602. <https://doi.org/10.2307/2330377>
- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. https://econpapers.repec.org/article/eeeeconom/v_3a115_3ay_3a2003_3ai_3a1_3ap_3a53-74.htm
- Khan, H., Ahmad, R., & Gee, C. (2016). Bank competition and Monetary Policy Transmission through the Bank Lending Channel: Evidence from ASEAN. *International Review of Economics and Finance*, 44(C), 19-39. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.03.003>
- Kwabena, S., & Sakyi, D. (2017). Macroeconomic Determinants of Interest Rate Spreads in Ghana. *African Journal of Economic and Management Studies*, 8(1), 76-88. <https://doi.org/10.1108/AJEMS-12-2015-0143>

- Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C.S.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Martínez, M., & Mody, A. (2004). How Foreign Participation and Market Concentration Impact Bank Spreads: Evidence from Latin America. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 511-537. https://econpapers.repec.org/article/mcbjmoncb/v_3a36_3ay_3a2004_3ai_3a3_3ap_3a511-37.htm
- Memmel, C., Gündüz, Y., & Raupach, P. (2015). The Common Drivers of Default Risk. *Journal of Financial Stability*, 16(C), 232-247. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2014.03.002>
- Oreiro, J., De Paul, L., Da Silva, G., & Do Amaral, R. (2012). Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica. *Revista de Economia Política*, 32(4), 557-579. <https://www.scielo.br/j/rep/a/gQxyFRQ68k6YFjnVbLvcjzS/?format=pdf&lang=pt>
- Saunders, A., & Schumacher, L. (2000). The Determinants of Bank Interest Rate Margins: An International Study. *Journal of International Money and Finance*, 19(6), 813- 832. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00033-4](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00033-4)
- Superintendencia Financiera de Colombia (s. f.). Tasa de interés y desembolsos por modalidad de crédito. Consultado el 10 de junio de 2020. <https://www.superfinanciera.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual/tasa-de-interes-y-desembolsos-por-modalidad-de-credito-60955>
- Superintendencia Financiera de Colombia (s. f. a). Indicadores Gerenciales. Consultado el 10 de junio de 2020. <https://www.superfinanciera.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual-60826>
- Superintendencia Financiera de Colombia (s. f. b). Evolución cartera de créditos. Consultado el 10 de junio de 2020. <https://www.superfinanci>

[era.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual/evolucion-cartera-de-creditos-60950](https://www.superfinanciera.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual/evolucion-cartera-de-creditos-60950)

Superintendencia Financiera de Colombia (s. f. c). Evolución relación de solvencia. Consultado el 10 de junio de 2020. <https://www.superfinanciera.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual/evolucion-relacion-de-solvencia-60947>

Uribe, J. D. (2013). El sistema financiero colombiano: estructura y evolución reciente. *Revista del Banco de la República*, 86 (1023), 5-17. <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/8421/8820>

Were, M., & Wambua, J. (2014). What Factors Drive Interest Rate Spread of Commercial Banks? Empirical Evidence from Kenya. *Review of Development Finance*, 4(2), 73-82. <https://doi.org/10.1016/j.rdf.2014.05.005>

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017

José Marcelo Torres Ortega y Jorge Mario Ortega De la Rosa

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



José Marcelo Torres Ortega y Jorge Mario Ortega De la Rosa

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017

Resumen: *El objetivo de este artículo es probar la presencia del efecto flypaper y del efecto asimetría de reemplazo fiscal en los municipios de Colombia para el periodo 2000-2017. Se consideró un estudio para todas las categorías de municipios y otro solo para los de categoría sexta. Los siguientes datos fueron utilizados: operaciones efectivas de caja, categorización de los municipios e indicadores de población. Debido a las características de los datos, se realizó una estimación econométrica de Prais-Winsten con corrección de autocorrelación AR(1), obteniendo que, para el caso de todos los municipios (1101 en total) no se evidencia el efecto flypaper; no obstante, al analizar los 957 municipios que pertenecen a la categoría sexta (87 % del total), se evidencia la presencia del efecto flypaper y el de asimetría de reemplazo fiscal.*

Palabras clave: *descentralización, gasto público, gobierno local, federalismo, gobierno central.*

Clasificación JEL: H72, H77, P16.

Flypaper Effect: The Colombian Municipalities Case for 2000-2017

Abstract: *This article was elaborated to test the “flypaper effect” and the asymmetry effect of fiscal replacement in the municipalities of Colombia for the period 2000-2017. It was considered a municipalities analysis for all local government and another for the sixth category municipalities. For the analysis were used: effective cash operations, municipalities categorization, and population estimates. A Prais-Winsten econometric estimate was made with autocorrelation correction AR(1), giving the following results: for all municipalities, 1101 in total, the “flypaper effect” is not evident, however, when analyzing the 957 municipalities that belong to the sixth category (87 % of the total), the “flypaper effect” and the asymmetry effect are evident.*

Keywords: *decentralization, public expenditure, local government, federalism, central government.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347575>



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/>

L'effet flypaper: une étude de cas pour les communes colombiennes pour la période 2000-2017

Résumé: *L'objectif de cet article est de tester la présence de l'effet flypaper et de l'effet de remplacement fiscal asymétrique dans les communes colombiennes pour la période 2000-2017. Une étude a été élaborée en considérant toutes les catégories de communes et une autre étude ne considérant que les communes de la sixième catégorie. Les données suivantes ont été utilisées : opérations de caisse réelles, catégorisation des communes et estimations de population. En raison des caractéristiques des données utilisées, nous utilisons une estimation économétrique du type Prais-Winsten avec correction d'autocorrélation AR(1). Cette estimation permet de constater que, dans le cas de toutes les communes (1101 au total), l'effet flypaper n'est pas évident, tandis que la présence des effets de flypaper et d'asymétrie de remplacement fiscal ont été constatés lorsqu'on considère les 957 communes qui appartiennent à la sixième catégorie (87 % du total).*

Mots clés: *décentralisation, dépenses publiques, gouvernement local, fédéralisme, gouvernement central.*

Cómo citar / How to cite this item:

Torres-Ortega, J. M., & Ortega-De la Rosa, J. M. (2022). Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017. *Lecturas de Economía*, 97, 79-111. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347575>

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017

José Marcelo Torres Ortega ^a y Jorge Mario Ortega De la Rosa ^b

–Introducción. –I. Teoría sobre el efecto flypaper . –II. Discusión sobre las razones del efecto flypaper . –III. Composición del fisco territorial en Colombia. –IV. Datos. –V. Aspectos metodológicos. –VI. Resultados. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 17 de septiembre de 2021; versión final aceptada el 18 de marzo de 2022

Introducción

La temática sobre descentralización y centralización ha sido ampliamente discutida en distintos ámbitos. Este tópico se entiende como la distribución del poder gubernamental de manera vertical entre el gobierno central y los gobiernos subnacionales de un país. En el campo académico se encuentra la literatura del federalismo fiscal, la cual se ocupa de estudiar la descentralización desde la perspectiva de la eficiencia, se identifica que las investigaciones que se ubican dentro de esa referencia consideran que existen tres tipos: administrativa, política y fiscal. Si se parte de un punto centralizado, la descentralización supone realizar transferencias del centro a los territorios, donde se abarcan competencias, recursos, asignaciones, funciones, etcétera. Así entonces, la descentralización fiscal abarca el tema de la autonomía fiscal de los territorios, las transferencias de recursos fiscales del centro hacia los gobiernos subnacionales, la capacidad fiscal, entre otros.

Se puede identificar que en el federalismo fiscal existen dos generaciones con diferencias en la argumentación, como bien lo planteó Weingast (2009). Los de primera generación son los teóricos que defienden la idea de

^a *José Marcelo Torres Ortega*: autor corresponsal; profesor de la Corporación Universitaria de la Costa, Barranquilla, Colombia. Dirección electrónica: jtorres99@cuc.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-8107-8763>

^b *Jorge Mario Ortega De la Rosa*: profesor de la Universidad Autónoma del Caribe, Barranquilla, Colombia. Dirección electrónica: jorge.ortega80@uac.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-5425-8486>

que en sistemas descentralizados se gana una mayor eficiencia, porque los gobernantes están más cerca del ciudadano y conocen de primera mano sus necesidades y preferencias, lo que conlleva a brindar bienes públicos de calidad. En esta categoría se encuentran autores como Tiebout (1956), Musgrave (1959), Oates (1972). Por su parte, los de segunda generación consideran que la descentralización puede traer riesgos dependiendo de la función de incentivos fiscales y políticos que presenten los agentes de los gobiernos subnacionales. En esta categoría se encuentran autores como Prud'homme (1995), Bardhan y Mookherjee (2006), Kyriacou et al. (2015), Martínez-Vazquez et al. (2017), entre otros.

Uno de los temas que estudia la literatura del federalismo fiscal es el de las transferencias de recursos fiscales por parte del gobierno central a los gobiernos subnacionales, con la convicción de que son un mecanismo redistributivo y de fomento a la eficiencia. En ese sentido, los de segunda generación consideran que las transferencias de tipo no lineal puede que alcancen el objetivo, dependiendo de su diseño, de producir equidad e incentivos fiscales que generen crecimiento económico local. Autores como Buchanan (1967), Winer (1983), Oates (1999) y, Muñoz et al. (2017), entre otros, estudian la temática de las transferencias.

Dentro del tema de transferencias se encuentra un subtema que ha sido conocido como “efecto flypaper” o efecto matamoscas. Este término ha sido utilizado en la literatura de federalismo fiscal para considerar que un aumento de las transferencias intergubernamentales no condicionadas tiene un mayor impacto en el gasto público territorial que el impacto que se originaría al utilizar como fuente de financiación los recursos de los ingresos de los ciudadanos de la jurisdicción local, contrario a los argumentos tradicionales del federalismo fiscal (Bradford & Oates, 1971). El fenómeno descrito anteriormente hace referencia a lo expresado por Arthur Okun, citado en el documento de Hines y Thaler (1995), indicando que el dinero *sticks where it hits* (p. 218), es decir, el dinero se queda donde golpea. Cabe destacar que las transferencias se pueden dividir en dos, las condicionadas y las no condicionadas, las primeras tienen definidas su propósito y su gasto, mientras que las segundas se caracterizan por ser de libre destinación. El efecto *flypaper* se considera para las transferencias de carácter no condicionado.

De este modo, el efecto *flypaper* describe la tendencia de los gobernantes territoriales a expandir el gasto público local en mayor proporción ante incrementos en los recursos por transferencias no condicionadas recibidas que ante aumentos en la misma dimensión de los ingresos de los ciudadanos. Diversos estudios empíricos han intentado testear la presencia del efecto *flypaper*, observando distintos países y diferentes periodos de tiempo; algunas investigaciones han aceptado la existencia del efecto *flypaper*, mientras que otras lo han rechazado, dependiendo el periodo y el país donde se analice¹.

También, en la literatura se ha conocido el efecto asimetría de reemplazo fiscal (Deller & Maher, 2006; Heyndels, 2001; Levaggi & Zanola, 2003), con el fin de demostrar que el efecto en el gasto público territorial no es simétrico ante reducciones en las transferencias intergubernamentales. Por lo tanto, este efecto sugiere que, cuando las transferencias se reducen, los gobiernos subnacionales buscan la manera de reemplazar esos recursos con otras fuentes de financiación. Esto quiere decir que, ante disminuciones de las transferencias, se busca una sustitución de los recursos usando sus capacidades de recaudo, a través de incrementos en las tasas de impuestos o de la base gravable, o mediante la deuda pública. El tema de la asimetría ha sido poco discutido en la literatura y es relevante en el debate sobre las facultades tributarias de los gobiernos subnacionales.

El objetivo del presente artículo es testear si hay o no presencia efectos *flypaper* y de asimetría de reemplazo fiscal en los municipios de Colombia durante el periodo 2000-2017. La literatura al respecto en Colombia es escasa o nula. Se conoce el documento de Melo (2002) quien estudió el caso para el periodo entre 1980 y 1997 con una dispersión en su análisis, lo que pudo conllevar a resultados no óptimos; no obstante, aunque no se encuentra literatura que analice el efecto *flypaper* para el caso colombiano, sí se encuentran investigaciones que se aproximan al tema con estudios

¹ Por ejemplo, Hines y Thaler (1995) realizaron una tabla donde se muestran los documentos pioneros en la materia. En el documento de Knight (2002) se rechazó el efecto, en una investigación para Estados Unidos donde se estudió el periodo 1983-1997. Sin embargo, Acosta y Loza (2001) y Sour y Girón (2008) aceptaron la presencia del efecto para dos estudios respectivos de los países de Argentina (1995-1997) y México (1990-2006). Sa/Ġbafi y Saruçş (2004) analizaron el caso de Turquía, aceptando la presencia del efecto.

sobre transferencias, ingresos tributarios y en general de descentralización fiscal².

Para llevar a cabo el objetivo del artículo —anteriormente descrito— se utilizó la base de datos que contiene las operaciones efectivas de caja para los años 2000-2017 para los departamentos y municipios, la cual se encuentra en el sitio web del Departamento Nacional de Planeación —DNP (2018)—. Adicionalmente, se utilizaron los datos de población de los municipios que se encuentran en la página del Departamento Administrativo Nacional de Estadística—DANE (2020)—. Asimismo, se utilizó la base de datos de categorización de municipios de la Contaduría General de la Nación —CGR (s. f.)—.

El artículo está organizado de la siguiente manera: después de la presente introducción, se presentan las consideraciones sobre la teoría del efecto flypaper. Más adelante, se esboza un análisis sobre la composición del fisco territorial en Colombia. Posteriormente, se relacionan los datos utilizados para el análisis pretendido del presente artículo. Luego, en la quinta sección se especifica el modelo econométrico. Después, se muestran los resultados obtenidos. Finalmente, se consideran las conclusiones y se muestran las referencias utilizadas.

I. Teoría sobre el efecto flypaper

En la literatura del federalismo fiscal se consideraba que los gobiernos subnacionales podrían tener similar efecto en el gasto público local, sin interesar si la fuente de financiación era por medio de las transferencias no condicionadas o través de los ingresos de los ciudadanos de la jurisdicción local (Bradford & Oates, 1971). Con esto, se planteaba que ambas fuentes de financiamiento representan un incremento similar en la suma global de la restricción presupuestal. La reflexión llevaba a considerar que era igual si se incrementan los recursos propios del gobierno subnacional, vía impuestos, o si se recibían transferencias intergubernamentales. No obstante,

² Documentos como: Junguito et al. (1995), Lozano (1999), Alesina et al. (2000), Iregui et al. (2001), Cadena (2002), Barón y Meisel (2003), Junguito y Rincón (2004), Bonet (2009), Bonet et al. (2016), Zapata y Concha (2016), Bonet y Pérez (2017), entre otros.

con la aparición de trabajos empíricos que demuestran lo contrario, se empezó a discutir de que los gobiernos subnacionales incrementan en mayor proporción su gasto cuando reciben recursos de transferencias no condicionadas que ante incrementos de la recaudación de la jurisdicción territorial.

En efecto, se meditó en modelos donde se le presta especial atención al comportamiento de los gobernantes. En ese sentido, en el modelo de Niskanen (1968) se consideró el enfoque de un burócrata maximizador de presupuesto, con el supuesto de que el gobernante actúa de forma racional al pretender maximizar el presupuesto público del gobierno que representa, con el fin de también llegar al máximo posible de su propia utilidad personal y no precisamente la de los ciudadanos del territorio que representa. Otra aproximación teórica fue el enfoque de ilusión fiscal. En esta se cree que los ciudadanos de la jurisdicción territorial tienen información imperfecta sobre el total de las transferencias intergubernamentales que recibe el gobierno subnacional. Por lo tanto, se indica que existe una percepción equivocada de los verdaderos costos de los bienes públicos que se proveen, lo que genera un gasto público mayor al óptimo. En ese sentido, la literatura empírica utilizó modelos como los dos anteriores, para darle sustento al “efecto flypaper”, considerando que el efecto de los incrementos de transferencias no condicionadas en el gasto público superaría al efecto de los ingresos propios, lo que se puede describir con la siguiente ecuación:

$$\frac{\partial X}{\partial TNC} > \frac{\partial X}{\partial Y}, \quad (1)$$

donde las variaciones del gasto público local son mayores ante las variaciones positivas de las transferencias no condicionadas que ante las oscilaciones positivas de los ingresos propios del gobierno subnacional. Así mismo, en la literatura se ha conocido el efecto asimetría de reemplazo fiscal, donde se supone que —ante reducciones de las transferencias— los gobiernos territoriales buscan sustituir los recursos con otras fuentes de financiación. El tema de la asimetría ha sido poco discutido en la literatura y es relevante en la discusión sobre las facultades tributarias de los gobiernos subnacionales.

II. Discusión sobre las razones del efecto flypaper

En la literatura se ha discutido que el efecto flypaper puede ocurrir de manera distinta, dependiendo de las características del territorio (Inman, 2008). Los aspectos económico, político y poblacional entran en la ecuación que trata de explicar por qué ocurre este efecto de manera diferenciada en las diferentes localidades. Distintos autores han hecho aportes a la discusión, como es el caso de Ríos et al. (2021), quienes sugieren que los municipios con mayor eficiencia en la recaudación de impuestos y donde se tiene mayor fuerza política, exhiben un menor efecto flypaper. Otros como Bastida et al. (2021) —analizando un grupo de municipios de Honduras— encontraron evidencia de un fuerte efecto flypaper e indican que el nivel económico de los territorios impacta positivamente en el gasto per cápita.

En cuanto al factor político, Buylen y Christiaens (2016) indican que, cuando existe una coalición, el poder se encuentra repartido y a menudo los gobiernos de coalición se asocian con altos niveles de gasto y déficit fiscal. Kantorowicz (2017) considera que lo anterior es el resultado de la necesidad de cumplir con las solicitudes de diferentes partes interesadas y la ineficiencia de las negociaciones. De igual forma, Garmann (2018) muestra que los ciclos del presupuesto político en gastos y tasas impositivas son más probables cuando el mismo partido controla el poder ejecutivo y legislativo y señala que, en gobiernos divididos, la manipulación política es mucho menor.

En concordancia con lo anterior, Bojar (2015) sostiene que los gobiernos a nivel nacional o federal ejercen influencia indirecta sobre otras dependencias gubernamentales. Así entonces, los políticos del gobierno central utilizan sus propios criterios para destinar más recursos a los gobiernos subnacionales alineados con su partido, con el propósito de aumentar las posibilidades de reelección de su movimiento.

Asimismo, Rodríguez-Pose et al. (2016) argumentan que tradicionalmente la fortaleza del partido y sus representantes elegidos a nivel regional se han beneficiado de una mayor inversión pública per cápita en su territorio. En contraste, Ríos et al. (2017) concluyen que el alineamiento ideológico del gobierno local con el oficialismo nacional no influye en los niveles de gasto. No obstante, Kleider et al. (2018), esbozan que es la carencia de la autonomía

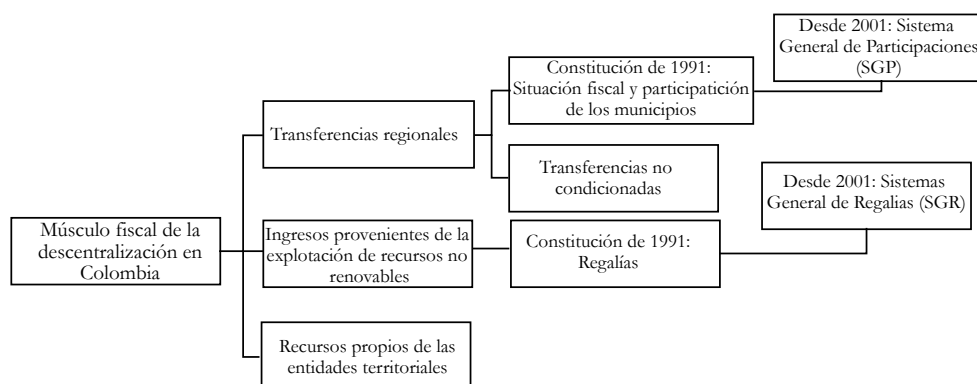
fiscal la que hace a los gobiernos locales dependientes de los subsidios del gobierno central y, por lo tanto, a un juego político por los recursos.

También existen investigaciones sobre el funcionamiento del sistema político colombiano. En Leal y Dávila (2010) y Torres-Ortega (2021) se explica que en el contexto de este país la distribución de recursos se ha basado en negociaciones no oficiales entre las minorías que poseen el poder a nivel nacional y regional, mediados por fenómenos como el clientelismo y las redes de poder, independientemente de la ideología de los partidos. Así entonces, la distribución de las transferencias no condicionadas no es ajena a ese fenómeno, dificultando la obtención de la información sobre esas negociaciones no oficiales que afectan en el impacto del efecto flypaper.

III. Composición del fisco territorial en Colombia

El músculo financiero de la descentralización en Colombia (Figura 1) se ha basado en tres fuentes de recursos: las transferencias regionales, los ingresos provenientes de la explotación de recursos no renovables y los recursos propios de las entidades territoriales.

Figura 1. *Músculo fiscal de la descentralización en Colombia*



Fuente: elaboración propia.

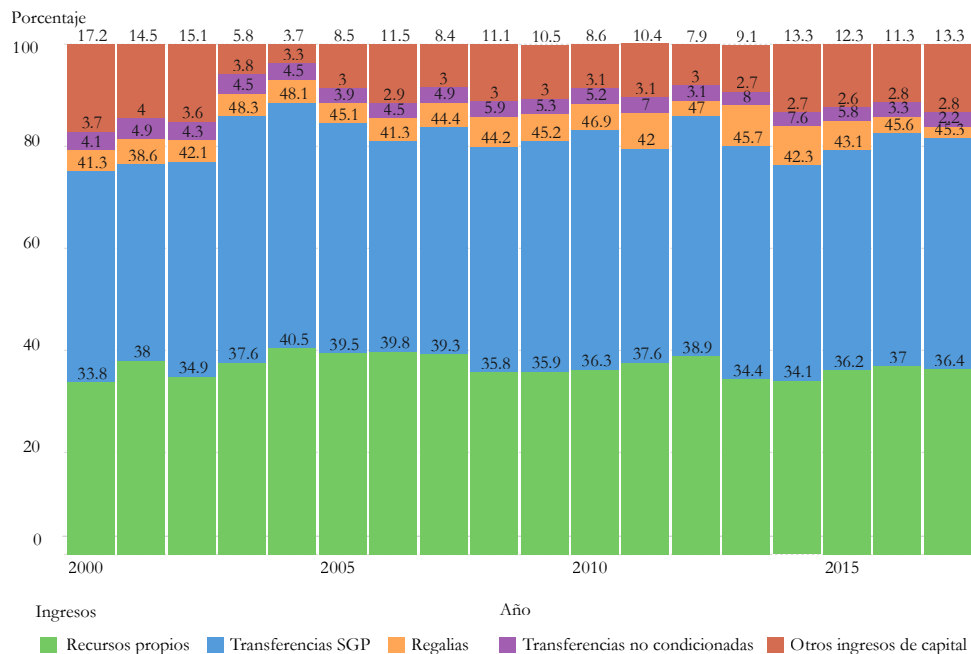
Dentro de esas fuentes de recursos, representadas en la Figura 1, las transferencias regionales son las que han tenido mayor participación dentro

de la composición de los ingresos de las entidades territoriales. Para el caso de Colombia se dividen en dos: condicionadas y no condicionadas. Se destaca que, desde la Constitución Política de 1991, en sus artículos 356 y 357, se establecieron participaciones de las entidades territoriales (departamentos y municipios) en los ingresos corrientes de la nación (ICN) —Constitución Política de Colombia (1991, art. 356 y 357)—. No obstante, estas participaciones fueron desligadas de los ICN y sufrieron reformas posteriores que buscaron recortar los recursos a las entidades territoriales y condicionaron mucho más el gasto, reformas como el Acto Legislativo 01 de 2001 y, el Acto Legislativo 04 de 2007. A pesar de ello, siguieron siendo de gran importancia dentro del total de ingresos de los municipios. Estas transferencias condicionadas se consideraron como Sistema General de Participaciones (SGP) desde el Acto Legislativo 01 de 2001, como una bolsa de recursos que se distribuyen a los gobiernos subnacionales con destinación específica, sobre todo en los sectores de educación y salud, con criterios —por ejemplo— de población atendida y por atender.

Colombia se ha caracterizado por basar la descentralización fiscal en las transferencias condicionadas, afirmación que se ve reflejada en la composición de los ingresos territoriales que se muestran en las figuras 2 y 3, dejando nulo o poco el espacio de decisión de los gobernantes territoriales. En ese sentido, ha dejado de lado el efecto que pueden tener las transferencias no condicionadas en la contribución de la equidad territorial. Por lo tanto, los recursos no condicionados no se han distribuido en Colombia por una definición técnica con criterios de eficiencia y equidad, como lo plantea la teoría convencional, sino por medio de un juego político donde el centro tiene un rol distribuidor y los territorios buscan alguna oportunidad de asignación (Torres Ortega, 2021).

Por otro lado, el rubro de regalías hace referencia a los recursos correspondientes a los ingresos derivados de la explotación de recursos no renovables, el cual ha sido más importante para el nivel departamental que para los municipios. Este rubro también ha sufrido modificaciones en torno a una mayor distribución territorial y a una centralización de parte de estos recursos, teniendo como protagonista al gobierno central. Las normas constitucionales que regulan esta materia se encuentran en los artículos 360 y

Figura 2. Composición de los ingresos territoriales: todos los municipios

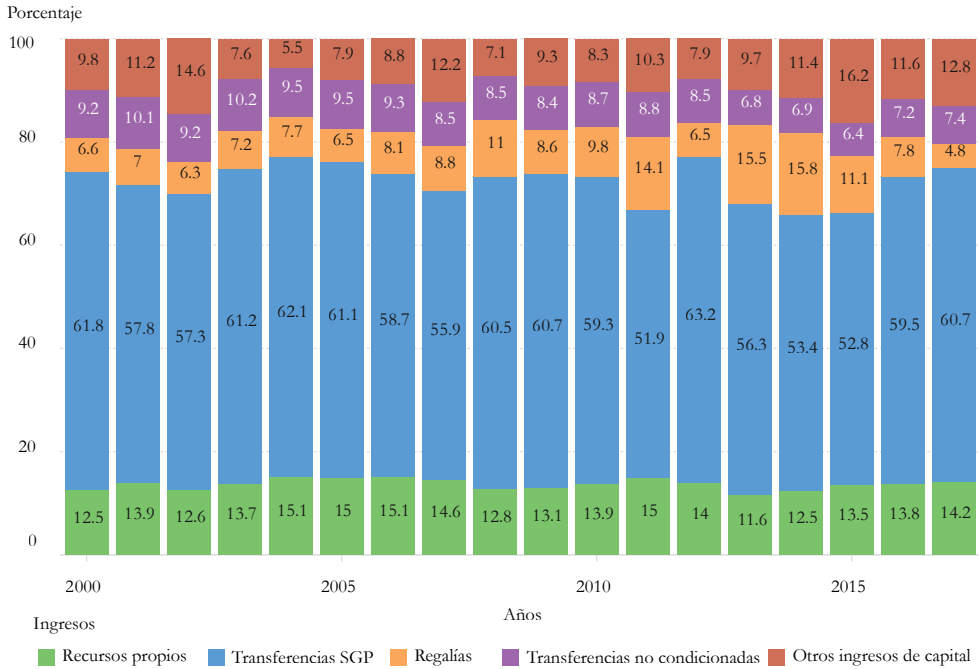


Fuente: elaboración propia con datos del DNP (s.f.) sobre las operaciones efectivas de caja de los municipios para los años 2000-2017.

361 de la Constitución Política de 1991, los cuales fueron modificados por el Acto Legislativo 05 de 2011, Acto Legislativo 04 de 2017 y Acto Legislativo 05 de 2019.

En cuanto a los ingresos propios de los municipios, se puede identificar que en todas estas entidades locales es poca la potestad para crear nuevos impuestos, de acuerdo con las necesidades de los territorios, y se tiene una estructura fiscal local similar en todos los municipios. Esta estructura tributaria se basa básicamente en dos tributos: el impuesto predial y el impuesto de industria y comercio. Según lo estipulado por la Ley 617 de 2000, los municipios de Colombia se dividen en seis categorías y una especial. En la base de datos tomada de la CGR (2021) se puede identificar que,

Figura 3. *Composición de los ingresos territoriales municipios de categoría sexta*



Fuente: elaboración propia con datos del DNP (s.f.) sobre las operaciones efectivas de caja de los municipios para los años 2000-2017.

de 1101 municipios, el 13,08% se encuentra en las categorías de especial a quinta, mientras que en la categoría sexta se encuentran la mayoría de los municipios, representando el 87% del total, por lo que, en el presente documento, se analizan los municipios de Colombia en su totalidad y también se analiza el comportamiento del grupo de los municipios de la categoría sexta. Según la Ley 617 de 2000, los municipios que se encuentran en la categoría sexta son los que tienen ingresos corrientes de libre destinación anuales no superiores a quince mil salarios mínimos legales mensuales, o los municipios con población igual o inferior a diez mil habitantes.

Se puede identificar en las figuras 2 y 3 que la composición porcentual de los ingresos de los municipios varía si tomamos todos los municipios o si

sólo verificamos los de categoría sexta. En las dos figuras se muestra que las transferencias condicionadas (SGP) ocupan un nivel importante en el total de ingresos, siendo el rubro de mayor peso: en el total de municipios representó —en promedio de los años estudiados— el 44,25% del total de ingresos, mientras que, solo para los municipios de sexta categoría representó el 58,57% del total de ingresos territoriales. Seguido del anterior rubro, se ubican los ingresos propios con 36,99% en promedio para todos los municipios y de 13,71% para los de categoría sexta. Luego están los recursos provenientes de las regalías con promedio de 4,96% para todos los municipios y de 9,06% para los municipios de sexta categoría. Por último, se encuentra el rubro de las transferencias no condicionadas; en promedio representó el 3,12% para los ingresos totales de todos los municipios y para los municipios de categoría sexta representó en promedio de los años estudiados el 8,52% del total de ingresos.

Una vez explicada la composición de los ingresos territoriales, se procede con el objetivo de identificar si existe el efecto flypaper, es decir, si las transferencias no condicionadas tienen un mayor impacto en el gasto territorial que los ingresos propios. También, se busca identificar si ocurre el efecto asimetría, si ese impacto no es simétrico ante reducciones de las transferencias no condicionadas —en otras palabras, identificar si ante reducciones de las transferencias no condicionadas los gobiernos territoriales buscan la forma de reemplazar esos recursos con otras fuentes de financiación—. Para el análisis se toman las transferencias no condicionadas y los recursos de regalías. Asimismo, se toman dos grupos: uno donde se toman todos los municipios y otro donde sólo se analizan los municipios de categoría sexta.

IV. Datos

Para el análisis se tomó la base de datos sobre las operaciones efectivas de caja de los municipios, para los años 2000-2017, del DNP. Este archivo contiene todas las entidades territoriales departamentales y municipales con sus respectivos rubros de ingresos y de gastos. Para efectos del presente estudio, se tomaron todos los datos disponibles de los 1101 municipios

de Colombia que están en el archivo antes mencionado, para el período comprendido entre los años 2000 y 2017, conformando una base de datos de panel. En ese sentido y para efectos de la clasificación de los municipios en las categorías correspondientes según la Ley 617 de 2000, se tomó la categorización para el año 2021 que reposa en la página web de la CGR. Cabe destacar que con esta información se pudo constatar que son 144 municipios los que pertenecen a las categorías especial, 1, 2, 3, 4 y 5, mientras que, en la categoría sexta se ubican la mayoría de los municipios, siendo en total 957.

Con respecto a la información sobre la población de cada municipio, se tomaron los datos de las estimaciones de población municipal por área y total que se encuentran en el archivo de proyecciones de población del período 1985-2017 (DANE, s.f.). Igualmente, para el análisis de la composición de los ingresos totales de los municipios, se consultó la normatividad correspondiente: la Constitución Política de 1991, las reformas constitucionales - actos legislativos: 01 de 2001, 04 de 2007, 05 de 2011, 04 de 2017, 05 de 2019, Ley 617 de 2000, Ley 715 de 2001, entre otra normatividad.

V. Aspectos metodológicos

Autores de la literatura del efecto “flypaper” o matamoscas —como Bradford y Oates (1971)— indican que el efecto de las transferencias intergubernamentales sobre los ingresos propios de los municipios, que se busca testear, se calcula con base a las transferencias no condicionadas. Así, autores como Karnik y Lavani (2005) sostienen que es incorrecto incluir en el modelo a estimar las transferencias condicionadas. En ese sentido, se determina la siguiente forma funcional de la ecuación a estimar:

$$\begin{aligned} \log GT_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \log IP_{i,t} + \beta_2 \log TNC_{i,t} \\ & + \beta_3 (D_TNC_{i,t} (\log TNC_{i,t} - \log TNC_{i,t-1})) \\ & + \beta_4 \log RG_{i,t} + \beta_5 (D_RG_{i,t} (\log RG_{i,t} - \log RG_{i,t-1})) \\ & + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

donde:

α = Constante

β_1 = Coeficiente de ingresos propios per cápita

β_2 = Coeficiente de transferencias no condicionadas per cápita

β_3 = Coeficiente de asimetría de las transferencias no condicionadas

β_4 = Coeficiente de regalías per cápita

β_5 = Coeficiente de asimetría de regalías per cápita

$GT_{i,t}$ = Gastos totales per cápita del municipio i en el año t

$IP_{i,t}$ = Ingresos propios per cápita del municipio i en el año t

$TNC_{i,t}$ = Transferencias no condicionadas per cápita del municipio i en el año t

$RG_{i,t}$ = Regalías per cápita del municipio i en el año t

ε = Término de error

i = Municipio

t = Año

Las variables que interactúan en el modelo se dividieron entre la población de cada uno de los municipios para los años correspondientes, con el fin de captar el efecto de forma per cápita. Asimismo, el modelo se realizó con las variables en logaritmos, esto con el fin de que se interprete como elasticidades. Si $\beta_2 > \beta_1$ se identifica la presencia del efecto “flypaper”. De igual forma, se estima el efecto asimetría de las transferencias no condicionadas y de las regalías —se representan como $D_{TNC_{i,t}}$ y $D_{RG_{i,t}}$ respectivamente—. Estas variables son dicotómicas y toman el valor de 1 cuando hay una reducción de la variable respectiva en el año t con respecto a su año anterior ($t - 1$). Si el coeficiente de una de estas variables es significativo, se considera que las autoridades locales responden más a los incrementos en las transferencias no condicionadas o de las regalías, dependiendo del caso, que ante reducciones de estas.

Para la precisión del modelo econométrico se utilizó el software Stata 17. Con esta herramienta, se estimó inicialmente el enfoque más simple para datos de panel. Luego se hicieron pruebas para considerar el modelo que

mejor se adecuara a los datos tratados. Primero, se estimó la regresión agrupada MCO (Pooled OLS), más adelante se consideró el modelo con efectos aleatorios, seguidamente, se modeló el de efectos fijos y, por último —gracias a las pruebas realizadas—, se realizó una estimación de Prais-Winsten con corrección de autocorrelación AR (1). Los modelos anteriormente nombrados se presentan en las tablas 1 y 2, luego se muestran las pruebas realizadas que demarcó la estimación utilizada.

Tabla 1. Modelos estimados para todos los municipios.

Variable independiente	Regresión agrupada coeficiente	Efectos aleatorios coeficiente	Efectos fijos coeficiente	Prais-Winsten, errores estándar corregidos coeficiente
Logaritmo de ingresos propios per cápita	0,361*** (0,000)	0,444*** (0,000)	0,541*** (0,000)	0,354*** (0,000)
Logaritmo de transferencias no condicionadas per cápita	0,233*** (0,000)	0,221*** (0,000)	0,150*** (0,000)	0,219*** (0,000)
Efecto simetría para transferencias no condicionadas	0,059*** (0,000)	0,052*** (0,000)	0,031*** (0,000)	0,064*** (0,000)
Logaritmo de regalías per cápita	0,088*** (0,000)	0,072*** (0,000)	0,059*** (0,000)	0,069*** (0,000)
Efecto simetría para regalías	0,087*** (0,000)	0,055*** (0,000)	0,032*** (0,000)	0,049*** (0,000)
Constante	1,629*** (0,000)	1,772*** (0,000)	1,714*** (0,000)	1,513*** (0,000)
Número de observaciones	8184	8184	8184	8184
R-cuadrado	0,654	0,640	0,576	0,519

Fuente: elaboración propia.

Con el fin de poder comparar e identificar cuál modelo era el más conveniente entre la regresión agrupada y el de efectos aleatorios, se utilizó la prueba del multiplicador de Lagrange. Con los resultados obtenidos se identificó que los efectos aleatorios son relevantes y es preferible utilizar esa estimación sobre la regresión agrupada (Tabla 3).

Tabla 2. Modelos estimados para los municipios de categoría sexta.

Variable independiente	Regresión agrupada Coeficiente	Efectos aleatorios Coeficiente	Efectos fijos Coeficiente	Prais-Winsten, errores estándar corregidos Coeficiente
Logaritmo de ingresos propios per cápita	0,275*** (0,000)	0,322*** (0,000)	0,466*** (0,000)	0,284*** (0,000)
Logaritmo de transferencias no condicionadas per cápita	0,377*** (0,000)	0,367*** (0,000)	0,271*** (0,000)	0,362*** (0,000)
Efecto simetría para transferencias no condicionadas	0,083*** (0,000)	0,080*** (0,000)	0,057*** (0,000)	0,089*** (0,000)
Logaritmo de regalías per cápita	0,092*** (0,000)	0,080*** (0,000)	0,059*** (0,000)	0,077*** (0,000)
Efecto simetría para regalías	0,077*** (0,000)	0,061*** (0,000)	0,026*** (0,002)	0,054*** (0,000)
Constante	1,809*** (0,000)	1,873*** (0,000)	1,898*** (0,000)	1,741*** (0,000)
Número de observaciones	6859	6859	6859	6859
R-cuadrado	0,7230	0,718	0,660	0,6183

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios

Todos los municipios	Municipios de sexta categoría
Test: Var (u) = 0	Test: Var (u) = 0
Chibar2(01) = 5886,57	Chibar2(01) = 1852,41
Prob > chibar2 = 0,0000	Prob > chibar2 = 0,0000

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con los p-valores obtenidos en los dos casos, se indica que se debe rechazar la hipótesis nula, así entonces, los efectos aleatorios son relevantes y es recomendable utilizar la estimación de efectos aleatorios sobre la agrupada.

Seguidamente, se estimó el modelo con efectos fijos, con el fin de modelar el carácter “individual” de cada municipio. Esta estimación no supone que las diferencias entre municipios sean aleatorias, sino que son constantes (fijas), por lo tanto, se debe estimar cada intercepto. Para identificar qué modelo es preferible —entre efectos fijos y agrupados— se utilizó una prueba F restrictiva. Los resultados de la prueba sugirieron utilizar la estimación de efectos fijos sobre el modelo agrupado. Las pruebas realizadas de Breusch y Pagan, para el modelo de efectos aleatorios, y la prueba F para la estimación de los efectos fijos sugieren que el modelo de efectos aleatorios y el de efectos fijos se adecuan mejor a los datos que el modelo agrupado (pooled OLS).

Una vez identificado lo anterior, fue pertinente identificar qué modelo entre efectos fijos y aleatorios era preferible. El modelo de efectos aleatorios supone que la correlación entre el componente de error individual y las variables es igual a cero, por lo tanto, si estas están correlacionadas produciría un sesgo de omisión. Con la prueba de Hausman se pudo identificar el modelo preferible (Tablas 4 y 5).

En los dos grupos de datos la hipótesis nula se rechazó. Por lo tanto, la prueba de Hausman sugiere que, para los datos analizados, la diferencia entre los coeficientes de efectos aleatorios y efectos fijos sí es sistemática. Esto quiere decir que es preferible utilizar el modelo de efectos fijos. Determinado lo anterior, se procedió a identificar si el modelo tenía problemas de autocorrelación, correlación contemporánea o serial y heteroscedasticidad. Se procedió a realizar la prueba de Wooldridge y la modificada de Wald, la primera para identificar si existe problema de autocorrelación y la segunda para conocer si la estimación tenía problemas de heteroscedasticidad. La hipótesis nula de la prueba de Wooldridge es que no existe autocorrelación (ver Tabla 6).

La prueba de Wooldridge indica que hay un problema de autocorrelación en los datos que se necesita corregir en el modelo que se estime. En ese mismo sentido, se procedió a realizar la prueba modificada de Wald para conocer si existían problemas de heteroscedasticidad. La hipótesis nula es que no existen problemas de heteroscedasticidad, es decir que la varianza de los errores de cada unidad transversal no es constante (ver Tabla 7).

Tabla 4. Prueba de Hausman para todos los municipios

	Coeficientes			Sqrt(diag($V_b - V_B$)) Error estándar
	(b) Fijo	(B) Aleatorio	(b-B) Diferencia	
Logaritmo de ingresos propios per cápita	0,541	0,444	0,097	0,0045
Logaritmo de transferencias no condicionadas per cápita	0,150	0,221	-0,071	0,0056
Efecto simetría para transferencias no condicionadas	0,031	0,052	-0,021	0,0006
Logaritmo de regalías per cápita	0,059	0,072	-0,012	0,0008
Efecto simetría para regalías	0,032	0,055	-0,023	

b = Consistente bajo H_0 y H_a , obtenido de xtreg.

B = Inconsistente bajo H_a , Eficiente bajo H_0 , obtenido de xtreg

Test de H_0 : Diferencias en coeficientes no simétricas $\chi^2(5) = 475,01$

Prob > $\chi^2 = 0,0000$ ($V_b - V_B$ no es definido positivo)

Fuente: Elaboración propia

Las pruebas de Wald, presentadas en la Tabla 7, indican que se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, se presentan problemas de heteroscedasticidad que se deben corregir. Así entonces, con la prueba de Wooldridge se identificó que existía un problema de autocorrelación y con la prueba modificada de Wald se detectaron problemas de heteroscedasticidad, características que fueron necesarias corregir a través de una estimación de Prais–Winsten con corrección de autocorrelación AR (1). En efecto, este modelo sería el que mejor explique el fenómeno dado las características de los datos, este se estimó para el total de municipios y para los municipios que se ubican en la categoría sexta, es válido recordar que a los dos grupos de datos se les aplicó las mismas pruebas y se presentaron los mismos problemas a corregir.

Tabla 5. Prueba de Hausman para todos los municipios

	Municipios categoría sexta			
	Coeficientes			
	(b) Fijo	(B) Aleatorio	(b-B) Diferencia	Sqrt(diag($V_b - V_B$)) Error estándar
Logaritmo de Ingresos propios per cápita	0,466	0,322	0,144	0,0059
Logaritmo de transferencias no condicionadas per cápita	0,271	0,367	-0,095	0,0090
Efecto simetría para transferencias no condicionadas	0,057	0,080	-0,023	0,0007
Logaritmo de regalías per cápita	0,059	0,080	-0,021	0,0012
Efecto simetría para regalías	0,026	0,061	-0,034	0

b = Consistente bajo H_0 y H_a , obtenido de xtreg.

B = Inconsistente bajo H_a , Eficiente bajo H_0 , obtenido de xtreg

Test de H_0 : Diferencias en coeficientes no simétricas $\chi^2(5) = 656,21$

Prob > $\chi^2 = 0,0000$ ($V_b - V_B$ no es definido positivo)

Fuente: Elaboración propia

VI. Resultados

Se testeó la presencia de los efectos flypaper y asimetría de reemplazo fiscal para los municipios de Colombia. Se tomaron las bases de datos de operaciones efectivas de caja de los municipios, categorización de los municipios y estimaciones de población por cada municipio. De acuerdo con las características de los datos utilizados, se estimó un modelo econométrico para cada uno de los dos grupos de municipios analizados (total y categoría sexta). Las características de la información referenciada sugieren una estimación de Prais–Winsten con corrección de autocorrelación AR (1). Los resultados de la estimación econométrica se muestran en la Tabla 8.

Tabla 6. Prueba de Wooldridge

Todos los municipios [output omitido]
Ho: Sin autocorrelación de primer orden
$F(1, 914) = 39,874$
Prob > $F = 0,0000$
Municipios categoría sexta [output omitido]
Ho: Sin autocorrelación de primer orden
$F(1, 889) = 16,169$
Prob > $F = 0,0001$

Fuente: elaboración propia.

Tabla 7. Prueba modificada de Wald

Todos los municipios
Ho: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ para todo i
Chi2 (1084) = 2,5e+31
Prob > chi2 = 0,0000
Municipios categoría sexta
Ho: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ para todo i
Chi2 (957) = 6,2e+31
Prob > chi2 = 0,0000

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del modelo para todos los municipios muestran que los coeficientes de asimetría son significativos, evidenciando el efecto asimetría en los municipios colombianos durante el período analizado. Es decir, el gasto público de los municipios en Colombia responde más ante las disminuciones

³ El comando en el software para estimar estos modelos es el siguiente: `xtpcse [variables], het c(ar1)`.

Tabla 8. *Estimación econométrica con el método de Prais-Winsten, errores estándar corregidos³*

Variable independiente	Todos los municipios coeficiente	Municipios Sexta Categoría coeficiente
Logaritmo de ingresos propios per cápita	0,354*** (0,000)	0,284*** (0,000)
Logaritmo de transferencias no condicionadas per cápita	0,219*** (0,000)	0,362*** (0,000)
Efecto simetría para transferencias no condicionadas	0,064*** (0,000)	0,089*** (0,000)
Logaritmo de regalías per cápita	0,069*** (0,000)	0,077*** (0,000)
Efecto simetría para regalías	0,049*** (0,000)	0,054*** (0,000)
Constante	1,513*** (0,000)	1,741*** (0,000)
Número de observaciones	8184	6859
Número de municipios	1084	945
R-cuadrado	0,5191	0,6183

En paréntesis se muestran los errores estándar. Significativo al 10 %*, significativo al 5 %**, significativo al 1 %. Todas las variables son significativas.

Fuente: elaboración propia.

de las transferencias no condicionadas o a las regalías que ante aumentos de estas variables. Esto se debe a que los gobiernos locales buscan sustituir los recursos con otras fuentes de financiación cuando se disminuyen las transferencias no condicionadas.

En cuanto al flypaper, los resultados para el total del conjunto de municipios estudiados sugieren rechazar tal efecto, debido a que $\beta_1 > \beta_2$, es decir, el efecto de los ingresos propios es mayor que el de las transferencias no condicionadas y el de las regalías. Por lo tanto, un aumento en los ingresos propios tiene un mayor impacto sobre el gasto público total de los municipios que ante un aumento equivalente de las transferencias no condicionadas.

Seguidamente, se procedió a realizar la estimación del modelo para los municipios de categoría sexta donde se ubican la mayoría de los municipios de

Colombia, los resultados sobre el “efecto flypaper” fueron distintos al modelo planteado anteriormente, en este se evidencia la presencia del efecto flypaper para este conjunto de municipios, debido a que $\beta_2 > \beta_1$, es decir, el efecto de las transferencias no condicionadas sobre el gasto total es mayor al de los ingresos propios y al de las regalías, por lo tanto, un aumento equivalente en las transferencias no condicionadas incrementa más el gasto público total de los municipios de categoría sexta que un aumento equivalente en el ingreso de la población.

También, se encontró que los coeficientes de asimetría de los municipios de categoría sexta resultaron significativos y positivos, lo que evidencia el efecto asimetría. Esto indica que el gasto público de los municipios responde más ante las disminuciones de las transferencias no condicionadas o a los recursos por regalías que ante aumentos de estas variables. El efecto de asimetría se debe a que los gobiernos de las entidades territoriales locales buscan sustituir los recursos con otras fuentes de financiación cuando se presentan disminuciones de las transferencias no condicionadas.

Conclusiones

En este artículo se procedió a testear la presencia en los municipios de Colombia de los efectos flypaper y de asimetría de reemplazo fiscal, considerando un análisis para todos los municipios y otro para los municipios de categoría sexta, para el periodo 2000-2017. Para este propósito se consideraron las siguientes bases de datos: i.) operaciones efectivas de caja de los municipios, ii.) categorización de los municipios y, iii.) estimaciones de población por cada municipio. El efecto flypaper hace referencia a que un aumento en las transferencias no condicionadas tiene un impacto más alto en el gasto público local que incrementos en los recursos propios de la jurisdicción local. Mientras que, el efecto asimetría de reemplazo fiscal, sugiere que, ante reducciones de las transferencias, los gobiernos locales buscan sustituir los recursos con otras fuentes de financiación. En la literatura no se encontraron documentos que intentaran testear estos dos efectos en el caso colombiano, aunque sí hay variedad de investigaciones que estudian las transferencias de Colombia.

De acuerdo con las características de los datos analizados, se realizó una estimación de Prais–Winsten con corrección de autocorrelación AR (1). Los resultados obtenidos a partir de las bases de datos descritas y del modelo indicado muestran, que para el caso de todos los municipios de Colombia, todas las variables del modelo econométrico planteado evidenciaron un nivel de significancia alto, se identificó que el efecto de los ingresos propios es mayor el de las transferencias condicionadas; por lo tanto, para el caso de todos los municipios de Colombia para el periodo estudiado, se rechaza la presencia del efecto flypaper. Estos resultados cambian al momento de analizar solo los municipios de la categoría sexta, donde se ubica la mayoría de los municipios de Colombia, representado el 87 % de total.

En el caso de estos municipios, los resultados evidencian la presencia del efecto flypaper, lo que quiere decir que las transferencias no condicionadas tienen un mayor efecto sobre el gasto total, si se compara con los efectos de los ingresos propios. Así entonces, un incremento equivalente en las transferencias no condicionadas, dirigidas a los municipios de categoría sexta, aumentan más el gasto público local que aumentos equivalentes en los recursos propios de la población. Adicionalmente, se confirma que los coeficientes de asimetría resultaron ser significativos y positivos, lo que permite aceptar el efecto de asimetría de reemplazo fiscal, por lo tanto, el gasto público local responde más ante reducciones de las transferencias no condicionadas y los gobiernos locales buscan sustituir los recursos con otras fuentes de financiación.

También, en este artículo se hizo un análisis de la composición de los ingresos totales de los municipios de Colombia. Se encontró que la descentralización fiscal en Colombia se ha basado en transferencias condicionadas, siendo este rubro el de mayor importancia entre los ingresos totales de los municipios de Colombia, seguido por los ingresos propios, dejando nulo o poco espacio de decisión para los gobernantes territoriales, situación que es más notoria en las entidades territoriales locales de sexta categoría. Asimismo, dentro del ordenamiento del fisco territorial, no se ha tenido en cuenta el efecto que pueden tener las transferencias no condicionadas (TNC) en la eficiencia y equidad regional. En ese sentido, los recursos de TNC no se han asignado por criterios técnicos, sino que su

distribución es producto de un juego político donde el centro distribuye y los territorios buscan oportunidades de un mayor presupuesto, ocasionando el efecto del modelo de ilusión fiscal.

Referencias

- Acosta, P., & Loza, A. (2001). *Burocracia y federalismo fiscal: un marco teórico para el análisis del efecto “Flypaper”* [documento de trabajo]. Universidad Nacional de la Plata. <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/3728>
- Alesina, A., Carrasquilla, A., & Echavarría, J. (2000). *La descentralización en Colombia*. [documento de trabajo No. 15]. Fedesarrollo. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/824>
- Bardhan, P., & Mookherjee, D. (2006). Decentralization, Corruption and Government Accountability: An Overview. En S. Rose-Ackerman (ed.), *International Handbook on The Economics of Corruption* (pp. 161-188). Edward Elgar.
- Barón, J. D., & Meisel, A. (2003). La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990 [documento de trabajo sobre economía regional No. 36]. Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/es/descentralizacion-y-las-disparidades-economicas-regionales-colombia-decada-1990>
- Bastida, F., Estrada, L., & Guillamón, M. (2021). Flypaper Effect and Partisanship Theories Best Explain Municipal Financial Performance in Latin America. *Policy Studies*. <https://doi.org/10.1080/01442872.2021.1982887>
- Bojar, A. (2015). Intra-governmental Bargaining and Political Budget Cycles in The European Union. *European Union Politics*, 16(1), 90-115. <https://doi.org/10.1177/1465116514547954>
- Bonet, J., & Perez, G. (2017). *Financiamiento y calidad del gasto social en la región Caribe colombiana* [documento de trabajo economía regional y urbana No. 262]. Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/6979>

- Bonet, J. (2009). *¿Por qué es necesaria una gestión fiscal local?* [nota técnica No. IDB-TN-100]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/%C2%BFPor-qu%C3%A9-es-necesaria-una-gesti%C3%B3n-fiscal-local.pdf>
- Bonet, J., Pérez, G., & Ayala, J. (2016). Contexto histórico y evolución del SGP en Colombia. En J. Bonet, & L. A. Galvis (eds.), *Sistemas de transferencias subnacionales: lecciones para una reforma en Colombia* (pp. 81-128). Banco de la República.
- Bradford, D. F., & Oates, W. E. (1971). Towards a Predictive Theory of Intergovernmental Grants. *The American Economic Review*, 61(2), 440-448. <https://www.jstor.org/stable/1817026>
- Buchanan, J. M. (1967). *The Fiscal Illusion*. University of North Carolina Press.
- Buylen, B., & Christiaens, J. (2016). Talking Numbers? Analyzing the Presence of Financial Information in Councilors' Speech During the Budget Debate in Flemish Municipal Councils. *International Public Management Journal*, 19(4), 453-475. <https://doi.org/10.1080/10967494.2015.1064502>
- Cadena, X. (2002). ¿La descentralización empereza? Efecto de las transferencias sobre los ingresos tributarios municipales en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, (50), 67-108. <https://doi.org/10.13043/dys.50.2>
- Congreso de Colombia. (2000, 9 de octubre). Ley 617 de 2000. *Por la cual se reforma parcialmente la Ley 136 de 1994, el Decreto Extraordinario 1222 de 1986, se adiciona la Ley Orgánica de Presupuesto, el Decreto 1421 de 1993, se dictan otras normas tendientes a fortalecer la descentralización, y se dictan normas para la racionalización del gasto público nacional*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=3771>
- Congreso de Colombia. (2001, 1 de agosto). Acto Legislativo 01 de 2001. *Por medio del cual se modifican algunos artículos de la Constitución Política*. https://www.mineducacion.gov.co/1621/articles-90475_archivo_pdf.pdf

Congreso de Colombia. (2001, 21 de diciembre). Ley 715 de 2001. *Por la cual se dictan normas orgánicas en materia de recursos y competencias de conformidad con los artículos 151, 288, 356 y 357 (Acto Legislativo 01 de 2001) de la Constitución Política y se dictan otras disposiciones para organizar la prestación de los servicios de educación y salud, entre otros.* https://www.mineducacion.gov.co/1621/articles-86098_archivo_pdf.pdf

Congreso de la República. (2007, 11 de julio). Acto Legislativo 04 de 2007. *Por medio del cual se reforman los artículos 356 y 357 de la Constitución Política.* <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=25671>

Congreso de la República. (2011, 18 de julio). Acto Legislativo 05 de 2011. *Por el cual se constituye el Sistema General de Regalías, se modifican los artículos 360 y 361 de la Constitución Política y se dictan otras disposiciones sobre el Régimen de Regalías y Compensaciones.* <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=43391#:~:text=Cr%C3%A9ase%20el%20Sistema%20de%20Monitoreo,ciudadana%20y%20el%20Buen%20Gobierno>

Congreso de Colombia. (2017, 8 de septiembre). Acto Legislativo 04 de 2017. *Por el cual se adiciona el artículo 361 de la Constitución Política.* <https://secretariageneral.gov.co/transparencia/marco-legal/normatividad/acto-legislativo-04-2017>

Congreso de Colombia. (2019, 26 de diciembre). Acto Legislativo 05 de 2019. *Por el cual se modifica el artículo 361 de la Constitución Política y se dictan otras disposiciones sobre el Régimen de Regalías y Compensaciones.* <https://www.suin-juriscol.gov.co/viewDocument.asp?id=30038679>

Constitución Política de Colombia (1991). Artículo 356 [Título XII].

Constitución Política de Colombia (1991). Artículo 357 [Título XII].

Constitución Política de Colombia (1991). Artículo 360 [Título XII].

Constitución Política de Colombia (1991). Artículo 361 [Título XII].

- Contaduría General de la Nación. (s. f.). Categorización de departamentos, distritos y municipios. Consultado el 21 de julio de 2021. <https://www.contaduria.gov.co/categorizacion-de-departamentos-distritos-y-municipios>
- Deller, S. C., & Maher, C.S. (2006). A Model of Asymmetries in the Flypaper Effect. *Publius*, 36(2), 213-229. <https://doi.org/10.1093/publius/pjj005>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (s.f.). Serie municipal de población por área, para el periodo 1985-2017 [base de datos]. Consultado el 17 de julio de 2021. https://www.dane.gov.co/files/censo2018/proyecciones-de-poblacion/Municipal/anexo-area-proyecciones-poblacion-Municipal_Area_1985-2017.xlsx
- Departamento Nacional de Planeación. (2018). Operaciones Efectivas de Caja - Años 2000-2017 [base de datos]. <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Desarrollo%20Territorial/Base%20OEC%202000-2017%20corregido.xls>
- Garmann, S. (2018). Political Budget Cycles and Divided Government. *Regional Studies*, 52(3), 444-456. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1316839>
- Heyndels, B. (2001). Asymmetries in The Flypaper Effect: Empirical Evidence for The Flemish Municipalities. *Applied Economics*, 33(10), 1329-1334. <https://doi.org/10.1080/00036840010004536>
- Hines, J. R., & Thaler, R. H. (1995). Anomalies: The Flypaper Effect. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 217-226. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.217>
- Inman, R. P. (2008). The Flypaper Effect [NBER Working Paper No. 14579]. <https://www.nber.org/papers/w14579>
- Iregui, A. M., Ramos, J. E., & Saavedra, L. A. (2001). Análisis de la descentralización fiscal en Colombia. *Borradores de Economía*, 175. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/5193>

- Junguito, R., Melo Becerra, L. A., & Misas, M. (1995). La descentralización fiscal y la política macroeconómica. *Borradores de Economía*, 31. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/5044>
- Junguito, R., & Rincón, H. (2004). La política fiscal en el siglo XX en Colombia. Recuperado de: <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra318.pdf>
- Kantorowicz, J. (2017). Electoral Systems and Fiscal Policy Outcomes: Evidence from Poland. *European Journal of Political Economy*, 47, 36-60. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.12.004>
- Karnik, A., & Lalvani, M. (2005). Urban Local Governments and The Flypaper Effect: Evidence from Maharashtra, India. *Publius*, 35(2), 273-295. <https://doi.org/10.1093/publius/pji013>
- Kleider, H., Röth, L., & Garritzmann, J. L. (2018). Ideological Alignment and The Distribution of Public Expenditures. *West European Politics*, 41(3), 779-802. <https://doi.org/10.1080/01402382.2017.1395634>
- Knight, B. (2002). Endogenous Federal Grants and Crowd-out of State Government Spending: Theory and Evidence from The Federal Highway Aid Program. *The American Economic Review*, 92(1), 71-92. <https://doi.org/10.1257/000282802760015612>
- Kyriacou, A. P., Muínelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2015). Fiscal Decentralization and Regional Disparities: The Importance of Good Governance. *Papers in Regional Science*, 94(1), 89-107. <https://doi.org/10.1111/pirs.12061>
- Leal, F., & Dávila, A. (2010). *Clientelismo: el sistema político y su expresión regional*. Universidad de los Andes.
- Levaggi, R., & Zanola, R. (2003). Flypaper Effect and Sluggishness: Evidence from Regional Health Expenditure in Italy. *International Tax and Public Finance*, 10(5), 535-547. <https://doi.org/10.1023/A:1026118222901>
- Lozano, L. I. (1999). Las transferencias intergubernamentales y el gasto local en Colombia. *Revista de Economía de la Universidad del Rosario*, 2(1),

141-160. <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/economia/article/view/986>

- Martinez-Vazquez, J., Lago-Peñas, S., & Sacchi, A. (2017). The Impact of Fiscal Decentralization: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 31, 1095-1129. <https://doi.org/10.1111/joes.12182>
- Melo, L. (2002). The Flypaper Effect under Different Institutional Contexts: The Colombian Case. *Public Choice*, 111, 317-345. <https://doi.org/10.1023/A:1014964318685>
- Muñoz, A., Pineda, E., & Radics, A. (2017). Teoría de la igualación fiscal y la experiencia internacional. En A. Muñoz, E. Pineda & A. Radics (Eds.), *Descentralización fiscal y disparidades regionales en américa latina: el potencial de las transferencias de igualación* (pp. 13-28). Banco Interamericano de Desarrollo.
- Musgrave, R. A. (1959). *The Theory of Public Finance*. McGraw-Hill.
- Niskanen, W. A. (1968). The Peculiar Economics of Bureaucracy. *The American Economic Review*, 58(2), 293-305. <https://www.jstor.org/stable/1831817>
- Oates, W. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, W. (1999). An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1120-1149. <https://doi.org/10.1257/jel.37.3.1120>
- Oates, W.E. (1979). Lump-sum Intergovernmental Grants Have Price Effects. En P. Mieszkowski, & W. Oakland (eds.), *Fiscal federalism and grants-in-aid* (23-30). The Urban Institute.
- Prud'homme, R. (1995). The Dangers of Decentralization. *The World Bank Research Observer*, 10(2), 201-220. <https://doi.org/10.1093/wbro/10.2.201>
- Ríos, V., Hortas-Rico, M., & Pascual, P. (2021). What Shapes the Flypaper Effect? The Role of The Political Environment in The Budget Process. *Local Government Studies*. <https://doi.org/10.1080/03003930.2020.1866555>

- Ríos, V., Pascual, P., & Cabases, F. (2017). What Drives Local Government Spending in Spain? A Dynamic Spatial Panel Approach. *Spatial Economic Analysis*, 12(2-3), 230-250. <https://doi.org/10.1080/17421772.2017.1282166>
- Rodríguez-Pose, A., Psycharis, Y., & Tselios, V. (2016). Politics and Investment: Examining the Territorial Allocation of Public Investment in Greece. *Regional Studies*, 50(7), 1097-1112. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1009027>
- Sa/Ĝbafi, S., & Saruç, N. T. (2004). Intergovernmental Transfers and The Flypaper Effect in Turkey. *Turkish Studies*, 5(2), 79-92. <https://doi.org/10.1080/1468384042000228602>
- Sour, L., & Girón, F. (2008). The Flypaper Effect in Mexican Local Governments, 1990-2006 [documento de trabajo CIDE No. 217]. Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE). <http://mobile.repositorio-digital.cide.edu/bitstream/handle/11651/791/93355.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Tiebout, C. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64(5), 416-424. <https://www.jstor.org/stable/1826343>
- Torres-Ortega, Jose Marcelo. (2021). *El papel de las élites en las dinámicas de descentralización y centralización. El caso de Colombia para el periodo de 1980-2010* [Tesis de doctorado no publicada, Universidad Externado de Colombia].
- Weingast, B. R. (2009). Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives. *Journal of Urban Economics*, 65(3), 279-293. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.12.005>
- Winer, S. L. (1983). Some Evidence on the effect of the separation of spending and Taxing Decisions. *The Journal of Political Economy*, 91(1), 126-140. <https://doi.org/10.1086/261131>
- Zapata, J., & Concha, T. (2016). Una reflexión para mejorar la eficiencia en la asignación de las transferencias intergubernamentales en Colombia.

Torres Ortega y Ortega De la Rosa: Efecto flypaper: estudio de caso...

En J. Bonet, & L. Galvis (eds.), *Sistemas de transferencias subnacionales: lecciones para una reforma en Colombia* (pp. 129-159). Banco de la República de Colombia.

Revista

Desarrollo y Sociedad

91

DESARRO. SOC., segundo cuatrimestre 2022
ISSN 0120-3584, E-ISSN 1900-7760

Nota editorial

Jorge Higinio Maldonado 7

La lucha contra la corrupción en el territorio: control fiscal territorial y percepciones y experiencias ciudadanas en torno a la corrupción en Colombia

Sebastián Pantoja-Barrios 11

Pobreza en Ecuador: efecto del crecimiento y la desigualdad (2007-2017)

David Vásquez Corral 77

Identificación de los factores de riesgo de violencia de género en el Ecuador como base para una propuesta preventiva

Salomé Vacacela Márquez y Andrés Mideros Mora 111

Valoración económica de servicios ecosistémicos en bosques de sistemas agropecuarios del piedemonte amazónico colombiano

Yelly Yamparli Pardo Rozo, Jader Muñoz Ramos y Jaime Enrique Velásquez Restrepo 143

On behavioral human development policies: how behavioral public policy adds to human development

Pablo Garcés-Velástegui 171

CEDE
CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE DESARROLLO ECONÓMICO

 Universidad de
los Andes
Facultad de Economía

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

Luis Eduardo Sandoval Garrido y Margarita Marín Jaramillo

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

Resumen: *¿Se puede explicar la probabilidad de votación de un candidato a partir de las condiciones municipales de violencia y desarrollo? Este artículo estudia el impacto del desarrollo económico y la violencia a nivel municipal sobre los patrones de votación en las elecciones presidenciales en Colombia para el período 1986-2014. Se utiliza una metodología de Análisis de Componentes Principales (ACP) y se genera así un índice de votación municipal, el cual se utiliza como insumo principal, junto con variables de desarrollo y violencia municipal en un modelo beta bayesiano. Al final, se concluye que, con mayor nivel de educación y acceso a medios de comunicación de los electores, se aumenta la probabilidad de votar por candidatos de derecha y se disminuye la probabilidad de votar por candidatos liberales.*

Palabras clave: *componentes principales, comportamiento electoral, desarrollo, violencia.*

Clasificación JEL: C38, D72, O12, K14.

Presidential Elections and Municipal Development: The Colombian Case (1986-2014)

Abstract: *Can the probability of voting for a candidate based on the municipal conditions of violence and development be explain? This paper analyses the impact of economic development and violence at the municipal level on voting patterns in presidential elections in Colombia for the period 1986-2014. It uses Principal Components Analysis (PCA) methodology and generates a municipal voting index, which is used as main input together with municipal development and violence variables in a Bayesian beta model. In the end, it is concluded that with a higher level of education and access to the media, the probability of voting for right-wing candidates increases and the probability of voting for liberal candidates is less likely.*

Keywords: *principal Components, electoral behavior, development, violence.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346128>



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 élections présidentielles et le développement économique des communes: le cas de Colombie (1986-2014)

Résumé: *Peut-on estimer la probabilité de voter un candidat aux élections présidentielles à partir des conditions de violence et de développement économique des communes ? Cet article étudie l'impact du développement et de la violence dans les communes sur les intentions de vote lors des élections présidentielles en Colombie pour la période 1986-2014. Nous utilisons une méthodologie d'analyse en composantes principales (ACP), afin d'estimer un indice de vote municipal qui est ensuite mis en relation avec les variables de développement économique et de violence, à travers un modèle bêta bayésien. Finalement, nous concluons que les niveaux d'éducation plus élevés et l'accès aux médias des électeurs augmentent la probabilité de voter des candidats de droite et diminuent la probabilité de voter des candidats libéraux.*

Mots clés: *composantes principales, comportement électoral, développement, violence.*

Cómo citar / How to cite this item:

Sandoval-Garrido, L. E., & Marín-Jaramillo, M. (2022). Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014). *Lecturas de Economía*, 97, 113-148.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346128>

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

Luis Eduardo Sandoval Garrido ^a y Margarita Marín-Jaramillo ^b

–Introducción. –I. Estado del arte y formulación de hipótesis. –II. Metodología. –III. Datos utilizados y resultados. –IV. Discusión. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 27 de abril de 2021; versión final aceptada el 07 de noviembre de 2021

Introducción

Buena parte de la historia electoral de Colombia está caracterizada por el dominio de los partidos Liberal y Conservador en las elecciones locales y nacionales. Un punto de inflexión se da con las reformas electorales efectuadas entre las décadas de 1990 hasta el 2000 —en vigencia de la Constitución de 1991— y la entrada de nuevos partidos al escenario político que se consolidaron y desplazaron los tradicionales.

En el caso particular de las elecciones presidenciales, los movimientos políticos tradicionales obtuvieron las mayores votaciones hasta las elecciones de 2002, fecha a partir de la cual empezaron a ser desplazados por representantes de partidos independientes o nuevas fuerzas políticas cuyos candidatos disidentes de los partidos tradicionales lograron simpatizar con el electorado.

Para explicar este cambio en los patrones de votación de los colombianos en las elecciones presidenciales se han hecho importantes estudios desde campos probabilísticos (Bautista, 2005) y análisis multivariados (Marín-Jaramillo, 2014). Sin embargo, son pocos los escritos que desde una

^a *Luis Eduardo Sandoval Garrido*: Profesor Asociado de la Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: luis.sandoval@unimilitar.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-9615-6533>

^b *Margarita Marín-Jaramillo*: estudiante de doctorado en Estadística de la Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: mmarinj@unal.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-2139-4558>

perspectiva cuantitativa indaguen por los factores socioeconómicos que determinan la decisión de voto en Colombia.

Para las elecciones en Colombia, hay dos hechos relevantes. Por un lado, la influencia directa de los grupos paramilitares en la elección de candidatos regionales (Acemoglu et al., 2013) y, por otro, la reducción del número de votantes por acciones de violencia paramilitar y guerrillera que redujo la competencia electoral y benefició partidos tradicionales (Gallego, 2018a). Súmese a lo dicho que la ayuda militar externa aumentó la violencia política por parte de grupos insurgentes o paramilitares que influenciaron los resultados de candidatos políticos apoyados por sus jefes (Dube & Naidu, 2015). Con esto, se ha llegado a señalar que el Estado tiene poco interés en acabar con las formas de violencia y así mantener intereses políticos o económicos en zonas con dominio político de candidatos apoyados por líderes que apoyan el conflicto y la acción en contra de grupos paramilitares y de guerrilla (Fergusson et al., 2014).

Así mismo, la postura política de los candidatos a favor de promover la negociación con la guerrilla ha logrado mayor aceptación de votantes en regiones con nivel moderado de violencia (Weintraub et al., 2015). Todo esto, sin dejar de lado las condiciones climáticas en el país que afectan el clientelismo político en épocas de desastres (Gallego, 2018b) y los flujos de población migrante hacia Colombia que inciden en la participación política (Rozo & Vargas, 2019) y favorecen a nuevos partidos.

Bajo este contexto, el presente artículo analiza la relación entre los resultados de las elecciones presidenciales y el nivel de desarrollo municipal mediante la aplicación de metodologías de análisis multivariado y modelos de regresión bayesianos. Se construyen índices electorales, los cuales se usan como insumo principal en un modelo de regresión beta bayesiano, con el fin de explicar el efecto del desarrollo económico y la violencia en las decisiones de votación municipal durante el periodo 1986-2014.

Aparte de esta introducción, este artículo se encuentra dividido en cinco secciones. En la primera se realiza una revisión del estado del arte sobre comportamiento electoral y desarrollo. Posteriormente, en la segunda, se elabora una descripción de la aproximación metodológica utilizada en la

investigación. En la tercera se presentan los datos utilizados para luego mostrar en la cuarta parte los principales resultados y la discusión. Finalmente, se presentan las principales conclusiones.

I. Estado del arte y formulación de hipótesis

Existen múltiples teorías sobre los determinantes individuales de las preferencias de votación. Las teorías psicológicas indican que la decisión electoral es definida por la identificación partidaria, la actitud frente a los temas del debate electoral y la simpatía por el candidato. Así mismo, los medios de comunicación tienen gran influencia en las personas indecisas o con predisposiciones hacia algún candidato (Goodin & Klingemann, 2001). Los factores psicológicos afectan la distribución de los votos en regiones con sistemas políticos pluralistas (Blais & Carty, 1991) y donde además existe correlación entre la decisión del voto y la edad, educación, creencias religiosas, tamaño de población y concentración de los votos (Dow & Endersby, 2004; Glasgow & Álvarez, 2005; Paap et al., 2005).

Por el contrario, estos factores pierden relevancia en lugares donde se presenta predominancia electoral de un partido específico (Chen & Tokuda, 2005). Desde una perspectiva sociológica, las decisiones de votación se basan en información política condicionada por características sociales de los individuos como lugar de residencia, ocupación, afiliación religiosa, entre otras (Montecinos, 2007).

Existen otras aproximaciones que explican los resultados electorales a partir de las características del movimiento o el candidato y sus maniobras políticas. Así, los votos pueden depender de la formación del candidato, la votación por el partido en las elecciones anteriores, el gasto en campaña, la tradición política en la zona, el nivel promedio de educación en la región, la edad y el género del candidato (Burden & Greene, 2000; Epstein & o'Halloran, 1999; Klesner, 2005) y la formación de coaliciones antes y después de las votaciones en los resultados electorales futuros (Bandyopadhyay & Chatterjee, 2006).

A lo anterior se agregan varias situaciones relevantes: la satisfacción con el gobierno de turno, la tradición política de la familia del votante,

la experiencia pública del candidato, la religión, la identificación de los votantes con las ideologías del partido y del candidato; el ingreso de los votantes y la urbanización, industrialización y ubicación geográfica (Archer, 1987; Banducci & Karp, 2000; Bobo & Gilliam, 1990; Caldeira & Patterson, 1982; Klesner, 2005; Ordeshook & Shvetsova, 1994). Influyen también en modo importante el grado de heterogeneidad de los partidos, el tamaño del electorado, la integridad del candidato y la integridad política (Arenas-Gómez & Bedoya-Marulanda, 2011; Soto-Zazueta & Cortez, 2012), la participación del candidato en elecciones pasadas, el costo de las elecciones y la heterogeneidad espacial en la votación, entre otras (Archer, 1987; Canache et al., 2000; Dow, 1998; Lupia, 1994).

Desde un enfoque regional, se destaca el trabajo pionero de Krehbiel (1916), quien buscó establecer una relación espacial entre desarrollo agrícola y la votación por un partido concreto —conservador—. Más adelante, Prescott (1959) formaliza los métodos de geografía electoral y convierte esta área en una subdivisión de la geografía política. A partir de allí, varios estudios han mostrado que el tamaño y la relevancia de la región, el control político de candidatos y partidos, la religión, la presencia política, el desempleo y la inflación en la región, inciden en el control electoral de las zonas con importante potencial electoral (Sass, 2000; van der Brug et al., 2003).

Otro grupo de investigaciones ha llegado a relacionar los resultados regionales y los factores que influyen en la votación, encontrando que los principales determinantes son: la participación regional de partidos (Altman, 2004); el número de partidos políticos participantes; el desempleo regional y afiliación política (Golosov, 2006; Jones et al., 1992; Nadeau & Blais, 1993); la participación de nuevos partidos, la votación por partidos dominantes, la calidad de las propuestas, los resultados de encuestas sobre intención de voto y la formación política de los candidatos (Damore & Hansford, 1999; Gimpel & Schuknecht, 2002; Paolino, 2005).

Ahora bien, el gobierno debe satisfacer los gustos de los votantes para evitar que se formen grupos disidentes que lleven al electorado a mostrar inconformismo frente al gobierno, generando un costo que debe ser asumido por el Estado para contrarrestar el efecto del pluralismo electoral (Kuran, 1989).

Recientemente, se han propuesto aproximaciones estadísticas y econométricas que buscan advertir de alguna forma los resultados electorales. Por ejemplo, Leigh y Wolfers (2006) elaboraron modelos econométricos para pronosticar los resultados de las elecciones australianas de 2004 y Arrow, et al. (2008) plantearon modelos de predicción con un error cercano al 5 % en los resultados de las elecciones presidenciales de los Estados Unidos. Por su parte, Campbell et al. (2006) intentaron predecir alrededor del 75 % de los resultados de los colegios electorales en las elecciones estadounidenses.

En el campo del muestreo probabilístico, Bautista (2005) propone un método de este tipo basado en encuestas probabilísticas, construcción de índices de votación y simulaciones, que le permite intentar anticiparse a los resultados de las elecciones colombianas de 2002.

En esta misma línea, algunos autores muestran que las características raciales del votante, los niveles de crimen e inseguridad, el nivel de empleo regional, la diversidad política de partidos y la imagen de favorabilidad hacia el candidato, inciden en la dispersión y volatilidad en los resultados electorales y que un partido o candidato tenga mayor probabilidad de aumentar votación (Abrajano & Alvarez, 2005; Bovitz & Carson, 2006; Cho, 2005). Se agrega que aspectos como los niveles de corrupción, el crecimiento económico y la fraccionalización de partidos repercute sustancialmente en las elecciones (Abramowitz & Segal, 1986; Akarca & Tansel, 2006; Bawn, 1999; Krause & Méndez, 2009; Markus & Converse, 1979).

Adicionalmente, los años de democracia, el sistema de gobierno, las escalas laborales en las regiones y la identificación de los votantes con las políticas de los candidatos explican la volatilidad electoral (Alfaro, 2006; Mainwaring & Zoco, 2007; Pattie et al., 1997).

A su vez, en los análisis multivariados existen aportes importantes que vale la pena destacar. Lincoln y Prior (1971) estudiaron el comportamiento electoral de izquierda y derecha en municipios escoceses para las elecciones de 1969 mediante un ACP. También, Rodrigues y Lima (2009) examinaron los resultados de elecciones parlamentarias en 2004 en la Unión Europea mediante metodología ACP con contraste logarítmico. En Colombia, Pacheco y Bautista (1989) plantearon ACP por perfiles sobre comportamiento

electoral departamental para elecciones presidenciales entre 1974-1990 y Marín-Jaramillo (2014) implementaron un análisis de correspondencias que controlan por año de votación y tamaño de población, para encontrar patrones de votación municipal.

A pesar de los múltiples estudios mencionados, no existe alguno que —desde una perspectiva cuantitativa— indague por los factores socioeconómicos que determinan la decisión de voto en Colombia.

Por lo anterior, este artículo pretende (i) aportar al estudio de los efectos del desarrollo municipal, la violencia y las condiciones socioeconómicas en las decisiones de votación para las elecciones presidenciales durante 1986-2014 y, (ii) contribuir en el análisis de los resultados electorales a partir de patrones de votación mediante metodologías multivariadas y bayesianas basadas en índices electorales que permiten calcular una probabilidad de votación municipal.

La hipótesis principal que se plantea es la siguiente: la probabilidad de votar por candidatos de derecha se aumenta cuando las regiones no cuentan con medios de comunicación que informen a los votantes sobre el candidato, hay mayor acceso a educación, altos indicadores de desarrollo y niveles de violencia. Mientras que si los índices de pobreza y de población migrante son altos y los niveles de violencia y educación son bajos se aumenta la probabilidad de votación para candidatos de izquierda.

II. Metodología

Para realizar un análisis comparativo de las unidades estadísticas es necesario una metodología que contraste los individuos a partir de las variables continuas semejantes entre sí. De esta manera, podría afirmarse que las unidades se aparentan si producen similarmente el mismo tipo de resultado.

Por tanto, el análisis de componentes principales (ACP) es importante al utilizar representaciones geométricas para comparar individuos y estudiar relaciones entre variables de forma independiente. Lo anterior, interpretado como un mismo examen, ofrece la ventaja de posicionar puntos en sus

respectivas nubes de puntos y no partir de una distribución de datos para realizar algún tipo de conjetura (Bécue et al., 2005).

Todo ello permite generar nuevas variables que expresan información del conjunto de datos original, reducir la dimensión del espacio contenido en los datos, eliminar aspectos que aportan poca información, facilita la interpretación de la información contenida en los datos, determina los factores que contengan la mayor variabilidad de los datos y permite que las nuevas variables generadas cumplan con la propiedad de independencia y no correlación (Pardo & Del Campo, 2007).

En el estudio basado en componentes principales (ACP) se elabora una matriz donde las columnas representan variables de valores numéricos continuos y las filas los individuos. En general, el objetivo es la búsqueda de un sub-espacio que se encuentre lo más cercano posible al conjunto original de datos, hecho que se logra maximizando la varianza general (Lebart et al., 2006). Para esto, es necesario obtener los valores y vectores propios de la matriz de covarianza o de correlación de los datos, donde el primer componente surge de la combinación lineal de las variables, usando como coeficientes el primer vector propio asociado al valor propio más alto. La notación usual es $ACP(X,D,M)$ donde X representa la tabla de datos, mientras que D y M muestran las matrices de pesos para los individuos y las variables (Escofier y Pagès, 1992).

Para la construcción de un índice con esta metodología se realiza un ACP, asegurando que exista alta correlación entre las variables de interés con alguno de los ejes, que generalmente corresponde al primer eje y se selecciona el vector propio asociado a este.

El peso de cada variable en el índice corresponde a la participación del componente del vector propio asociado a la variable en la suma total de coeficientes. Finalmente, se construye el índice como la suma ponderada de estas variables de acuerdo con su peso.

A. Modelo de regresión beta bayesiano para la media y la precisión

Una variable aleatoria Y tiene función de densidad beta si:

$$f(y | p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1} I_{(0,1)}(y), \quad (1)$$

donde $p > 0$, $q > 0$, $\Gamma(\cdot)$ representa la función gamma y $I_{(0,1)}(y)$ es la función indicadora que señala que esta variable sólo puede tomar valores en ese intervalo. Una reparametrización en términos de la media y la precisión (Cepeda, 2001; Ferrari & Cribari-Neto, 2004; Jorgensen, 1997) es posible si $\phi = p + q$, $\mu = \frac{p}{p+q}$, lo que lleva a que la varianza sea $\sigma^2 = \frac{\mu(1-\mu)}{\phi+1}$.

A partir de esta reparametrización es posible definir un modelo beta doblemente generalizado (Cepeda, 2001), donde la media y la dispersión siguen la estructura:

$$\text{logit}(\mu_i) = x_i^t \beta \quad (2)$$

$$\log(\phi) = z_i^t \gamma, \quad (3)$$

donde $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)^t$ y $\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p)^t$ son los vectores del modelo de regresión para la media y la varianza, x_i y z_i son las variables de la media y la varianza para la i -ésima observación. En este caso, la escogencia de las funciones de enlace para (2) y (3) corresponde a que cumplen con las propiedades deseadas para que la estimación sea posible bajo la distribución beta, sin que sea necesario especificar alguna restricción en la estimación. De modo más específico, es necesario que la precisión sea positiva y que la media se encuentre en el intervalo (0,1). A pesar de esto, otras funciones de enlace son posibles.

Así, es posible ajustar un método bayesiano al modelo presentado previamente, asumiendo distribuciones normales independientes para las *priors*. Sin embargo, $\pi(\beta, \gamma | data)$ es analíticamente intratable, por lo que se deben obtener muestras de las distribuciones posteriores condicionales de $\pi(\beta | \gamma, data)$ y $\pi(\gamma | \beta, data)$ a partir del algoritmo Metrópolis-Hasting. En este punto, se plantean funciones de kernel de transición para

ambas distribuciones condicionales, de forma que la distribución posterior $\pi(\beta | \gamma, data)$ corresponde a la distribución posterior condicional obtenida de la combinación de una distribución prior normal y la variable de trabajo dada por (4), asumiendo distribución normal, donde el superíndice c indica los valores actuales.

$$\tilde{Y}_i = x_i' \beta^c + \frac{Y_i - \mu_i^c}{\mu_i^c(1 - \mu_i^c)}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

La función de distribución del kernel de transición para obtener muestras de la distribución posterior condicional $\pi(\gamma | \beta, data)$ corresponde a la combinación de la distribución prior normal de γ y la variable de trabajo dada por (5).

$$\tilde{Y}_i = z_i' \gamma^c + \frac{(p_i^c + q_i^c)^2 Y_i - (p_i^c + q_i^c)}{p_i^c + q_i^c} = z_i' \gamma^c + \frac{Y_i}{\mu_i^c} - 1, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

Entonces, dados los valores iniciales para los parámetros de la regresión, las muestras para sus distribuciones posteriores se obtienen aplicando el algoritmo iterativo presentado en Cepeda et al. (2012).

Para ambas variables de trabajo la elección de las *priors* sigue el estándar de la literatura bayesiana. Aunque es posible asumir otro tipo de prior, no existe ningún tipo de evidencia para aceptar otro tipo de distribuciones. Además, los cálculos se vuelven sumamente complicados, lo que no justifica su uso. En este caso se opta por un modelo bayesiano, pues de acuerdo con lo presentado en algunos estudios (Cepeda-Cuervo et al., 2016), el ajuste es más eficiente que el obtenido mediante la aproximación clásica y no hay evidencia empírica que muestre problemas de sesgo.

Valga anotar que una gran desventaja de este tipo de modelos frente a la aproximación clásica radica en que los procedimientos de post-estimación y ajuste de modelos no se encuentran tan ampliamente desarrollados. En la aproximación clásica, la mayoría de los análisis después de la estimación y residuales emplean toda la teoría de decisión y examen de residuos modificados, donde se incluyen modificaciones a los residuos teniendo en cuenta la matriz de información de Fisher (Ferrari et al. 2011).

Con todo, es posible calcular una pseudo matriz hessiana. Se determinará una vez que se cuenta con las estimaciones y no se utiliza para realizar la estimación como tal, con la que es posible obtener algunas medidas de influencia de datos atípicos. Por ende, en lo relativo al análisis después de la estimación este artículo se limitará a observar los ajustes bajo criterios de información, los resultados de los intervalos de credibilidad y los análisis de residuos estandarizados.

III. Datos utilizados y resultados

Con el propósito de construir una medida de tendencia de votación municipal, para este artículo se utilizaron los resultados electorales municipales por candidatos en las elecciones presidenciales colombianas entre 1986 y 2014 (Tabla 1). En las variables de control se consideraron los promedios de diferentes valores que reflejan el grado de desarrollo y la violencia en los diferentes municipios (Tabla 2). Así, se tienen los siguientes proxys de la situación de violencia en los municipios: la tasa de desplazamiento por expulsión por cada cien mil habitantes que sirve para conocer la presión demográfica en las regiones cuando existe desplazamiento, la tasa de homicidios por cada cien mil habitantes que permite mostrar el nivel de actividad delincriminal, los eventos Map/Muse que evidencian situaciones relacionadas con minas terrestres para mostrar formas de violencia entre grupos al margen de la ley hacia el Estado.

Tabla 1. *Candidatos a la presidencia por año de elección*

Año de elección	Nombre Candidato	Partido	Código candidato
1986	Virgilio Barco	Liberal	Bar86
	Álvaro Gómez	Conservador	Gom86
	Jaime Pardo	Unión Patriótica	Par86
1990	César Gaviria	Liberal	Gav90
	Álvaro Gómez	Movimiento de Salvación Nacional	Gom90
	Rodrigo Lloreda	Conservador	Llo90
	Antonio Navarro	Alianza democrática M19	Nav90

Continúa

Tabla 1. *Continuación*

Año de elección	Nombre Candidato	Partido	Código candidato
1994	Antonio Navarro	Compromiso Colombia	Nav94
	Andrés Pastrana	Conservador	Pas94
	Ernesto Samper	Liberal	Sam94
1998	Harold Bedoya	Fuerza Colombia	Bed98
	Andrés Pastrana	Conservador	Pas98
	Noemí Sanín	Sí, Colombia	San98
	Horacio Serpa	Liberal	Ser98
2002	Luis Eduardo Garzón	Polo Democrático	Gar2
	Noemí Sanín	Sí, Colombia	San2
	Horacio Serpa	Liberal	Ser2
	Álvaro Uribe	Primero Colombia	Uri2
2006	Carlos Gaviria	Polo Democrático	Gav6
	Horacio Serpa	Liberal	Ser6
	Álvaro Uribe	Primero Colombia	Uri6
2010	Germán Vargas Lleras	Cambio Radical	Lle10
	Antanas Mockus	Partido Verde	Moc10
	Rafael Pardo	Liberal	Par10
	Gustavo Petro	Polo Democrático	Pet10
	Noemí Sanín	Conservador	San10
	Juan Manuel Santos	Partido de la U	Sant10

Fuente: elaboración propia.

Para el desarrollo municipal se utilizaron los siguientes *proxys*: el porcentaje de personas en el régimen de salud contributivo para mostrar las posibilidades que tienen los hogares de recibir atención en salud, el porcentaje de población en situación de pobreza desde una perspectiva multidimensional para exponer el nivel de desigualdad presente en la región, el porcentaje de población analfabeta indicará el nivel de población que no accede a educación y no tiene posibilidades de ejercer actividades de forma independiente, el número de niños menores de cinco años muertos por cada cien mil nacidos

Tabla 2. Variables según fuente de información y periodo

Variable	Código	Fuente de información	Periodo
Cobertura en Salud	CS	MPS	2008-2010
Desplazamiento por expulsión	DE	DPS	2005-2010
Homicidios	Hom	DANE/PONAL	2005-2010
Eventos Map/Muse	EMM	PAICMA	2000-2010
Índice de Pobreza Multidimensional	IPM	DNP	2005
Analfabetismo	Ana	DNP	2005
Mortalidad Infantil	MI	MPS	2005-2010
Índice de Penetración de Internet	IPI	MINTIC	2010
Necesidades Básicas Insatisfechas	NBI	DANE	1993 y 2005
Gasto en inversión como porcentaje del gasto total	GI	DNP	2000-2010

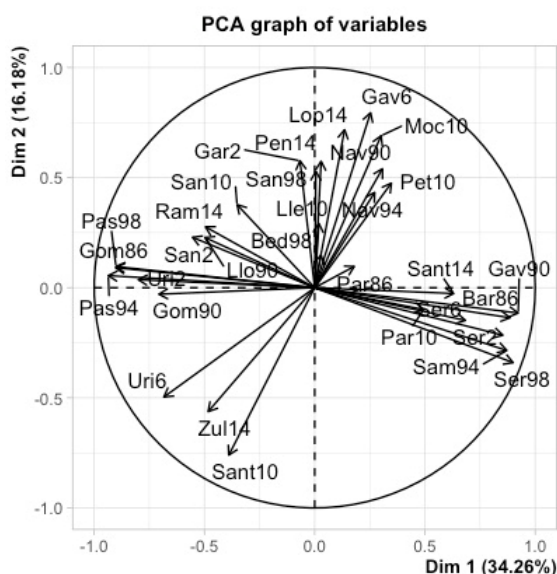
Fuente: Elaboración propia

vivos que indica el grado de desarrollo en la atención a primera infancia en las regiones, el porcentaje de hogares con conexión a internet muestra el nivel de conectividad digital que tiene la población; el porcentaje de hogares que tienen al menos una necesidad básica insatisfecha y el gasto en inversión como porcentaje del gasto total, constatan las carencias de algunos servicios en la población y la proporción de recursos que tienen las regiones para ser utilizados en las necesidades de la población.

Se recurre a la metodología de ACP para el cálculo de un índice de tendencia de votación durante el periodo de interés, sobre la base de datos del porcentaje de votos por municipio obtenido por cada candidato en cada año (se utilizó el paquete FactoClass de R). De acuerdo con los resultados de sus correlaciones y su representación sobre el círculo de correlaciones, se identifican tres grupos de candidatos (Figura 1). El primer grupo corresponde a los candidatos (Tabla 1) Gom86, Gom90, Llo90, Pas94, Pas98, Uri2, San2, Uri6, Sant10, San10, Ram14 y Zul14, los cuales pueden ser identificados con tendencias políticas de derecha. El segundo grupo (Tabla 1) está compuesto

por Bar86, Gav90, Sam94, Ser98, Ser2, Ser6, Par10 y Sant 14, todos candidatos liberales. El tercer grupo (Tabla 1) se conforma por Par86, Nav90, Nav94, Gar2, Gav6, Moc10, Pet10, Lop14 y Pen14, la mayoría de los cuales se identifican con tendencias de izquierda (Giraldo & Muñoz, 2014).

Figura 1. *Análisis en componentes principales para los datos de elecciones presidenciales 1986-2014*

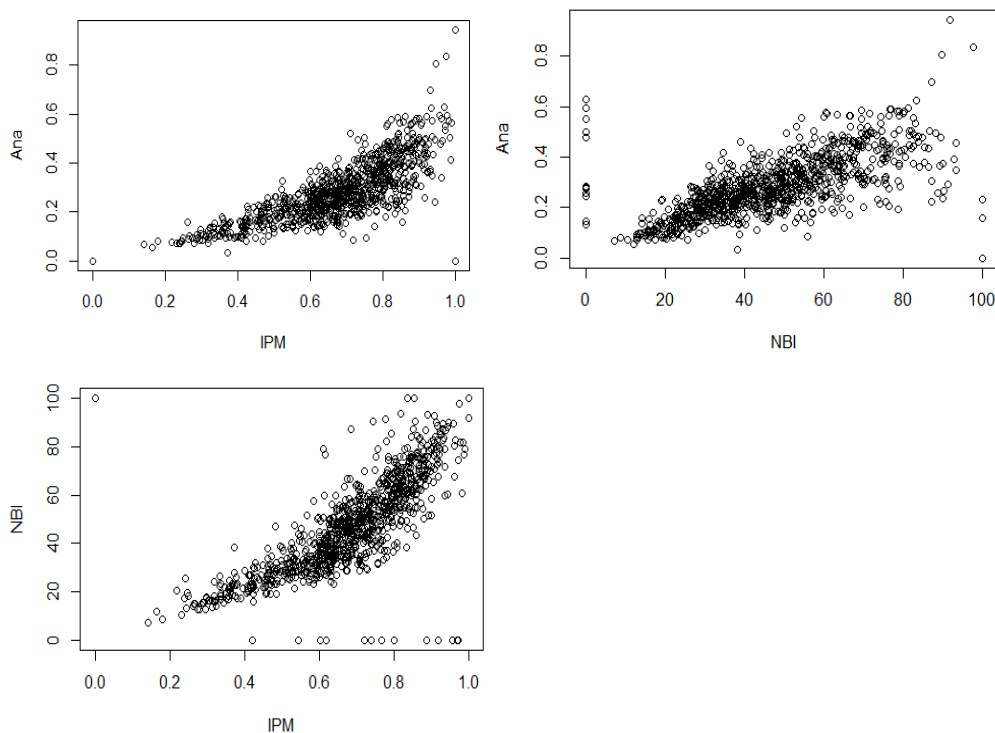


Fuente: elaboración propia.

Los candidatos Bed98, San98 y Lle10 (Tabla 1) no quedaron clasificados en ninguno de los grupos, pero su contribución al total de votaciones y al índice era tan pequeño que tampoco constituyeron un grupo propio, por lo que quedaron por fuera de la construcción del índice.

A continuación, se realiza un nuevo ACP sobre cada uno de ellos y se construye un índice de votación municipal para cada grupo, que refleja la probabilidad de votación.

Figura 2. *Dispersión entre Analfabetismo, NBI e IPM*



Fuente: elaboración propia.

La Tabla 3 muestra estadísticas descriptivas de los datos y las Figuras 3, 4 y 5 ofrecen los resultados del índice para cada municipio dentro de la base de datos, de acuerdo a tres categorías: (i) probabilidad baja de votación que corresponde a índices entre 0 y 33 %; (ii) probabilidad media que corresponde a índices entre 34 % y 66 % y, (iii) probabilidad alta, que corresponde a índices superiores al 67 %. Se observa que los grupos 1 (Figura 5) y 2 (Figura 6) presentan la mayor probabilidad de votación, mientras que el grupo 3 (Figura 7) tiene una baja probabilidad de votación. Dada la baja probabilidad de votación por el grupo 3 y que los índices del grupo 1 y el grupo 2 tienen

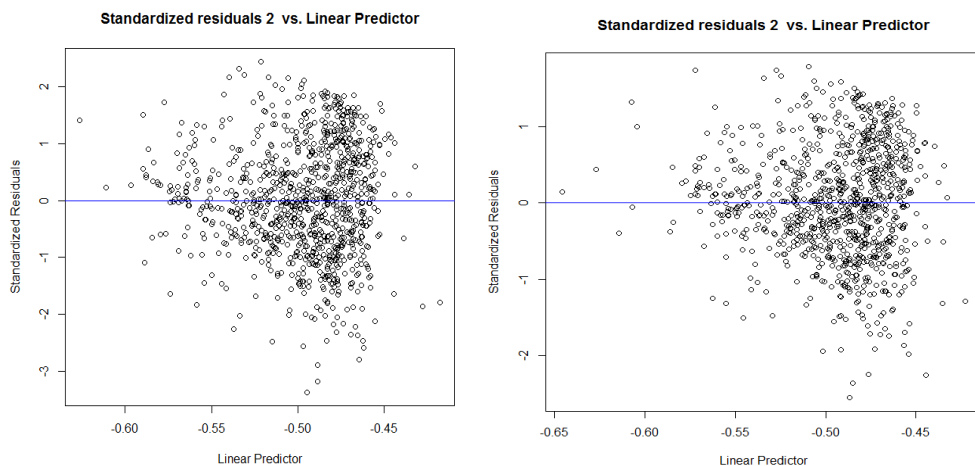
comportamientos inversos¹, solo se ajusta el modelo beta bayesiano (Cepeda et al., 2013) para el grupo 1.

Tabla 3. Estadística descriptiva de los índices

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3
Mínimo	0,06	0,02	0,01
1er cuartil	0,26	0,23	0,05
Mediana	0,35	0,38	0,08
Media	0,37	0,38	0,09
3er cuartil	0,48	0,51	0,12
Máximo	0,70	0,81	0,38

Fuente: Elaboración propia

Figura 3. Análisis de residuos

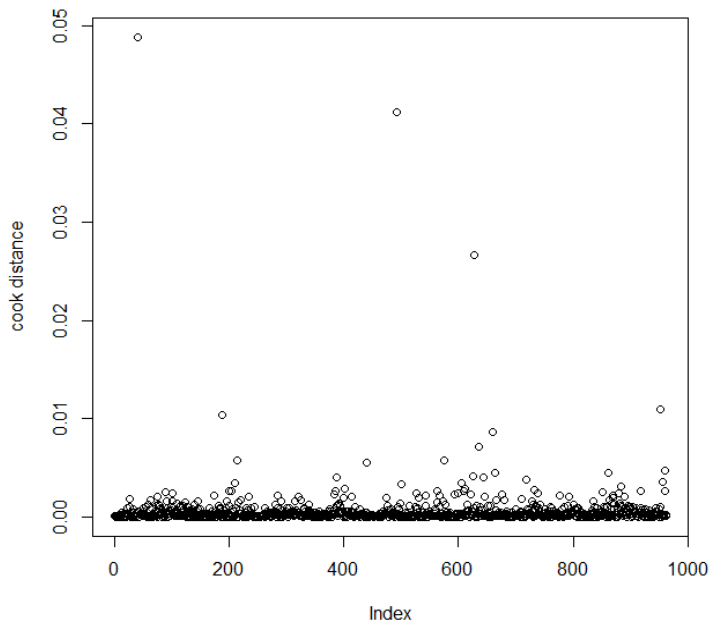


(a) Residuos estandarizados contra predictor lineal Modelo 1 (b) Residuos estandarizados contra predictor lineal Modelo 2

Fuente: elaboración propia.

¹ Cuando uno de los índices es alto en uno de los municipios, el otro índice es bajo, por lo que los resultados obtenidos al ajustar un modelo para uno de estos grupos serán contrarios a los obtenidos al ajustar un modelo para el otro grupo.

Figura 4. *Distancia de Cook*



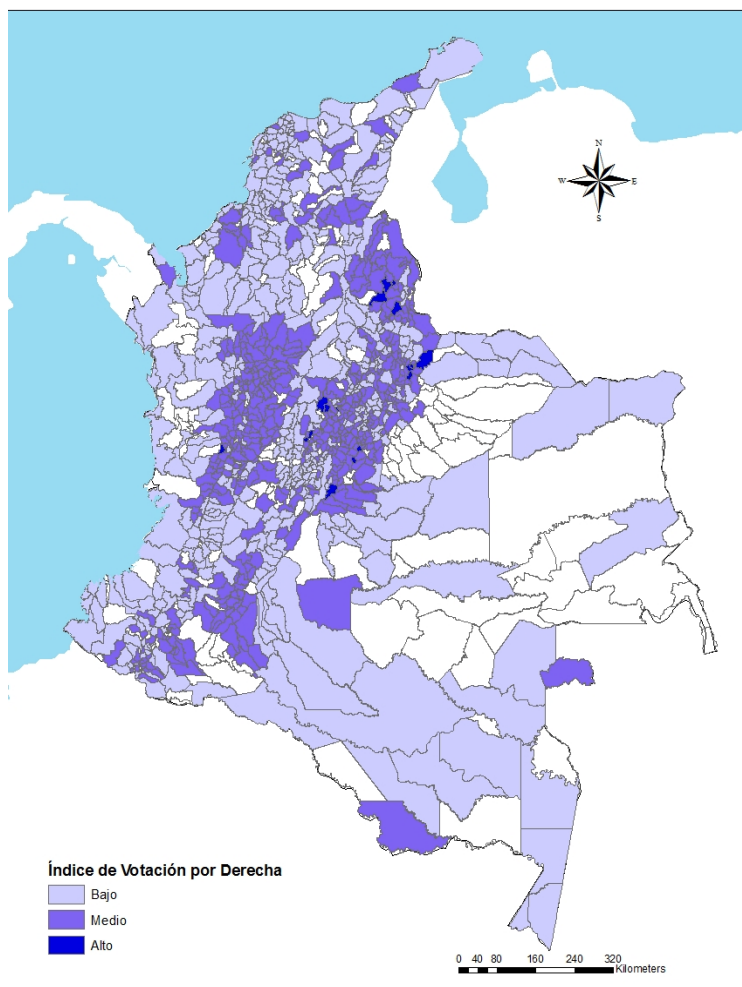
Fuente: elaboración propia.

Se realizan pruebas de correlación (Tabla 4) entre las variables que se utilizarán en el modelo y se encuentra que la correlación más alta se presenta entre IPM y Ana e IPI y NBI, con una correlación cercana al 0,78, seguida por las correlaciones entre NBI y Ana de 0,66 y NBI e IPI con correlación de 0,60. En este caso, aunque las correlaciones entre Ana, NBI e IPM son mayores al 0,75, los gráficos de dispersión entre las variables (Figura 2) enseñan que las relaciones parecen ser más polinómicas que lineales cuando se considera IPM contra las otras dos variables y que existen municipios que no se ajustan completamente a una relación lineal cuando se analiza Analfabetismo contra NBI, pues hay datos atípicos y heteroscedasticidad en el gráfico de dispersión.

En vista de lo planteado, se consideran las variables porque estas diferencias obtenidas en los gráficos se interpretan como mediciones desde diferentes perspectivas de la información sobre el desarrollo municipal. De ahí

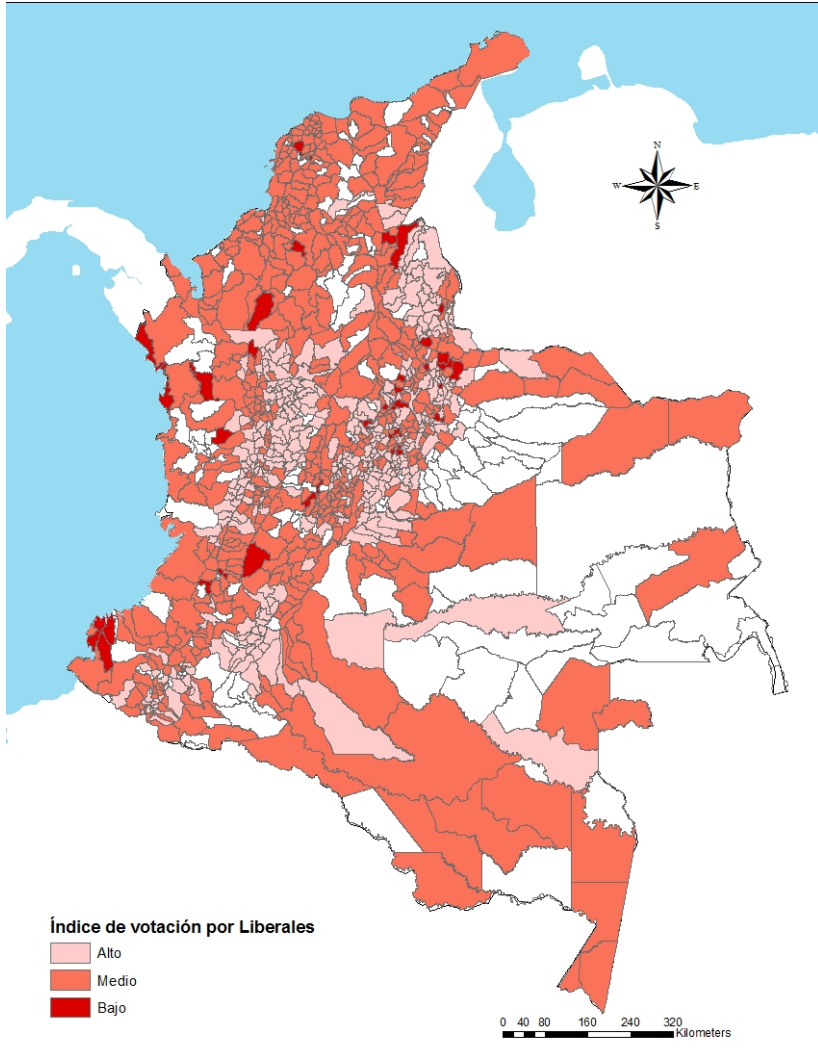
que se estima más grave el problema de variable omitida que de correlación entre las variables explicativas. A pesar de esto, se debe tener en cuenta este aspecto a la hora de interpretar los resultados.

Figura 5. *Representación de probabilidad de votaciones por el grupo 1*



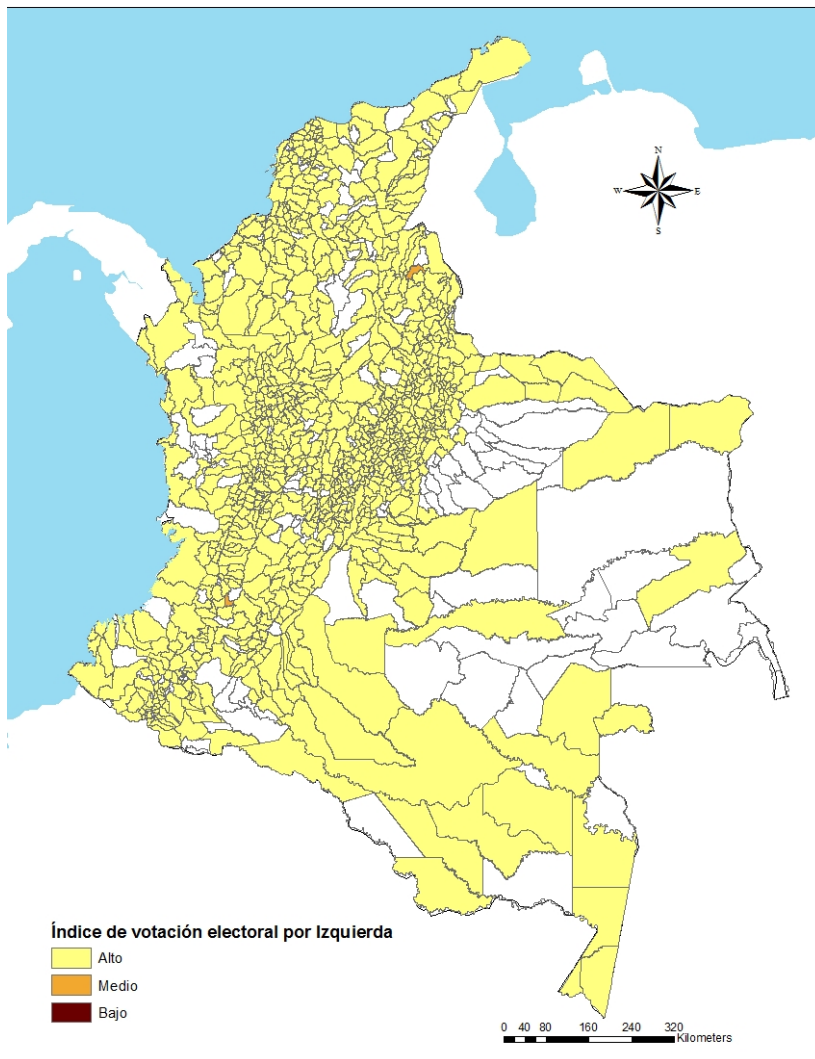
Fuente: elaboración propia.

Figura 6. Representación de probabilidad de votaciones por el grupo 2



Fuente: elaboración propia.

Figura 7. Representación de probabilidad de votaciones por el grupo 3



Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. *Coefficientes de correlación de Pearson entre las variables*

	CS	DE	Hom	EMM	IPM	Ana	MI	IPI	NBI	GI
CS	1,00	-0,04	0,07	-0,05	-0,04	0,05	0,00	0,11	-0,09	0,12
DE	-0,04	1,00	0,47	0,56	0,36	0,32	0,10	-0,15	0,35	-0,09
Hom	0,07	0,47	1,00	0,45	-0,01	-0,04	-0,02	0,04	-0,04	0,03
EMM	-0,05	0,56	0,45	1,00	0,11	0,13	0,02	-0,01	0,20	-0,02
IPM	-0,04	0,36	-0,01	0,11	1,00	0,78	0,21	-0,60	0,78	-0,19
Ana	0,05	0,32	-0,04	0,13	0,78	1,00	0,15	-0,41	0,66	-0,19
MI	0,00	0,10	-0,02	0,02	0,21	0,15	1,00	-0,10	0,18	-0,06
IPI	0,11	-0,15	0,04	-0,01	-0,60	-0,41	-0,10	1,00	-0,45	0,06
NBI	-0,09	0,35	-0,04	0,20	0,78	0,66	0,18	-0,45	1,00	-0,20
GI	0,12	-0,09	0,03	-0,02	-0,19	-0,19	-0,06	0,06	-0,20	1,00

Fuente: elaboración propia.

Para el grupo 1, originalmente se ajusta un modelo según todas las variables (Tabla 2) tanto para la media como para la precisión y se contrasta con uno en el que se consideran todas las variables para la media y una precisión constante. Esto, con parámetros para las *priors* de medias de cero para la media y la precisión y varianzas de 100 para la media y 10 para la precisión, valores estándar asignados en la literatura para ejercicios con *priors* no informativas. En este contexto existe un mejor ajuste por criterios de información y análisis de residuos para el segundo modelo.

A partir de lo expuesto, se analiza este modelo con precisión constante, en el cual los intervalos de credibilidad mostraron que solo las variables IPM, Ana, IPI, NBI y GI son estadísticamente diferentes de cero (Tabla 5), por lo que se adecúa un segundo modelo excluyendo estas variables (Tabla 6) con el fin de observar su efecto en el ajuste. De acuerdo con los resultados de los criterios de información y los resultados de los ajustes de los residuos (Figura 3), se observa un mejor encaje en el modelo saturado, por lo que se escoge este último para los análisis y posterior interpretación.

Tabla 5. *Resultados modelo beta con ajuste bayesiano completo*

	Valor estimado	Desviación estándar	Intervalo de credibilidad	
Intercepto	-0,54	0,15	-0,84	-0,28
CS	0,01	0,11	-0,22	-0,218
DE	0,001	0,001	-0,001	0,002
Hom	0,001	0,001	-0,001	0,002
EMM	0,001	0,001	-0,001	0,016
IPM	0,56	0,200	0,13	0,96
Ana	-1,07	0,29	-1,55	-0,38
MI	0,001	0,001	-0,001	0,001
IPI	-3,50	0,88	-5,07	-1,87
NBI	-0,005	0,001	-0,007	-0,001
Inv	0,31	0,055	0,17	0,42
Precisión	1,92	0,082	0,34	2,65
AIC	806,82			
BIC	860,38			
N	962			

Fuente: elaboración propia.

A continuación, se le realiza un análisis de distancia de Cook (Figura 4), en donde se observan al menos tres individuos atípicos que influyen en las estimaciones que corresponden a los municipios de Boyacá-Boyacá, Argelia-Antioquia y Nutiscua-Norte de Santander. En el caso de Boyacá y Nutiscua se reconocen valores de mortalidad infantil muy alta, por encima del tercer cuartil, lo que influye enormemente en la distancia de Cook. En el caso de Argelia, este municipio tiene valores altos en eventos MAP/MUSE y desplazamiento, también por encima del tercer cuartil, hecho que afecta la distancia de Cook.

Tabla 6. *Resultados modelo beta con ajuste bayesiano*

	Valor estimado	Desviación estándar	Intervalo de credibilidad	
Intercepto	-0,41	0,075	-0,57	-0,26
Hom	0,000	0,000	-0,001	0,001
IPM	0,414	0,14	0,14	0,69
Ana	-1,21	0,15	-1,52	-0,91
IPI	-4,09	0,72	-5,44	-2,74
NBI	-0,005	0,001	-0,007	-0,003
Inv	0,34	0,04	0,26	0,42
Precisión	2,44	0,08	2,28	2,65
AIC	1642,61			
BIC	1676,69			
N	962			

Fuente: elaboración propia.

En ambos modelos se verifica una posible presencia de heterocedasticidad, lo que sugiere que sería interesante apreciar modelos que consideren varianza o incluir más variables para valorar si esta situación se origina por un problema de variables omitidas. A pesar de estos problemas, los resultados de ambos modelos indican que los municipios con mayor analfabetismo y necesidades básicas insatisfechas con menor cobertura de internet tienen una menor probabilidad de votar por el grupo 1. Sin embargo, municipios con mayor inversión como porcentaje del gasto total y mayor IPM tienen mayor probabilidad de votar por este grupo.

Por último, es significativo resaltar que los resultados obtenidos para el IPM son contrarios a los arrojados por las otras variables de desarrollo, por lo que estos deben ser interpretados con precaución. En lo que respecta a la violencia, no se observa un efecto significativo de ninguna de las variables que se utilizaron con proxy, por lo que la violencia no influencia la decisión de voto, lo cual es completamente contrario a lo esperado.

Discusión

La estrategia empírica utilizada en este artículo busca estimar la probabilidad de que un candidato asociado a un determinado partido político obtenga mayor votación, dados ciertos condicionantes regionales sugeridos por la literatura. Ahora bien, los resultados son producto de cálculos con diferentes variables relacionadas con desarrollo y violencia municipal que, por el tipo de método utilizado, requerían variables y series completas que para algunos casos no funcionaron hasta llegar a las estimaciones presentadas.

Las conclusiones de este estudio podrían cambiar al utilizar otras variables en áreas distintas del desarrollo y la violencia municipal. No obstante, el ejercicio se diseñó y se realizó con la mejor aproximación a los patrones electorales a la luz de las condiciones municipales de violencia y desarrollo, enfrentando el vacío existente en la literatura de elecciones con una metodología multivariada. El enfoque proyectado permitió revelar dos hechos importantes: por un lado, el nivel de violencia no influye en la probabilidad de votación y por otro, mayor acceso a educación y medios de comunicación conduce a elecciones más equilibradas para que los votantes puedan elegir al candidato de su preferencia.

En general, los resultados encontrados proporcionan evidencia a favor del mecanismo sugerido en el artículo, siendo robusto al controlar patrones y grupos de votación e indicadores de violencia y desarrollo. En todo caso, se pueden reconocer transformaciones de las variables o estimaciones que tengan en cuenta la influencia de datos atípicos en las variables explicativas, ya que en los modelos estimados se evidencia una posible presencia de heterocedasticidad. Esto se puede corregir con modelos que tengan en cuenta varianza o incluyan más variables para confirmar si esto se debe a una cuestión de variables omitidas.

Conclusiones

Los resultados de este artículo siguen la línea de los estudios para el caso de elecciones en Colombia realizados por Weintraub et al. (2015), Roza y Vargas (2019), sobre la incidencia de los medios de comunicación en las

preferencias de los votantes. Lo mismo, a Goodin y Klingemann (2001) con Leigh y Wolfers (2006), Arrow et al. (2008), Campbell et al. (2006), Bautista (2005) en términos de probabilidad de votación y desde el punto de vista multivariado aplicado a elecciones a Lincoln y Prior (1971), Rodrigues y Lima (2009), Pacheco y Bautista (1989), Marín-Jaramillo (2014).

Bajo este marco teórico y metodológico, el trabajo presentado explica la relación entre los resultados de votación de los municipios colombianos con su nivel de violencia y desarrollo. Se utilizó la metodología de análisis en componentes principales sobre datos de elecciones presidenciales en el periodo comprendido entre 1986 y 2014. Esta metodología permitió detectar tres grupos de candidatos y con ellos, crear un índice de votación para cada uno de estos grupos, utilizando nuevamente el análisis en componentes principales.

Una vez construidos estos índices, se realizaron mapas que permitieron comprobar que los grupos de candidatos con afiliaciones a políticas de derecha y los candidatos con afiliaciones al partido liberal tenían resultados de votación opuestos. En adición, en el caso de los candidatos cuyas posturas son más cercanas a la izquierda, existe una baja probabilidad de votación.

Posteriormente, se ajustó un modelo de regresión beta bayesiano para la media y la precisión, el cual mostró que, a menor educación y acceso a medios de comunicación por internet, mayor es la probabilidad de votar por los candidatos identificados con posturas de derecha y menor la probabilidad de votar por candidatos liberales. En lo que respecta al desarrollo aproximado desde las variables de necesidades básicas insatisfechas e índice de pobreza multidimensional, los resultados son ambiguos.

Sobre la violencia aproximada con la tasa de homicidios, no existe certeza que esta variable influya en las decisiones electorales municipales. Por tanto, se puede concluir que el incremento en la educación y la cobertura de los medios de comunicación puede llevar a obtener unas elecciones más equitativas entre los dos grupos de candidatos.

Agradecimientos

Este documento corresponde a los resultados del proyecto ECO 1080 “Elecciones y desempeño económico municipal en Colombia durante 1997-2010” financiado por la Universidad Militar Nueva Granada.

Referencias

- Abrajano, M. A., & Alvarez, R. M. (2005). A Natural Experiment of Race-Based and Issue Voting: The 2001 City of Los Angeles Elections. *Political Research Quarterly*, 58(2), 203-218. <https://www.deepdyve.com/lp/sage/a-natural-experiment-of-race-based-and-issue-voting-t-he-2001-city-of-37i1Z7mzri?key=sage>
- Abramowitz, A. I., & Segal, J. A. (1986). Determinants of the Outcomes of U.S. Senate Elections. *The Journal of Politics*, 48(2), 433-439. <https://doi.org/10.2307/2131102>
- Acemoglu, D., Robinson, J. A., & Santos, R. J. (2013). The monopoly of violence: Evidence from Colombia. *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl_1), 5-44. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2012.01099.x>
- Akarca, A. T., & Tansel, A. (2006). Economic Performance and Political Outcomes: An Analysis of the Turkish Parliamentary and Local Election Results Between 1950 and 2004. *Public Choice*, 129(1-2), 77-105. <https://www.jstor.org/stable/25487580>
- Alfaro R., R. (2006). Elecciones nacionales 2006 en Costa Rica y la recomposición del sistema de partidos políticos. *Revista de Ciencia Política*, 26(1), 125-137. <https://doi.org/10.4067/S0718-090X2006000100007>
- Altman, D. (2004). Redibujando el mapa electoral chileno: incidencia de factores socioeconómicos y género en las urnas. *Revista de Ciencia Política*, 24(2), 49-66. https://www.scielo.cl/scielo.php?pid=S0718-090X2004000200003&script=sci_arttext

- Archer, K. (1987). A Simultaneous Equation Model of Canadian Voting Behaviour. *Canadian Journal of Political Science*, 20(3), 553-572. <https://doi.org/10.1017/S0008423900049921>
- Arenas-Gómez, J. C., & Bedoya-Marulanda, J. F. (2011). Las lógicas de la competencia electoral en escenarios locales: Medellín, 1988-2007. *Revista Estudios Políticos*, 39, 39-74. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/estudiospoliticos/article/view/11752>
- Arrow, K., Forsythe, R., Gorham, M., Hahn, R., Hanson, R., Ledyard, J., et al. (2008). The Promise of Prediction Markets. *Science*, 320, 877-878. <https://doi.org/10.1126/science.1157679>
- Banducci, S. A., & Karp, J. A. (2000). Gender, Leadership and Choice in Multiparty Systems. *Political Research Quarterly*, 53(4), 815-848. <https://doi.org/10.2307/449262>
- Bandyopadhyay, S., & Chatterjee, K. (2006). Coalition Theory and Its Applications: A Survey. *The Economic Journal*, 116(509), F136-F155. <https://www.jstor.org/stable/3590487>
- Bautista, L. (2005). Estrategia de muestreo para la estimación de la tasa de favoritismo en la elección presidencial conceptos básicos. *Revista Colombiana de Estadística*, 28(1), 39-62. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/estad/article/view/28815>
- Bawn, K. (1999). Voter Responses to Electoral Complexity: Ticket Splitting, Rational Voters and Representation in the Federal Republic of Germany. *British Journal of Political Science*, 29(3), 487-505. <https://doi.org/10.1017/S0007123499000228>
- Bécue, M., Pages, J., & Pardo, C. E. (2005). Contingency Table with a Double Partition on Rows and Columns. Visualization and Comparison of The Partial and Global Structures. *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, 355-364. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.577.2088&rep=rep1&type=pdf>

- Blais, A., & Carty, R. K. (1991). The Psychological Impact of Electoral Laws: Measuring Duverger's Elusive Factor. *British Journal of Political Science*, 21(1), 79-93. <https://doi.org/10.1017/S0007123400006037>
- Bobo, L., & Gilliam, F. D. (1990). Race, Sociopolitical Participation, and Black Empowerment. *American Political Science Review*, 84(2), 377-393. <https://doi.org/10.2307/1963525>
- Bovitz, G. L., & Carson, J. L. (2006). Position-taking and electoral accountability in the U.S. House of Representatives. *Political Research Quarterly*, 59(2), 297- 312. <https://www.jstor.org/stable/4148096g>
- Burden, B. C., & Greene, S. (2000). Party Attachments and State Election Laws. *Political Research Quarterly*, 53(1), 63-76. <https://doi.org/10.2307/449246>
- Caldeira, G. A., & Patterson, S. C. (1982). Bringing Home the Votes: Electoral Outcomes in State Legislative Races. *Political Behavior*, 4(1), 33-67. <https://www.jstor.org/stable/586404>
- Campbell, J., Syed, A., & Jalalzai, F. (2006). Forecasting the Presidential Vote in The States, 1948-2004: An Update, Revision, and Extension of a State-Level Presidential Forecasting Model. *Journal of Political Marketing*, 5(1), 33-57. <https://www.acsu.buffalo.edu/~jcampbel/documents/JoffPolMarketing2006.pdf>
- Canache, D., Mondak, J. J., & Cabrera, E. (2000). Voters and The Personal Vote: A Counterfactual Simulation. *Political Research Quarterly*, 53(3), 663-676. <https://doi.org/10.2307/449202>
- Cepeda, E. (2001). *Modeling Variability in Generalized Linear Models* [tesis doctoral,]. Departamento de Estadística, Universidad de Nacional de Colombia. https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/11839/modelagem_variabilidade_modelos.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Cepeda, E., Achacar, J., & Garrido, L. (2012). Bivariate beta regression models: a Bayesian approach applied to educational data (Inf. Tec.). Departamento de Estadística, Universidad de Nacional de Colombia.

- Cepeda, E., Jaimes, D., Marin, M., & Rojas, J. (2013). *Bayesian Beta Regression with the Bayesianbetareg R-Package* [documento de trabajo, Departamento de Estadística, Facultad de Ciencias]. Universidad Nacional de Colombia. <https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/20397/bayesianbetaregression....pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Cepeda-Cuervo, E., Jaimes, D., Marin, M., & Rojas, J. (2016). Bayesian Beta Regression with Bayesianbetareg R-Package. *Computational Statistics*, 31(1), 165- 187. <https://doi.org/10.1007/S00180-015-0591-9>
- Chen, L., & Tokuda, N. (2005). A general stability analysis on regional and National Voting Schemes Against Noise? why is an electoral college more stable than a Direct Popular Election? *Artificial Intelligence*, 163(1), 47-66. <https://dl.acm.org/doi/abs/10.5555/1062094.1062096>
- Cho, J. (2005). Media, Interpersonal Discussion, and Electoral Choice. *Communication Research*, 32(3), 295-322. <https://doi.org/10.1177/0093650205275382>
- Damore, D. F., & Hansford, T. G. (1999). The Allocation of Party-Controlled Campaign Resources in The House of Representatives, 1989-1996. *Political Research Quarterly*, 52(2), 371-385. <https://doi.org/10.1177/106591299905200206>
- Dow, J. K. (1998). A Spatial Analysis of The 1989 Chilean Presidential Election. *Electoral Studies*, 17(1), 61-76. [https://doi.org/10.1016/S0261-3794\(97\)00050-4](https://doi.org/10.1016/S0261-3794(97)00050-4)
- Dow, J. K., & Endersby, J. W. (2004). Multinomial Probit and Multinomial Logit: A Comparison of Choice Models for Voting Research. *Electoral Studies*, 23(1), 107-122. [https://doi.org/10.1016/S0261-3794\(03\)00040-4](https://doi.org/10.1016/S0261-3794(03)00040-4)
- Dube, O., & Naidu, S. (2015). Bases, Bullets, and Ballots: The Effect of US Military Aid on Political Conflict in Colombia. *The Journal of Politics*, 77(1), 249-267. <https://doi.org/10.1086/679021>

- Epstein, D., & O'Halloran, S. (1999). Measuring The Electoral and Policy Impact of Majority- Minority Voting Districts. *American Journal of Political Science*, 367-395. <https://doi.org/10.2307/2991799>
- Escofier, B., & Pagès, J. (1992). *Análisis factoriales simples y múltiples: objetivos, metodos e interpretaciones*. Servicio editorial Universidad del País Vasco.
- Fergusson, L., Robinson, J. A., Torvik, R., & Vargas, J. F. (2014). The Need for Enemies. *The Economic Journal*, 126(598), 1018-1054. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12174>
- Ferrari, S. L., Espinheira, P. L., & Cribari-Neto, F. (2011). Diagnostic Tools in Beta Regression with Varying Dispersion. *Statistica Neerlandica*, 65(3), 337-351. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9574.2011.00488.x>
- Ferrari, S., & Cribari-Neto, F. (2004). Beta Regression Modeling Rates and Proportions. *Journal of Applied Statistics*, 31, 799-815. <https://doi.org/10.1080/0266476042000214501>
- Gallego, J. (2018a). Civil Conflict and Voting Behavior: Evidence from Colombia. *Conflict Management and Peace Science*, 35(6), 601-621. <https://doi.org/10.1177/0738894218788362>
- Gallego, J. (2018b). Natural disasters and clientelism: The case of floods and landslides in Colombia. *Electoral Studies*, 55, 73-88. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2018.08.001>
- Gimpel, J. G., & Schuknecht, J. E. (2002). Political and Demographic Foundations for Sectionalism in State Politics the Connecticut Case. *American Politics Research*, 30(2), 193-214. <https://doi.org/10.1177/1532673X02030002004>
- Giraldo, F., & Muñoz, P. (2014). Partidos políticos en Colombia: Evolución y perspectiva. En H. Gehring, (ed.), *Fundacion Konrad Adenauer -KAS-*. https://www.kas.de/c/document_library/get_file?uuid=696741a6-8eb3-0558-d773-1e7859ca898e&groupId=252038
- Glasgow, G., & Alvarez, R. M. (2005). Voting Behavior and The Electoral Context of Government Formation. *Electoral Studies*, 24(2), 245-264. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2004.05.003>

- Golosov, G. V. (2006). The Structure of Party Alternatives and Voter Choice in Russia Evidence from the 2003-2004 Regional Legislative Elections. *Party Politics*, 12(6), 707-725. <https://doi.org/10.1177/1354068806068597>
- Goodin, R. E., & Klingemann, H.-D. (2001). *Nuevo manual de ciencia política* (Vol. 165). AKAL.
- Jones, K., Johnston, R. J., & Pattie, C. J. (1992). People, Places and Regions: Exploring the Use of Multi-Level Modelling in the Analysis of Electoral Data. *British Journal of Political Science*, 22(3), 343-380. <https://doi.org/10.1017/S0007123400006426>
- Jorgensen, B. (1997). Proper Dispersion Models. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, 11, (2), 89-128. <https://www.jstor.org/stable/43600934>
- Klesner, J. L. (2005). Electoral Competition and The New Party System in Mexico. *Latin American Politics and Society*, 47(2), 103-142. <https://doi.org/10.1111/j.1548-2456.2005.tb00311.x>
- Krause, S., & Méndez, F. (2009). Corruption and elections: An empirical study for Cross Section of Countries. *Economics y Politics*, 21(2), 179-200. <https://ideas.repec.org/a/bla/ecopol/v21y2009i2p179-200.html>
- Krehbiel, F. (1916). Geographic Influences in British Elections. *Geographical Review*, 2(6), 419-432. <https://doi.org/10.2307/207512>
- Kuran, T. (1989). Sparks and Prairie Fires: A Theory of Unanticipated Political Revolution. *Public Choice*, 61(1), 41-74. <https://doi.org/10.1007/BF00116762>
- Lebart, L., Piron, M., & Morineau, A. (2006). *Statistique exploratoire multidimensionnelle. visualisation et inference en fouilles de donnees*. Dunod.
- Leigh, A., & Wolfers, J. (2006). Competing approaches to Forecasting Elections: Economic Models, Opinion Polling and Prediction Markets [NBER working paper No.12053]. National Bureau of Economic

- Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w12053/w12053.pdf
- Lincoln, A., & Prior, R. (1971). An Application of Principal Components Analysis to Voting in Scottish Municipal Elections 1967-9. *Journal of the Royal Statistical Society*, 4, 77-88. https://www.jstor.org/stable/2986987?casa_token=u1rooyGcWUAAAAA%3A8ogxbc4QLrWLqPonlRgwzkZcoN4TFoBWPfrLIVtDqnRyP32sOpyuz-p7VfcjZR4-2qeQsVuSUVCowbnkSoFUBS4kJXuQ6q6oEa8BNy-1PWPjA2F9pm0C&seq=1
- Lupia, A. (1994). The Effect of Information on Voting Behavior and Electoral Out-Comes: An Experimental Study of Direct Legislation. *Public Choice*, 78(1), 65-86. <https://doi.org/10.1007/BF01053366>
- Mainwaring, S., & Zoco, E. (2007). Political Sequences and the Stabilization of Interparty Competition Electoral Volatility in Old and New Democracies. *Party politics*, 13(2), 155-178. <https://doi.org/10.1177/1354068807073852>
- Marín-Jaramillo, M. (2014). *Descripción de la evolución del comportamiento electoral mediante métodos en ejes principales* [tesis de maestría, Universidad Nacional]. <https://repositorio.unal.edu.co/handle/una/54398>
- Markus, G. B., & Converse, P. E. (1979). A Dynamic Simultaneous Equation Model of Electoral Choice. *American Political Science Review*, 73(4), 1055-1070. <https://doi.org/10.2307/1953989>
- Montecinos, E. (2007). Análisis del comportamiento electoral: De la elección racional a la teoría de redes. *Revista de Ciencias Sociales*, 13(1), 9-22. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1315-95182007000100002
- Nadeau, R., & Blais, A. (1993). Explaining Election Outcomes in Canada: Economy and Politics. *Canadian Journal of Political Science*, 26(4), 775-790. <https://doi.org/10.1017/S0008423900000470>

- Ordeshook, P. C., & Shvetsova, O. V. (1994). Ethnic Heterogeneity, District Magnitude, and The Number of Parties. *American Journal of Political Science*, 100-123. <https://doi.org/10.2307/2111337>
- Paap, R., Nierop, E. van, Van Heerde, H. J., Wedel, M., Franses, P. H., & Alsem, K. J. (2005). Consideration Sets, Intentions and The Inclusion of Don't Know in a Two-Stage Model for Voter Choice. *International Journal of Forecasting*, 21(1), 53-71. <https://doi.org/10.1016/j.ijforeca.st.2004.02.004>
- Pacheco, P., & Bautista, L. (1989). Análisis de la evolución del comportamiento electoral departamental en los últimos años: aplicación de los métodos factoriales al estudio de series temporales cortas. *Revista Colombiana de Estadística*, 19, 94-112. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/estad/article/view/9938>
- Paolino, P. (2005). Democratization, Divided Government and the 2001 Taiwanese Legislative Yuan Elections. *Journal of Asian and African Studies*, 40(1-2), 125-147. <https://doi.org/10.1177/0021909605052948>
- Pardo, C., & Del Campo, P. (2007). Combinación de métodos factoriales y de análisis de conglomerados en R: el paquete FactoClass. *Revista Colombiana de Estadística*, 30(2), 231-245. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/estad/article/view/29478>
- Pattie, C., Dorling, D., & Johnston, R. (1997). The Electoral Geography of Recession: Local Economic Conditions, Public Perceptions and The Economic Vote in the 1992 British General Election. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 22 (2), 147-161. <https://www.jstor.org/stable/622306>
- Prescott, J. (1959). The Function and Methods of Electoral Geography. *Annals of the Association of American Geographers*, 49(3), 296-304. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8306.1959.tb01615.x>
- Rodrigues, P., & Lima, A. (2009). Analysis of an European Union Election Using Principal Component Analysis. *Statistical Papers*, 50, 895-904. <https://doi.org/10.1007/s00362-009-0264-2>

- Rozo, S., & Vargas, J. F. (2019). *Brother or Invaders? How Crisis-Driven Migrants Shape Voting Behavior* [Lacea working paper No. 0014]. http://vox.lacea.org/files/Working_Papers/lacea_wps_0014_rozo_vargas.pdf
- Sass, T. R. (2000). The Determinants of Hispanic Representation in Municipal Government. *Southern Economic Journal*, 66 (3), 609-630. <https://doi.org/10.2307/1061428>
- Soto-Zazueta, I. M., & Cortez, W. W. (2012). El papel de la educación sobre la competencia política en México: Un análisis a nivel estatal, 1980-2009. *Política y gobierno*, 19(2), 243-281. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S1665-20372012000200003&script=sci_abstract
- van der Brug, W., van der Eijk, C., & Franklin, M. (2003, marzo). *Designs for the Empirical Analysis of Electoral Preferences, Utilities and Choice* [ponencia]. Workshops of the European Consortium for Political Research, Edinburgh. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.6.9882&rep=rep1&type=pdf>
- Weintraub, M., Vargas, J. F., & Flores, T. E. (2015). Vote Choice and Legacies of Violence: Evidence from the 2014 Colombian Presidential Elections. *Research & Politics*, 2(2). <https://doi.org/10.1177/2053168015573348>

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

Sergio Jiménez-Ramírez y Silvia Reyes-Camargo

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Sergio Jiménez-Ramírez y Silvia Reyes-Camargo

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

Resumen: Este artículo estima los efectos de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico de 22 departamentos colombianos entre 2000 y 2019. Mediante la construcción de una base de datos con las variables clave de un modelo de crecimiento moderno, se estima la heterogeneidad de dichos efectos en razón de: a) Las diferentes áreas del conocimiento evaluadas en la prueba Saber 11, y b) Las diferentes agrupaciones de departamentos, basadas en las tasas de crecimiento del PIB por habitante y el tamaño de sus economías. Los resultados obtenidos sugieren que el capital humano medido por las habilidades cognitivas tiene gran efecto positivo sobre la tasa de crecimiento económico de los departamentos, mientras que los años de escolaridad muestran un efecto positivo en el ritmo de crecimiento económico, aunque de menor magnitud que el generado por las habilidades cognitivas. Asimismo, las habilidades en matemáticas, lenguaje y ciencias naturales presentan mayores efectos positivos sobre el crecimiento económico y los efectos positivos de las distintas clases de habilidades cognitivas sobre el crecimiento, en general, son mayores en departamentos con tasas más altas de crecimiento que en departamentos económicamente más grandes.

Palabras clave: capital humano, habilidades cognitivas, logro escolar, crecimiento económico, datos de panel, Colombia.

Clasificación JEL: A21, C23, I25, O47, O54.

Cognitive Skills and Economic Growth in Colombia. a Departmental Analysis

Abstract: This paper estimates the effects of cognitive skills on the economic growth of 22 Colombian Departments between 2000 and 2019. By building a database with key variables of a modern growth model, the heterogeneity of these effects is also estimated due to: a) different areas of knowledge evaluated in Saber 11 tests, and b) different groupings of Departments based on GDP growth rates per inhabitant and size of their economies. Results are obtained such as: i) human capital measured by cognitive skills has a great positive effect on the growth rate of the Departments; (ii) years of schooling show a positive effect on the rate of economic growth, although of a smaller magnitude than that observed in cognitive skills; (iii) skills in mathematics, language and sciences have greater positive effects on growth than others; (iv); the positive effects of different classes of cognitive skills on growth, in general, are greater in Departments with higher rates of growth than in economically larger Departments.

Keywords: human capital, cognitive skills, educational achievement, economic growth, panel data, Colombia.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347351>



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/>

Compétences cognitives et croissance économique en Colombie. Une analyse par départements

Résumé: *Cet article estime les effets des compétences cognitives sur la croissance économique pour 22 départements colombiens entre 2000 et 2019. En construisant une base de données avec les variables clés d'un modèle de croissance, on estime l'hétérogénéité des ces variables en considérant : a) les différents domaines de connaissances évalués dans le Test Saber 11, et b) les différents regroupements de départements, lesquels sont basés sur les taux de croissance du PIB par habitant et la taille de leurs économies. Les résultats obtenus suggèrent que le capital humain mesuré par les compétences cognitives a un effet positif important sur le taux de croissance économiques des départements, tandis que les années de scolarité montrent un effet positif sur le taux de croissance économique, bien que dans un moindre ampleur que celui généré par les capacités cognitives. De même, les compétences en Mathématiques, en Langues et en Sciences Naturelles ont des effets positifs plus importants sur la croissance économique et les effets positifs des différents types de compétences cognitives sur la croissance, en général, sont plus importants dans les départements ayant des taux de croissance économique plus élevés que dans les départements économiquement plus importants.*

Mots clés: *capital humain, compétences cognitives, niveau d'éducation, croissance économique, données de panel, Colombie*

Cómo citar / How to cite this item:

Jiménez-Ramírez, S., & Reyes-Camargo, S. (2022). Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental. *Lecturas de Economía*, 97, 149-179.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347351>

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

Sergio Jiménez-Ramírez ^a y Silvia Reyes-Camargo ^b

–Introducción. –I. Educación, capital humano y crecimiento económico. –II. Un modelo de crecimiento con habilidades cognitivas. –III. Resultados empíricos. –Conclusiones.
–Agradecimientos –Referencias.

Primera versión recibida el 28 de agosto de 2021; versión final aceptada el 13 de diciembre de 2021

Introducción

El capital humano es uno de los determinantes más importantes de los ingresos y el crecimiento económico. Shultz (1961), uno de los primeros en teorizar sobre el capital humano, creía que las actividades que pueden mejorar en gran medida las capacidades humanas están relacionadas con instalaciones y servicios de salud, experiencia y capacitación en el trabajo, y la educación formal. Sin embargo, desde finales del siglo pasado ha venido ganando importancia el componente de educación como representación del capital humano. Es así como en las últimas tres décadas se ha publicado una amplia cantidad de estudios empíricos que indagan acerca de la relación entre el capital humano y la tasa de crecimiento económico entre países, empleando como *proxies*, primero, información sobre la tasa de matriculación escolar, luego, datos sobre los años de escolaridad alcanzados por la población en edad de trabajar, y más recientemente, las habilidades cognitivas de la población trabajadora.

El objetivo de este artículo es probar en el contexto de los departamentos colombianos el efecto que ha sido estimado en estudios a nivel internacional,

^a *Sergio Jiménez-Ramírez*: profesor titular de la Universidad de Pamplona, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Pamplona, Colombia. Dirección electrónica: sjimenez@unipamplona.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-7174-0565>

^b *Silvia Reyes-Camargo*: profesora de la Universidad de Pamplona, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Pamplona, Colombia. Dirección electrónica: silviareyes@unipamplona.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-5359-6408>

empleando muestras amplias de países, de las habilidades cognitivas sobre el crecimiento económico. Sin embargo, el análisis va más allá al contrastar la heterogeneidad de dichos efectos dependiendo de: a) las diferentes áreas del conocimiento evaluadas en las pruebas Saber 11 que se incluyan en las regresiones, b) diferentes agrupaciones de departamentos basadas en niveles de PIB per cápita, tasa de crecimiento del PIB por habitante y tamaño de sus economías, y c) diferentes periodos de tiempo.

El artículo se divide en cuatro secciones. A continuación, se presenta una revisión de la literatura con las más importantes referencias a nivel mundial sobre la relación entre habilidades cognitivas y crecimiento. En la sección II se presentan los modelos teórico y empírico que guían el trabajo a desarrollar con los datos. El tercer apartado muestra los resultados obtenidos en las distintas estimaciones, y finalmente, se cierra con las principales conclusiones e implicaciones de política.

I. Educación, capital humano y crecimiento económico

En los años sesenta del siglo pasado empezó a documentarse el potencial de la formación de capital humano con trabajos como los de Shultz (1961), Becker (1962), y Nelson y Phelps (1966), entre otros¹. Así, el capital humano en forma de educación ha sido tratado desde diversas perspectivas: como factor de producción por Mankiw et al. (1992); como potenciador de la capacidad de innovación de la fuerza laboral por Romer (1990) y Aghion y Howitt (1998); o como facilitador de la difusión del conocimiento en la adopción de nuevas tecnologías por Benhabib y Spiegel (2005).

La mayoría de la literatura sobre el crecimiento económico ha empleado los años de escolaridad de la fuerza laboral como factor determinante y como una variable *proxy* del capital humano. Sin embargo, los primeros estudios utilizaron diferentes aproximaciones para el capital humano de una economía: por ejemplo, tasas de alfabetización de adultos (Azariadis & Drazen 1990; Romer 1990) o matriculación escolar (Barro 1991; Mankiw et al. 1992; Levine

¹ La revisión de la literatura se limita a la que utiliza la educación como *proxy* del capital humano. Una revisión más amplia que incluye otras variables *proxy* empleadas puede encontrarse en Rojas et al. (2019).

& Renelt 1992). Una posterior evolución se centró en considerar los años de escolaridad (Cohen & Soto 2007; Krueger & Lindahl 2001), entre otros. En la actualidad este concepto ha evolucionado. Ha venido ganando protagonismo el concepto de capital humano como el resultado del proceso de lo que los estudiantes saben y pueden hacer, medido habitualmente con los puntajes obtenidos en pruebas estandarizadas (Hanushek & Kimko, 2000; Hanushek & Woessmann, 2008, 2012a, 2012b).

Los trabajos pioneros hicieron amplio uso de los años de escolaridad como factor determinante de mayores tasas de crecimiento económico. Los estudios de Easterlin (1981), Laing et al. (1995), y Behrman et al. (1999) dan cuenta de ello. No obstante, el nuevo siglo vino con una nueva forma de tratar y medir la educación como factor determinante del crecimiento económico. Uno de los primeros y —quizá— más importantes estudios en emplear las habilidades cognitivas de las personas como variable representativa de la educación fue el de Hanushek & Kimko (2000). A través de la utilización de los puntajes en pruebas internacionales administradas por la *International Association for the Evaluation of Educational Achievement* (IEA) y la *International Assessment of Educational Progress* (IAEP), para una muestra de 31 países entre 1960 y 1990, encontraron una fuerte relación positiva entre habilidades cognitivas y crecimiento económico.

Los datos del puntaje promedio en las pruebas empleados por Hanushek & Woessmann (2008, 2012a, 2012b) fueron de estudiantes entre 9 y 15 años de edad, obtenidos entre 1964 y 2003 para países desarrollados, y entre 1990 y 2003 para países en desarrollo, los cuales se usaron para su análisis del periodo 1960-2000. Por su parte, Breton (2011, 2015) empleó datos similares, pero esta vez para analizar los años entre 1985 y 2005 en países desarrollados y en vías de desarrollo. En el caso de Altinok y Aydemir (2017), hicieron uso de las mismas fuentes de datos, pero para un grupo de países más grande y periodo de tiempo mayor, 1960-2012. En todos los casos anteriores se estimaron modelos de corte transversal, lo cual es superado en este artículo por las estimaciones de datos panel.

II. Un modelo de crecimiento con habilidades cognitivas

América Latina es un interesante caso, donde un logro escolar relativamente alto no produjo altas tasas de crecimiento económico en el periodo 1960 – 2000, comparado con los casos del grupo de países del Este asiático y el grupo de países de Medio Oriente y Norte de África, donde con menos años de escolaridad que los latinoamericanos se observaron mayores tasas de crecimiento que en estos últimos. Al parecer, la calidad de la educación afectó positivamente a la tasa de crecimiento económico más que la cantidad de años de escolarización.

Este artículo se aplica al caso de Colombia, desagregando el análisis para sus unidades político-administrativas —departamentos—. En ese sentido, para estudiar el papel que juega la educación en el crecimiento económico se emplea como base la estructura utilizada por Hanushek y Woessmann (2012a), en la cual se mezclan elementos teóricos y empíricos tanto de modelos de crecimiento endógeno como los de Lucas (1988), Romer (1990) y Aghion y Howitt, (1998), como también de modelos de crecimiento neoclásico como el de Mankiw et al. (1992). No obstante, aquí se utilizará una versión de esa estructura que se basa mucho más en el modelo aumentado de Solow utilizado en Mankiw, Romer y Weil, el cual resulta muy similar al modelo empleado por Breton (2015).

A. El modelo

Partimos de una función de producción neoclásica Cobb-Douglas tal como

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

donde Y_{it} es la producción agregada del departamento i en el año t , K_{it} es el *stock* de capital físico, H_{it} es el *stock* de capital humano, L_{it} es el trabajo y A_{it} es el nivel de tecnología. Entonces, $A_{it} L_{it}$ es el número de trabajadores efectivos. A y L crecen a una tasa constante m y n , respectivamente.

Mankiw et al. (1992) suponen que se invierte en capital físico una fracción constante de la producción, s_k , y se invierte en capital humano también

una fracción constante de la producción, s_h . Definen el stock de capital por trabajador efectivo como $k = K/AL$, el stock de capital humano por trabajador efectivo como $h = H/AL$, y el nivel de producción por trabajador efectivo como $y = Y/AL$. El stock de capital físico se deprecia a una tasa δ_k , y el stock de capital humano se deprecia a la tasa δ_h . Entonces, la evolución de k y h se rige por:

$$\dot{k}_{it} = s_k y_{it} - (n + m + \delta_k) k_{it} \quad (2a)$$

$$\dot{h}_{it} = s_h y_{it} - (n + m + \delta_h) h_{it}. \quad (2b)$$

A partir de las ecuaciones 2a y 2b puede obtenerse el stock de capital físico por trabajador efectivo del estado estacionario, k^{ss} , y el stock de capital humano por trabajador efectivo del estado estacionario, h^{ss} , respectivamente. Seguidamente, se sustituye cada una de esas expresiones en la función de producción y se aplican logaritmos para, finalmente, obtener el ingreso per cápita del estado estacionario, y^{ss}

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = \ln A_{i0} + mt + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + m + \delta) \quad (3)$$

Mankiw et al. (1992) obtienen una versión dinámica del modelo, donde el crecimiento económico converge hacia el estado estacionario², en el que λ representa la velocidad o tasa de convergencia:

$$\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_i^{ss}) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_{i0}). \quad (4)$$

Y, sustituyendo la ecuación 3 en la ecuación 4, se llega a un modelo de crecimiento como el de Solow ampliado:

² En este caso, hacia el estado estacionario de cada departamento colombiano.

$$\begin{aligned}
 \ln(y_{it}) - \ln(y_{i0}) = & (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) \\
 & + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \\
 & - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + m + \delta) \\
 & - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_{i0})
 \end{aligned} \tag{5}$$

Las tasas de inversión s_k y s_h pueden tomarse como el flujo de recursos de capital físico y de capital humano hacia la economía entre el periodo 0 y el periodo t . Este modelo incluye una variable de ingreso per cápita del periodo inicial, como en los modelos neoclásicos más comunes, con el objetivo de tener en cuenta posible convergencia entre el ingreso per cápita de los departamentos colombianos en el tiempo. A diferencia de Hanushek y Kimko (2000), Hanushek y Woessmann (2008, 2012a, 2012b), Breton (2011, 2015), Altinok y Aydemir (2017), entre otros, quienes usaron datos de corte transversal, el modelo aquí propuesto se contrasta con un panel que incluye la dimensión espacial (datos para 22 Departamentos colombianos), junto con una dimensión temporal, (datos para el periodo 2000-2019).

Una versión muy simple de la ecuación 5, recurriendo a la intuición de Nelson y Phelps (1966) y Hanushek y Woessmann (2012a), puede ser estimada empíricamente como:

$$g = \varphi K + \theta H + \beta X + \varepsilon, \tag{6}$$

donde, la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita departamental, g , está en función de la tasa de inversión en capital físico, la tasa de inversión en capital humano, y las tasas de variación de algunas otras variables de control usualmente incluidas en modelos de la literatura sobre crecimiento, las cuales recoge la variable X . Específicamente, X aquí incluye factores tales como el nivel inicial del PIB per cápita del departamento y otros factores estructurales de la economía y las instituciones económicas, tales como el nivel de exportaciones de bienes y servicios y la tasa de homicidios.

Como se mencionó antes, Hanushek y Kimko (2000) y Hanushek y Woessmann (2008) —partiendo de una amplia revisión de la literatura de funciones de producción de educación— introducen una forma de modelizar el capital humano, H , a través de las habilidades cognitivas, representadas por los puntajes en las pruebas estandarizadas de conocimientos y habilidades, la cual se revela mucho más completa que anteriores interpretaciones. Hanushek y Woessmann (2012a) describen el origen de esas habilidades a través de la interacción de cuatro tipos de insumos: factores familiares (F), cantidad (S) y calidad de la educación (q) —esto es qS —, las capacidades individuales (A), y otros factores determinantes (Z), tales como experiencia laboral y estado de salud, así:

$$H = \eta F + \alpha (qS) + \lambda A + \phi Z + v. \quad (7)$$

Sin embargo, el capital humano no se puede observar directamente, y al ser una variable latente se requiere una medida correcta para probar su impacto en el crecimiento económico. En este sentido, el hecho de contar con resultados anuales de las pruebas Saber 11, —pruebas estandarizadas aplicadas a cada uno de los estudiantes de último año de la educación secundaria en Colombia—, ofrecen la posibilidad de ser utilizadas como medidas directas de las habilidades cognitivas como un indicador del capital humano en la ecuación 6, en vez de estimar los componentes de la ecuación 7 para evaluar las diferencias entre departamentos. Existen importantes ventajas al usar las habilidades cognitivas de los estudiantes que participan en este tipo de pruebas como una manera de medir indirectamente el capital humano. En Hanushek y Woessmann (2012a) se relacionan algunas de ellas.

No obstante, de manera complementaria, y con el objetivo de medir concretamente el efecto que el capital humano tiene sobre el crecimiento del PIB per cápita, aquí se compara también el efecto del capital humano medido por las habilidades cognitivas con el efecto del capital humano medido por los años promedio de escolaridad de la población de 15 años o más.

B. Datos y metodología

El modelo de crecimiento de la ecuación 6 se estima para 22 departamentos colombianos en el periodo 2000-2019³. Para los departamentos restantes no se logró recopilar datos completos de todas las variables empleadas ni durante todo el periodo de tiempo estudiado. No hay antecedentes sobre trabajos que estimen el efecto de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico a escala departamental en un periodo amplio como el que aquí se estudia.

Los datos del PIB per cápita por departamento se construyeron a partir de la serie retropolada de PIB por departamento, año base 2015, publicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE (s.f.d), entidad oficial de estadísticas del Estado. Para obtener el PIB per cápita constante departamental se dividieron esas series por los datos de población provenientes de las proyecciones de población departamentales del DANE (s.f.c). Los datos sobre la inversión en capital físico se construyeron a partir de dos fuentes: sumando los datos de inversión en capital físico presentes en los microdatos por establecimiento industrial de cada departamento provenientes de la Encuesta Anual Manufacturera, EAM, publicada por el DANE (s.f.), con los datos de inversión municipal de la base de datos Terridata del Departamento Nacional de Planeación, DNP (s.f.). En este último caso, las series departamentales se construyeron sumando la información de todos los municipios de cada departamento para cada uno de los años estudiados. Dado que la información proveniente de esas dos bases de datos se encuentra en precios corrientes, se deflactó a nivel departamental obteniendo series a precios constantes. Seguidamente, se dividieron los datos resultantes sobre las series departamentales de PIB constante para obtener finalmente los datos departamentales anuales de la inversión en capital físico como porcentaje del PIB.

³ Colombia está dividido en 33 unidades político-administrativas: 32 departamentos más el distrito capital de Bogotá D.C. La población de estos 22 entes territoriales: Antioquia, Atlántico, Bogotá D. C., Bolívar, Boyacá, Caldas, Casanare, Cauca, Cesar, Córdoba, Cundinamarca, Huila, Magdalena, Meta, Nariño, Norte de Santander, Quindío, Risaralda, Santander, Sucre, Tolima y Valle del Cauca, representa el 94,1 % del total de la población colombiana, y su PIB representa el 96,9 % del PIB real total colombiano (2019).

Los datos de las habilidades cognitivas se obtuvieron a partir de las bases de datos publicadas por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (ICFES, s.f.), donde se encuentran los resultados por semestre del universo de individuos que presentaron la prueba Saber 11 desde el año 2000 hasta el 2019. La cifra total ascendió a 10 299128 resultados de pruebas individuales. En la prueba Saber 11 se evalúan todos los estudiantes que cursan el último año de la educación secundaria, tanto de colegios públicos como privados, sobre materias tales como matemáticas, biología, física, química, lenguaje, filosofía, historia, geografía e idioma extranjero (inglés). No obstante, a lo largo del periodo estudiado algunas de las materias evaluadas así como algunas agrupaciones de ellas fueron objeto de modificación por parte del ICFES. Por lo anterior, y con el objetivo de contar con datos homogéneos pero también similares a los de la literatura internacional, se procedió a agrupar las distintas materias en cinco áreas más generales: matemáticas, ciencias naturales (promedio de biología, física, química), lenguaje, ciencias sociales (promedio de filosofía, historia, geografía) e idioma extranjero, para cada departamento en cada uno de los años⁴. Para obtener el dato de cada año por departamento, primero se obtuvo el promedio del puntaje por área de todos los individuos que la presentaron en cada semestre del año. Seguidamente, se promediaron los dos semestres para obtener un solo dato del año. Finalmente, se promedió el puntaje de las cinco áreas obteniendo el puntaje promedio total. Sin embargo, se construyó otra serie departamental de habilidades cognitivas para todo el periodo, similar a la anterior, que obedece al promedio de los puntajes de las tres áreas evaluadas en las pruebas PISA.

No obstante, para que la evaluación del impacto de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico sea exacta se necesitaría medidas de las habilidades de los trabajadores que conforman la población económicamente activa. Al no contar con evaluaciones de este tipo se debe hacer uso de una medida aproximada como la anterior.

Los datos sobre nivel de escolaridad de la población de 15 años y más se construyeron a partir de dos fuentes: la Encuesta Continua de Hogares, ECH (periodo 2000-2006) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares, GEIH

⁴ A nivel internacional, las pruebas PISA evalúan tres de estas áreas: matemáticas, ciencias (ciencias naturales) y lectura (lenguaje).

(periodo 2007-2019), ambas publicadas por el DANE (s.f.a; s.f.b). A partir de los microdatos anonimizados con periodicidad mensual se extrajo la información sobre los años de escolaridad cursados y aprobados por cada uno de los individuos de 15 años y más incluidos en la encuesta, los cuales se promediaron aritméticamente obteniendo un dato mensual por departamento. Seguidamente se procedió a promediar los datos mensuales obtenidos para condensarlos en datos anuales y así contar con las series completas para el periodo 2000-2019 de los 13 departamentos más importantes de Colombia, (incluida Bogotá D. C.)⁵. A diferencia de todas las demás variables de las que se pudo tener series anuales para los 22 departamentos, los años de escolaridad, dada la limitación estadística, solo se logró para 13 de ellos.

Las medidas más comunes del marco institucional utilizadas en la literatura son la apertura de la economía al comercio internacional y el imperio de la ley. En cuanto a la primera, no existe variabilidad en la legislación del comercio internacional entre los departamentos colombianos, pero sí en el desarrollo exportador a lo largo de los años. En este sentido, se utilizarán los datos de exportaciones de la base de datos SIEX de la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales, DIAN (s.f.), de la sección “Exportaciones totales por Departamento de origen”, expresadas en dólares FOB. Por su parte, los datos referentes a la tasa de homicidios (proxy del índice de imperio de la ley) son el total de homicidios anuales ocurridos por Departamento, por cada 100 000 habitantes. Se obtuvieron de la base de datos Forensis del Grupo Centro de Referencia Nacional sobre Violencia adscrito al Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses de Colombia (s.f.).

⁵ La ECH era aplicada en los 13 departamentos más importantes de Colombia: Antioquia, Atlántico, Bogotá, Bolívar, Caldas, Córdoba, Meta, Nariño, Norte de Santander, Risaralda, Santander, Tolima y Valle del Cauca. Por su parte, la GEIH, más moderna y más inclusiva, se aplica en 23 departamentos.

III. Resultados empíricos

A. Resultados iniciales

Los resultados empíricos se obtuvieron a partir de estimaciones de un panel de datos con 22 departamentos durante el periodo 2000-2019.⁶ Solo en los casos en los que se compara el impacto de las dos variables de capital humano sobre el crecimiento económico la estimación se hizo para 13 departamentos debido a la limitación que se tiene con los datos de años promedio de escolaridad. Igualmente, se evaluó el impacto de la inversión en capital físico, el volumen de las exportaciones y la tasa de homicidios sobre la tasa de crecimiento del PIB per cápita. El nivel inicial de PIB per cápita también se incluyó en las regresiones como variable explicativa para evaluar la presencia de convergencia condicional entre los departamentos colombianos en el periodo analizado.

La Tabla 1 presenta los resultados de la estimación de un modelo de crecimiento simple log-log con habilidades cognitivas, años promedio de escolaridad, inversión en capital físico como porcentaje del PIB y PIB per cápita del año 2000 (esta última con el fin de contrastar convergencia condicional entre los departamentos colombianos) mediante el estimador Hausman-Taylor.

Se estimó un modelo de efectos fijos, así como un modelo de efectos aleatorios, y se sometieron al test de Hausman buscando determinar la especificación más apropiada. El resultado ocasionó un dilema, puesto que, por una parte, el estimador de efectos aleatorios fue inconsistente dada la correlación entre las variables explicativas y tales efectos aleatorios, lo cual indicaba que la solución al problema era usar el estimador de efectos fijos; por otra, tal resolución significaba que ya no se podría estimar el efecto del PIB per cápita inicial para contrastar convergencia condicional, la cual es una variable invariante en el tiempo, puesto que era eliminada de la estimación con efectos fijos debido a colinealidad. Ese inconveniente se solucionó recurriendo al

⁶ Suponemos que hay una relación lineal entre el capital humano y el crecimiento económico. Rojas et al. (2019) estudian la presencia de no linealidades y efectos umbral en la relación capital humano-crecimiento económico.

estimador Hausman-Taylor, el cual emplea variables instrumentales y se aplica al modelo de efectos aleatorios para resolver el problema de inconsistencia que surge a partir de la correlación entre algunas variables explicativas y los efectos aleatorios. Gracias al uso de esta técnica se logró estimar un modelo muy similar al de efectos fijos sin que fuera eliminada aquella variable que es invariante en el tiempo, obteniendo coeficientes de los parámetros muy robustos y de magnitud similar a los del estimador *within*.

La columna 1 presenta los resultados de la estimación del modelo inicial con el puntaje promedio de las cinco grandes áreas evaluadas en las pruebas Saber 11 explicando la tasa de crecimiento del PIB per cápita de los 22 departamentos. Este coeficiente es alto (0,85) y estadísticamente significativo al 1 %, reflejando la fuerte influencia de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico departamental. Así mismo, la variable que indica la participación de la inversión en capital físico en el PIB departamental resulta altamente significativa y la magnitud del coeficiente (0,200) es aproximadamente una cuarta parte de aquel del puntaje en la prueba. La columna 2 muestra los resultados de la estimación del mismo modelo, pero esta vez se evalúa la influencia de los años promedio de escolaridad de la población de 15 años y más en el crecimiento económico departamental, en vez de las habilidades cognitivas, para los 13 departamentos con datos completos. El coeficiente de los años de escolaridad es de mayor magnitud que el de los resultados de la prueba Saber 11 de la columna 1, y también es estadísticamente significativo al 1 %. No obstante, la inversión en capital físico se reduce casi a cero y pierde la significatividad estadística, algo que ocurre también al incluir en la regresión las dos variables de capital humano juntamente en la columna 3. En este caso, los años de escolaridad, así como las habilidades cognitivas, son estadísticamente significativas al 1 %, si bien la primera exhibe un coeficiente de mayor magnitud, reflejando una mayor influencia en la tasa de crecimiento departamental.

Por otra parte, las tres especificaciones de la Tabla 1 no proporcionan evidencia de convergencia condicional entre los departamentos colombianos durante el periodo 2000-2019, pues el coeficiente del PIB per cápita del año 2000 es positivo y estadísticamente significativo al 1 %, evidenciando —más bien— un proceso de divergencia entre el PIB per cápita de los departamentos

durante estas dos décadas. Finalmente, el modelo goza de significatividad conjunta ($Prob > Chi^2 = 0,000$).

Tabla 1. *Capital humano y crecimiento económico en departamentos de Colombia (2000-2019)*

	(1)	(2)	(3)
Inversión en capital físico	0,200*** (0,024)	0,005 (0,029)	-0,020 (0,028)
Habilidades cognitivas	0,849*** (0,084)		0,419*** (0,089)
Años de escolaridad		1,179*** (0,069)	1,037*** (0,073)
PIB per cápita 2000	0,857*** (0,069)	1,022*** (0,065)	0,991*** (0,073)
No. de Departamentos	22	13	13
Wald Chi ²	471,6	873,6	905,9
Prob > Chi ²	0,000	0,000	0,000

Notas: Variable dependiente: logaritmo natural del PIB per cápita constante departamental anual. Entre paréntesis se presentan los errores estándar. Todas las regresiones incluyen una constante, y fueron estimadas con el estimador Hausman-Taylor. Habilidades cognitivas es el promedio de todas las áreas evaluadas en la prueba Saber 11. *Significatividad estadística al 10 %. **Significatividad estadística al 5 %. ***Significatividad estadística al 1 %.

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 2 se presentan los resultados de la estimación de un modelo similar al anterior, pero esta vez se amplía añadiendo dos variables de control que permitan una mejor especificación del modelo de crecimiento, en línea con los trabajos más actuales a nivel internacional. Así, los resultados en la columna 1 muestran que el coeficiente de las habilidades cognitivas sigue siendo alto y significativo al 1 %, mientras que las nuevas variables dejan ver su relevante papel en la explicación del crecimiento económico de los departamentos de Colombia. En este sentido, las exportaciones y la tasa de homicidios (por cada cien mil habitantes) resultan estadísticamente

significativas al 1 % y tienen los signos esperados, indicando un efecto positivo de las exportaciones sobre el crecimiento económico y un efecto negativo de la tasa de homicidios del doble del tamaño de las exportaciones sobre la tasa de crecimiento del PIB departamental en estas dos décadas.

Tabla 2. *Habilidades cognitivas, logro escolar y crecimiento económico*

	(1)	(2)	(3)	(4)a	(5)	(6)b
Inversión en capital físico	0,104*** (0,024)	0,033* (0,020)	0,024 (0,017)	0,023 (0,017)	0,027 (0,017)	0,026 (0,017)
Habilidades cognitivas	0,680*** (0,078)		0,522*** (0,053)	0,576*** (0,058)	0,527*** (0,053)	0,580*** (0,057)
Años de escolaridad		0,661*** (0,053)	0,463*** (0,049)	0,475*** (0,049)	0,451*** (0,049)	0,463*** (0,048)
Exportaciones	0,035*** (0,005)	0,070*** (0,005)	0,078*** (0,004)	0,077*** (0,004)	0,079*** (0,004)	0,078*** (0,004)
Tasa de homicidios	-0,078*** (0,020)	-0,074*** (0,015)	-0,043*** (0,013)	-0,043*** (0,013)	-0,043*** (0,013)	-0,043*** (0,013)
PIB per cápita 2000	0,823*** (0,065)	0,962*** (0,122)	0,924*** (0,130)	0,925*** (0,128)		
No. de Departamento	22	13	13	13	13	13
Wald Chi ²	689,8	1767,2	2536,8	2568,0		
Prob > Chi ²	0,000	0,000	0,000	0,000		
R ² (within)					0,912	0,913

Notas: Variable dependiente: logaritmo natural del PIB per cápita constante departamental anual. Entre paréntesis se presentan los errores estándar. Todas las regresiones incluyen una constante. Las columnas 1 a la 4 fueron estimadas con el estimador Hausman-Taylor; las columnas 5 y 6 fueron estimadas con el estimador *within* (efectos fijos). *Significatividad estadística al 10 %. **Significatividad estadística al 5 %. ***Significatividad estadística al 1 %. (a): El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de las tres áreas que se evalúan en las pruebas PISA: matemáticas, ciencias naturales y lenguaje. (b): El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de las tres áreas que se evalúan en las pruebas PISA: matemáticas, ciencias naturales y lenguaje.

Fuente: elaboración propia.

En la columna 2 se estima el mismo modelo con las dos variables de control anteriores, pero ahora se sustituyen las habilidades cognitivas por los años promedio de escolaridad, o logro escolar. Los años de escolaridad exhiben un coeficiente ligeramente menor que las habilidades cognitivas de la columna 1. Las exportaciones y la tasa de homicidios siguen teniendo un papel muy importante en la determinación de la tasa de crecimiento económico en esta nueva especificación, si bien el coeficiente de las primeras esta vez es el doble (0,07) que en la columna 1. En este caso, la inversión se vio afectada al reducirse notablemente su coeficiente y significatividad estadística. Los resultados mostrados en las columnas 3 y 4 permiten comparar el efecto de las habilidades cognitivas frente al efecto de los años de escolaridad sobre el crecimiento económico departamental.

Un hallazgo muy relevante es que, con la especificación completa del modelo de crecimiento, las habilidades cognitivas parecen ser más influyentes en el crecimiento económico (0,52) que los años de escolaridad (0,46). Este resultado se refuerza en la columna 4, donde las habilidades cognitivas se miden como el promedio de solo tres áreas evaluadas (matemáticas, ciencias naturales y lenguaje) tal como se evalúa en las pruebas PISA.

Así, parece evidente que —aunque ambas medidas tienen signo positivo y son estadísticamente muy significativas— la calidad de la educación es más importante que la cantidad de educación. Estos resultados son similares a los obtenidos por Altinok y Aydemir (2017) y Breton (2015) en sus estudios entre países. Por otra parte, en las columnas 1 a la 4, nuevamente no hay evidencia de convergencia condicional entre los departamentos entre el año 2000 y 2019 —tal como ocurrió con los resultados de Tabla 1— mostrando más bien un proceso de divergencia entre el PIB per cápita de los Departamentos en estos veinte años.

Ante estos últimos resultados, en las columnas 5 y 6 se excluye el PIB per cápita del año 2000 (variable empleada para contrastar convergencia condicional) y se estiman las regresiones mediante el estimador *within* (efectos fijos), pues ya no se hace necesario utilizar el estimador Hausman-Taylor. Los resultados son similares a los de las columnas 3 y 4 aunque la diferencia entre el efecto de las habilidades cognitivas y el de los años de escolaridad

se hace mayor, es decir, el coeficiente de los puntajes en las pruebas aumenta ligeramente y el del logro escolar disminuye. En términos generales, la calidad del modelo es buena pues las variables independientes explican en gran medida la varianza de la tasa de crecimiento del PIB per cápita departamental anual ($R^2 = 0,91$).

Los resultados de las columnas 4 y 6 de la Tabla 2 permiten advertir que las habilidades y competencias que se adquieren en algunas áreas del conocimiento pueden influir en mayor grado en el crecimiento económico que las que se aprenden en otras áreas del saber. En este sentido, Jamison et al. (2007) y Hanushek y Woessmann (2012a), entre otros, encontraron evidencia de que mayores conocimientos y competencias en áreas como matemáticas y ciencias (naturales) influyen en mayor medida sobre el proceso de crecimiento económico, ya que permiten acelerar el progreso tecnológico de un país. En este caso concreto, el promedio del puntaje obtenido por los jóvenes colombianos en las pruebas de matemáticas, ciencias naturales y lenguaje jugaron un papel más determinante que el promedio del puntaje obtenido en todas las áreas evaluadas donde además se incluye ciencias sociales e idioma inglés. Este hecho llevó a modificar la especificación de las habilidades cognitivas y estimar el efecto de cada una de las cinco áreas por separado.

La columna 1 de la Tabla 3 muestra los resultados de la estimación del modelo de crecimiento con las habilidades cognitivas representadas por el puntaje promedio obtenido por todos los individuos en las pruebas Saber 11 en el área de matemáticas para cada uno de los 22 departamentos de la muestra y para cada uno de los 20 años del periodo estudiado. La columna 2 hace lo propio para el caso de ciencias naturales, y así sucesivamente hasta la columna 5, donde se estima el puntaje en la prueba de inglés. Inicialmente, se debe resaltar la relación robusta existente entre las variables explicativas y la tasa de crecimiento económico de los departamentos colombianos. Los coeficientes de las variables de control (inversión en capital físico, nivel de exportaciones y tasa de homicidios), así como sus errores estándar, presentan una muy leve variación a través de las cinco diferentes especificaciones. También, todos los coeficientes en cada una de las regresiones son estadísticamente significativos al 1 %, y los R^2 se encuentran entre 0,54 y 0,58. No obstante, se observan importantes diferencias entre los coeficientes de las cinco áreas evaluadas,

siendo matemáticas, lenguaje y ciencias naturales, en ese orden, los de mayor magnitud.

Tabla 3. *Habilidades cognitivas según áreas del conocimiento y su efecto económico departamental*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Inversión en capital físico	0,093*** (0,023)	0,127*** (0,023)	0,129 (0,024)	0,114*** (0,025)	0,081*** (0,024)
Matemáticas	0,696*** (0,074)				
Ciencias naturales		0,620 (0,079)			
Sociales			0,494*** (0,073)		
Lenguaje				0,646*** (0,100)	
Inglés					0,563 (0,060)
Exportaciones	0,030*** (0,005)	0,035*** (0,005)	0,036*** (0,005)	0,034*** (0,005)	0,031*** (0,005)
Tasa de homicidios	-0,079*** (0,020)	-0,093*** (0,021)	-0,100*** (0,021)	-0,102*** (0,021)	-0,085*** (0,020)
No. de Departamentos	22	22	22	22	22
R ² (within)	0,581	0,558	0,543	0,539	0,580

Notas: Variable dependiente: logaritmo natural del PIB per cápita constante departamental. Entre paréntesis se presentan los errores estándar. Todas las regresiones incluyen una constante. *Significatividad estadística al 10 %. **Significatividad estadística al 5 %. ***Significatividad estadística al 1 %.

Fuente: elaboración propia.

Tal como se apuntaba más arriba acerca de los hallazgos de Jamison et al. (2007) y Hanushek y Woessmann (2012a), en los departamentos colombianos también parece haber una mayor influencia de los conocimientos y

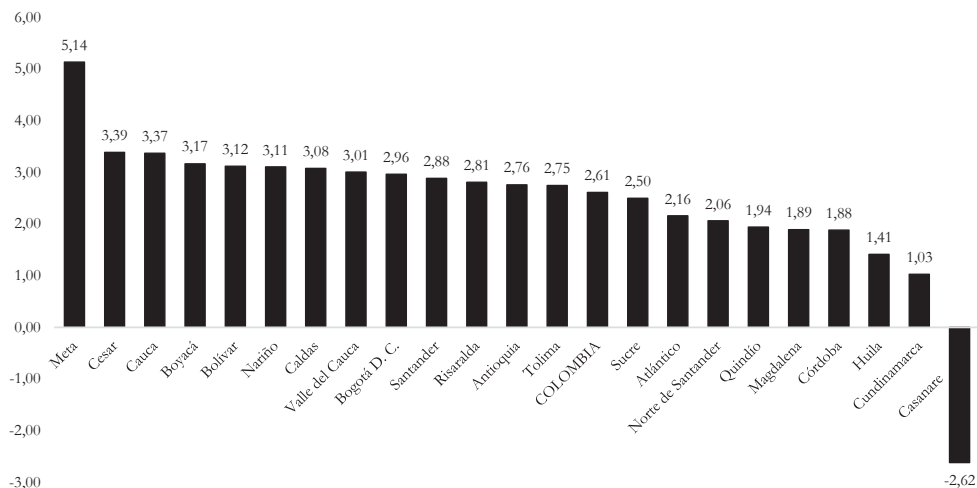
competencias adquiridos en matemáticas, lenguaje y ciencias naturales sobre el crecimiento económico de las últimas dos décadas. No obstante, se puede ir un poco más allá en el entendimiento de la anterior relación entre algunas de las áreas del conocimiento evaluadas y las más altas tasas de crecimiento departamental en Colombia.

B. Diferentes sub-muestras de departamentos

Sería interesante averiguar qué sucede al incluir en una regresión solo los departamentos colombianos con las tasas de crecimiento del PIB per cápita más altas en el periodo estudiado y evaluar el mismo modelo de crecimiento. Esto se hizo y se tuvo en cuenta a los departamentos que tuvieron una tasa de crecimiento promedio entre 2000 y 2019 superior a 3 %, esto es: Meta, Cesar, Cauca, Boyacá, Bolívar, Nariño, Caldas y Valle (ver Figura 1). Los resultados se muestran en la Tabla 4. En las columnas 1 a 5 se estima por separado los puntajes de cada una de las cinco áreas, mientras que en la columna 6 se muestran los resultados para el promedio de todas las áreas evaluadas, y en la columna 7 los resultados para el promedio de tres áreas: matemáticas, ciencias naturales y lenguaje.

No sorprende que las áreas que se muestran más relacionadas con el crecimiento económico en los departamentos con las más altas tasas de aumento del PIB per cápita sean nuevamente las mismas tres, solo que esta vez es el puntaje en lenguaje el que ostenta el mayor coeficiente, seguido por matemáticas y ciencias naturales. También, se observa que los parámetros de cada una de las cinco áreas, así como del promedio total y del promedio de las tres son mayores en esta sub-muestra (entre un 10 % y un 20 %) que con la muestra completa de 22 departamentos. De manera interesante, las exportaciones influyen mucho más (casi 4 veces) en el crecimiento de estos ocho departamentos que en la muestra de los 22. Algo similar ocurrió con la inversión en capital físico, aunque el aumento en este caso fue menor. Por el contrario, la tasa de homicidios redujo su influencia en el crecimiento respecto a la muestra más grande de entes territoriales mostrado en la Tabla 3, a la vez que la significatividad estadística baja del 1 % al 5 % en los casos del puntaje en matemáticas, ciencias naturales y lenguaje. Finalmente, debe resaltarse que

Figura 1. Tasa de crecimiento del PIB per cápita constante*



*Porcentaje promedio, 2000-2019

Fuente: elaboración propia a partir de DANE (s.f.c).

de forma global las variables independientes explican en mayor medida la varianza de la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita de estos ocho departamentos, (R^2 entre 0,85 y 0,87), que en el caso de los 22, (R^2 entre 0,54 y 0,58).

Estos resultados invitan a inquirir lo que pudo haber pasado en otro contexto, por ejemplo, en el caso de las mayores economías departamentales de Colombia⁷. Es decir, si el efecto de las habilidades cognitivas sobre el crecimiento económico en los departamentos con mayor nivel de PIB real es similar al observado en aquellos con las mayores tasas de crecimiento. Cabe resaltar que en estos dos conjuntos de entes territoriales solo es común el departamento del Valle. Los resultados de las nuevas estimaciones se presentan a continuación.

⁷ Las mayores economías departamentales se refiere a los departamentos colombianos con los mayores niveles promedio de PIB real: Bogotá D.C., Antioquia, Valle, Santander, Cundinamarca y Atlántico.

Tabla 4. *Departamentos con las mayores tasas de crecimiento: efecto de las habilidades cognitivas*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)a	(7)b
Inversión en capital físico	0,123*** (0,028)	0,166*** (0,027)	0,166*** (0,028)	0,145*** (0,029)	0,117*** (0,028)	0,136*** (0,028)	0,138*** (0,028)
Matemáticas	0,754*** (0,093)						
Ciencias naturales		0,707*** (0,097)					
Sociales			0,605*** (0,093)				
Lenguaje				0,775*** (0,129)			
Inglés					0,647*** (0,082)		
Habilidades cognitivas						0,772*** (0,101)	0,831*** (0,108)
Exportaciones	0,117*** (0,007)	0,125*** (0,007)	0,127*** (0,007)	0,123*** (0,007)	0,118*** (0,007)	0,122*** (0,007)	0,121*** (0,007)
Tasa de homicidios	-0,049** (0,023)	-0,054** (0,024)	-0,055*** (0,025)	-0,063** (0,025)	-0,045*** (0,024)	-0,049*** (0,024)	-0,051*** (0,024)
No. de Departamentos	8	8	8	8	8	8	8
R ² (within)	0,872	0,864	0,856	0,852	0,871	0,868	0,868

Notas: Variable dependiente: logaritmo natural del PIB per cápita constante departamental de los ocho Departamentos con tasas de crecimiento superiores a 3 %. Entre paréntesis se presentan los errores estándar. Todas las regresiones incluyen una constante. *Significatividad estadística al 10 %. **Significatividad estadística al 5 %. ***Significatividad estadística al 1 %. a: El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de todas las áreas que se evalúan por el ICFES: matemáticas, ciencias naturales, sociales, lenguaje e inglés. b: El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de las tres áreas que se evalúan en las pruebas PISA: matemáticas, ciencias naturales y lenguaje.

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 5 tiene la misma estructura y distribución de columnas que la Tabla 4, mientras que los resultados son diferentes entre ambas. Como primera medida, los coeficientes de las siete diferentes especificaciones de habilidades cognitivas son entre 30% y 35% menores que en el caso de los departamentos con las tasas más altas de crecimiento de la Tabla 4. Otros aspectos a destacar tienen que ver, primero, con la influencia de la tasa de homicidios sobre el crecimiento, pues en este caso su efecto negativo aumenta al doble de lo encontrado en el caso los departamentos con mayores tasas de crecimiento, indicando una mayor sensibilidad del crecimiento económico en las 6 economías departamentales más grandes de Colombia ante variables de violencia, orden y seguridad; y segundo, el papel de las exportaciones.

En todas las especificaciones se nota un descenso de alrededor del 40% en su efecto positivo sobre el crecimiento de las economías más importantes del país respecto a los resultados de la Tabla 4, lo cual podría indicar que las más altas tasas de crecimiento del PIB per cápita de los departamentos colombianos en las primeras dos décadas del siglo XXI fueron guiadas principalmente por las habilidades cognitivas de sus trabajadores y por los mayores niveles de sus ventas al exterior. El efecto positivo de la inversión en capital físico no mostró variaciones importantes entre las dos sub-muestras.

En lo que respecta a los resultados sobre los efectos de las habilidades cognitivas separando las cinco áreas evaluadas en las pruebas Saber 11—columnas 1 a 5— cambia el orden de importancia respecto a lo observado antes en las Tablas 3 y 4. Aparece esta vez en primer lugar el resultado en la prueba de lenguaje seguido por los de ciencias naturales, matemáticas, inglés y sociales. De nuevo, las tres áreas que han venido siendo las de mayor efecto sobre el crecimiento vuelven a demostrarlo esta vez. Además, el área de ciencias sociales es la que exhibe el menor coeficiente, tal como en las Tablas 3 y 4. Finalmente, y no menos importante, todos los coeficientes en las diferentes especificaciones son estadísticamente significativos al 1%. De esta forma, se sigue observando coherencia a través de las diferentes muestras espaciales en cuanto a la importancia de las habilidades y competencias en matemáticas, ciencias naturales y lenguaje para influir en el crecimiento del PIB per cápita departamental en Colombia, en línea con los resultados de trabajos a nivel internacional utilizando muestras de países desarrollados y países en desarrollo.

Tabla 5. *Mayores economías departamentales: efecto de las habilidades cognitivas sobre el crecimiento económico*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)a	(7)b
Inversión en capital físico	0,130*** (0,024)	0,147*** (0,023)	0,148*** (0,024)	0,139*** (0,025)	0,121*** (0,023)	0,134*** (0,024)	0,136*** (0,024)
Matemáticas	0,474*** (0,071)						
Ciencias naturales		0,502*** (0,070)					
Sociales			0,423*** (0,068)				
Lenguaje				0,524*** (0,097)			
Inglés					0,424*** (0,055)		
Habilidades cognitivas						0,511*** (0,072)	0,552*** (0,080)
Exportaciones	0,063*** (0,010)	0,077*** (0,009)	0,079*** (0,010)	0,078*** (0,010)	0,066*** (0,009)	0,072*** (0,009)	0,072*** (0,010)
Tasa de homicidios	-0,106*** (0,027)	-0,109*** (0,026)	-0,117*** (0,026)	-0,120*** (0,028)	-0,098*** (0,025)	-0,103*** (0,026)	-0,104** (0,026)
No. de Departamentos	6	6	6	6	6	6	6
R ² (within)	0,860	0,866	0,855	0,845	0,872	0,865	0,862

Notas: Variable dependiente: logaritmo natural del PIB per cápita constante departamental de los seis Departamentos con el nivel promedio de PIB per cápita superior al nivel promedio nacional. Todas las regresiones incluyen una constante. *Significatividad estadística al 10 %. **Significatividad estadística al 5 %. ***Significatividad estadística al 1 %. a: El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de todas las áreas que se evalúan por el ICFES: matemáticas, ciencias naturales, sociales, lenguaje e inglés. b: El puntaje de la prueba Saber 11 es el promedio de las tres áreas que se evalúan en las pruebas PISA: matemáticas, ciencias naturales y lenguaje.

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

En las últimas tres décadas se ha publicado una amplia cantidad de estudios empíricos indagando acerca de la relación entre el capital humano

y la tasa de crecimiento económico entre países empleando como *proxy*, primero, información sobre la tasa de matriculación, luego, datos sobre los años de escolaridad alcanzados por la población en edad de trabajar, y más recientemente, utilizando las habilidades cognitivas de la población trabajadora. Fue precisamente, a partir del estudio pionero de Hanushek y Kimko (2000), que se conoció empíricamente la gran importancia que tienen las habilidades cognitivas —resultados en pruebas estandarizadas de conocimientos y habilidades— de la futura fuerza laboral sobre las tasas de crecimiento económico.

Este artículo prueba, en el contexto de los departamentos colombianos, el efecto estimado de las habilidades cognitivas sobre el crecimiento económico que se ha hecho en trabajos a nivel internacional empleando muestras amplias de países. Además, contrasta la heterogeneidad de dichos efectos en razón de: a) las diferentes áreas del conocimiento evaluadas en las pruebas Saber 11 que se incluyan en las regresiones, y b) diferentes agrupaciones de departamentos basadas en tasas de crecimiento del PIB por habitante y tamaño de sus economías. Esto se hizo posible con la construcción de una amplia base de datos para 22 departamentos durante el periodo 2000-2019 con información proveniente de fuentes oficiales nacionales de variables tales como, PIB real per cápita, inversión en capital físico como porcentaje del PIB, años de escolaridad de población con 15 años y más (para 13 entes territoriales), habilidades cognitivas (puntajes en pruebas Saber 11, promedio total y desagregados por área del conocimiento), valor de las exportaciones y tasa de homicidios por cada 100 000 habitantes.

El análisis produjo cinco resultados principales: a) el capital humano medido por las habilidades cognitivas tiene un gran efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de crecimiento económico de los 22 departamentos colombianos en el periodo 2000-2019; b) el capital humano medido por los años de escolaridad también muestra un efecto positivo y estadísticamente significativo en el ritmo de expansión del PIB per cápita, aunque de menor magnitud que el observado en las habilidades cognitivas; c) algunos tipos de habilidades cognitivas (matemáticas, lenguaje y ciencias naturales) presentan mayores efectos positivos sobre el crecimiento que otras, como es el caso de ciencias sociales; d) los efectos positivos de

las distintas clases de habilidades cognitivas sobre el crecimiento económico —en general— son mayores en los departamentos con las tasas de crecimiento más altas que en aquellos económicamente más grandes; e) se presenta un efecto positivo y significativo, en general, de la tasa de inversión en capital físico sobre el crecimiento económico. Así mismo, el nivel de exportaciones influye de forma positiva y la tasa de homicidios de forma negativa (ambos estadísticamente significativos al 1 %) sobre la tasa de crecimiento del PIB per cápita de los departamentos.

Estos hallazgos tienen varias implicaciones de política. En primer lugar, la promoción de políticas educativas que se centren en aumentar la calidad de la educación tendrá mayores efectos sobre el crecimiento económico que aquellas que sólo busquen lograr más años de educación en la población. Según Pritchett (2001), si la calidad de la educación es muy baja no producirá las habilidades necesarias en la fuerza laboral que impulsen un mayor crecimiento económico. Por tanto, si se persiguen los dos objetivos conjuntamente, los efectos positivos serán mucho mayores. De igual manera, las políticas educativas deben enfocarse en la formación de profesores con altas cualificaciones técnicas y didácticas en áreas como matemáticas, lenguaje y ciencias naturales, pues esto ayudaría a ofrecer a los estudiantes altos estándares de calidad en las tres áreas que más influyen en el crecimiento económico. En tercer lugar, las economías departamentales más pequeñas y aquellas otras con bajas tasas de crecimiento del PIB per cápita pueden conseguir mayores ritmos de crecimiento económico si mejoran la calidad de su sistema educativo, principalmente en la formación de conocimientos, habilidades y competencias en áreas como matemáticas, lenguaje y ciencias naturales en sus estudiantes.

Agradecimientos

Los autores agradecen a la Universidad de Pamplona por la financiación del proyecto de investigación a través de la Convocatoria Interna del Banco de Proyectos 2019.

Referencias

- Aghion, P., & Howitt, P. (1998). *Endogenous growth theory*. MIT Press.
- Altinok, N., & Aydemir, A. (2017). Does One Size Fit All? The Impact of Cognitive Skills on Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, 53, 176-190. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.06.007>
- Azariadis, D. & Drazen, A. (1990). Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 501-526. <https://doi.org/10.2307/2937797>
- 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>
- Becker, G. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economics*, 70(5, Part 2), 9-49. <https://doi.org/10.1086/258724>
- Berhman, J., Foster, A. Rosenzweig, M., & Vashishtha, P. (1999). Women's Schooling, Home Teaching, and Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 107(4), 682-714. <https://doi.org/10.1086/250075>
- Benhabib, J., & Spiegel, M. (2005). Human Capital and Technology Diffusion. En P. Aghion & S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth* (pp. 935-966). North Holland. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01013-0](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01013-0)
- Breton, T. M. (2011). The Quality vs. the Quantity of Schooling: What Drives Economic Growth? *Economics of Education Review*, 30(4), 765-773. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.01.005>
- Breton, T. M. (2015). Higher Test Scores or More Schooling? Another Look at the Causes of Economic Growth. *Journal of Human Capital*, 9(2), 239-263. <https://doi.org/10.1086/681911>
- Cohen, D., & Soto, M. (2007). Growth and Human Capital: Good Data, Good Results. *Journal of Economic Growth*, 12, 51-76. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9011-5>

- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.). Encuesta Anual Manufacturera 2000-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/industria/encuesta-anual-manufacturera-enam/eam-historicos>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.a.). Encuesta Continua de Hogares 2000-2006. Consultado el 10 de mayo de 2021. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/7/?per_page=
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.b.). Gran Encuesta Integrada de Hogares 2007-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/MICRODATOS/about_collection/23/?per_page=
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.c.). Proyecciones y retroproyecciones de población departamental para el periodo 1985-2017 y 2018-2050 con base en el CNPV 2018. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/proyecciones-de-poblacion>. Fecha de consulta: 10/05/2021
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.d.). Series retropoladas de PIB por departamentos, 1980-2019, año base 2015. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-departamentales>
- Departamento Nacional de Planeación (DNP). (s.f.). Inversión pública municipal 2000-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://terridata.dnp.gov.co/index-app.html#/descargas>
- Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales (DIAN). (s.f.). Exportaciones totales por departamento de origen 2000-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. http://websiex.dian.gov.co/pls/siex/exp_depto\protect\TU\textdollar.startup

- Easterlin, R. (1981). Why Isn't the Whole World Developed. *The Journal of Economic History*, 41(1), 1-19. <https://doi.org/10.1017/S0022050700042674>
- Hanushek, E. A., & Kimko, D. (2000). Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations. *American Economic Review*, 90(5), 1184-1208. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1184>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*(3), 607-668. <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2012a). Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation. *Journal of Economic Growth*, 17(4), 267-321. <https://doi.org/10.1007/s10887-012-9081-x>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2012b). Schooling, Educational Achievement, and the Latin American Growth Puzzle. *Journal of Development Economics*, 99(2), 497-512. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.06.004>
- Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (s.f.). Base de datos pruebas Saber 11 2000-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://www.icfes.gov.co/web/guest/data-icfes>
- Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses (s.f.). Base de datos Forensis-Grupo Centro de Referencia Nacional sobre Violencia 2000-2019. Consultado el 10 de mayo de 2021. <https://www.medicinalegal.gov.co/cifras-estadisticas/forensis>
- Jamison, E. A., Jamison, D. T., & Hanushek, E. A. (2007). The Effects of Education Quality on Income Growth and Mortality Decline. *Economics of Education Review*, 26(6), 771-788. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.07.001>
- Krueger, A. B., & Lindahl, M. (2001). Education for Growth: Why and for Whom? *Journal of Economic Literature*, 39(4), 1101-1136. <https://doi.org/10.1257/jel.39.4.1101>

- Laing, D. Palivos, T., & Wang, P. (1995). Learning, Matching and Growth. *The Review of Economic Studies*, 62 (1), 115-129. <https://doi.org/10.2307/2297844>
- Levine, R., & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, 82(4), 942-963. <http://www.jstor.org/stable/2117352>
- 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)
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Nelson, R., & Phelps, E. (1966). Investment in Humans, Technology Diffusion and Economic Growth. *The American Economic Review*, 56(2), 69-75. <http://www.jstor.org/stable/1821269>
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391. <https://doi.org/10.1093/wber/15.3.367>
- Rojas, M. L., Monterubbianesi, P. D., & Dabús, C. D. (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. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 99(5, part 2), S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Schultz, T. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>

• 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/ Editorial

Latifundio, de Yonknapatawpha a Macondo
Large estate, from Yonknapatawpha to Macondo
Guillermo Maya Muñoz

Artículos/ Articles

Goodbye Capital Controls, Hello IMF Loans, Welcome Back Financial Repression. Notes on Argentina's 2018/2019 Currency Crash
Adiós a los controles de capital, hola préstamos del FMI, bienvenida de vuelta a la represión financiera. Notas sobre el quiebre de la moneda Argentina 2018/2019
Emiliano Libman - Leonardo Stanley
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.92592>

Argentina's external insertion during both Convertibility and Post-convertibility: agro-export specialization and financial dependence
La inserción externa de la Argentina de la convertibilidad y posconvertibilidad: especialización agroexportadora y dependencia financiera
Miguel Montañá Revuelto - Marisa Bordón-Ojeda
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.94853>

Desregulación, endeudamiento y fragilidad financiera externa: un enfoque minskiano para la crisis argentina 2018-2019
Deregulation, foreign debt and balance of Payments Financial Fragility: A Minskian Approach to Understanding the Crisis in Argentina During 2018-2019
Nicolas Hernan Zeolla - Florencia Medici
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.100376>

Discusiones en torno al capitalismo argentino: debate económico y aporte de Karl Polanyi para nuestros días
Discussions around Argentine Capitalism: Economic Debate and Contribution of Karl Polanyi for Our Days
Ignacio Andrés Rossi
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.98009>

El impacto de la financiación pública-privada en el desarrollo: las experiencias de YPF y Tecpetrol en Vaca Muerta (2014-2020)*
Gustavo García Zanotti
The Impact of Public-Private Financing on Development: The Experiences of YPF and Tecpetrol in Vaca Muerta (2014-2020)
Gustavo García Zanotti
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.93276>

Origen y consolidación de la dolarización del mercado inmobiliario en Argentina
Origin and Consolidation of the Dollarization of Argentina's Real Estate Market
Alejandro Gaggero - Pablo Nemiña
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.92443>

Medición del desarrollo económico local de dos municipios de Antioquia: categorías capacidad institucional y capital humano
Measurement of the Local Economic Development of Two Municipalities of Antioquia: Institutional Capacity and Human Capital Categories
Julián Mauricio Vélez Tamayo - Jubelly Marcela Ortiz Muñoz
Brayan Steban Pineda Areiza - Jaqueline Acevedo Giraldo
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.100659>

Reseña/ Review

El papel de los conocimientos locales en el paradigma sustentable. Número especial 92, Revista Nueva Antropología: Revista de Ciencias Sociales. Asociación Nueva Antropología A.C. México
El papel de los conocimientos locales en el paradigma sustentable. Número especial 92, Revista Nueva Antropología: Revista de Ciencias Sociales. Asociación Nueva Antropología A.C. México
Laura Elena Martínez Salvador
<https://doi.org/10.15446/ede.v32n60.102624>

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

Carolina Curvale y Gustavo Pérez-Arrobo

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Carolina Curvale y Gustavo Pérez-Arrobo

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

Resumen: *Este artículo analiza la ocurrencia de múltiples golpes de estado en los países de América Latina alrededor del año 1930. Entre 1924 y 1935 hubo diecisiete golpes, los cuales comenzaron con Chile y Honduras, y fueron seguidos por otros países que experimentaron los primeros golpes militares en su historia. Debido a que la expansión económica de América Latina en esa época dependía principalmente de las exportaciones y, por lo tanto, era vulnerable a las crisis externas, la crisis económica mundial de la década de 1930 es sospechosa de haber tenido un impacto negativo en el desempeño económico de la región. Lo anterior pudo haber provocado que los malos resultados económicos hayan socavado la resistencia de las instituciones políticas. Pero también hubo procesos paralelos de incorporación política de trabajadores y campesinos en la región. Para probar estas hipótesis, se utilizaron modelos de regresión logísticos. Se encontró que variables económicas con rezagos y las variables de incorporación política explicarían la inestabilidad política que se suscitó en ese periodo de tiempo, mientras que las de movilización social lo harían en menor medida.*

Palabras clave: *crisis económica, inestabilidad política, Gran Depresión, América Latina, años treinta.*

Clasificación JEL: H2, N16, N2, N26, P26.

Economic Crises and Political [in]stability: Latin American Polities in the Face of the 1930 Great Depression

Abstract: *This article analyzes the occurrence of multiple coups d'état in Latin American countries around 1930. Between 1924 and 1935 there were seventeen coups which began with Chile and Honduras and were followed by others that experienced the first military coups in their history. Because Latin America's economic expansion at that time was primarily dependent on exports and was therefore vulnerable to external shocks, the global economic crisis of the 1930s is suspected of having had a negative impact on the economic performance of the region. This may have caused poor economic performance to undermine the resistance of political institutions. But there were also parallel processes of political incorporation of workers and peasants in the region. To assess these hypotheses, we use logistic regression models. We found that economic variables with lags and the incorporation variables would contribute to account for the political instability that arose in that period, while the mobilization variables would do so to a lesser extent.*

Keywords: *economic crisis, political instability, Great Depression, Latin America, 1930s.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346665>



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/>

Crise économique et [in]stabilité politique: la politique latino-américaine face à la Grande Dépression des années 30

Résumé: *Cet article analyse les coups d'État dans les pays d'Amérique latine autour des années 1930. Entre 1924 et 1935, il y a eu dans cette région dix-sept coups d'État, lesquels ont commencé au Chili et au Honduras. D'autres pays ont connu ensuite leurs premiers coups d'État militaires dans leur histoire. Étant donné que la croissance économique de l'Amérique latine dépendait à l'époque, principalement, des exportations - donc vulnérable aux chocs extérieurs-, la crise économique mondiale des années 1930 est soupçonnée d'avoir eu un impact négatif sur la performance économique de la région. Cela pourrait signifier que les mauvaises performances économiques ont miné la crédibilité des institutions politiques. Mais il y avait également dans la région des processus parallèles d'incorporation politique des ouvriers et des paysans. Afin de tester ces hypothèses, nous utilisons des modèles de régression logistique. Nous montrons que les variables économiques décalées et les variables d'incorporation politique expliqueraient l'instabilité politique qui a eu lieu au cours de cette période, tandis que les variables de mobilisation sociale le feraient dans une moindre mesure.*

Mots clés: *crise économique, instabilité politique, Grande Dépression, Amérique latine, années 30.*

Cómo citar / How to cite this item:

Curvale, C., & Pérez-Arrobo, G. (2022). Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930. *Lecturas de Economía*, 97, 181-216. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346665>

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

Carolina Curvale ^a y Gustavo Pérez-Arrobo ^b

–Introducción. –I. Revisión de literatura, teoría e hipótesis. –II. Estrategia empírica.
–III. Discusión de resultados. –Conclusiones. –Referencias.

Primera versión recibida el 29 de junio de 2021; versión final aceptada el 27 de febrero de 2022

Introducción

Para las primeras décadas del siglo XX —y considerando el impacto que tuvo la Gran Depresión de 1930—, factores tanto políticos como económicos intervinieron en la vida de América Latina provocando diferentes resultados en cada país. El cambio del centro financiero mundial y comercial hacia finales de la década de 1910, de Londres a Nueva York, permitió que la región entrara más rápido en la dinámica de intercambio. La entrada al mercado mundial de América Latina estuvo facilitada por la casi universal adopción de políticas de libre mercado y una creciente demanda por *commodities* (Halperín-Donghi, 2002). Sin embargo, con la caída del comercio mundial hacia finales de la década de 1920, la región sufrió estragos en las esferas política y social. Múltiples acontecimientos fuera de los límites de los sistemas políticos (Ake, 1974; 1975) permitieron que golpes de estado se sucedieran en todos los países de la región, con resultados económicos similares en la mayoría de estos.

En este contexto el presente artículo procura evaluar empíricamente el poder explicativo de las condiciones macroeconómicas resultantes de la crisis mundial de 1930 *versus* factores de política nacional asociados con la

^a *Carolina Curvale*: profesora investigadora de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales—FLACSO, Departamento de Estudios Políticos, Quito, Ecuador. Dirección electrónica: ccurvale@flacso.edu.ec <https://orcid.org/0000-0002-3493-9855>

^b *Gustavo Pérez-Arrobo*: investigador asociado de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales—FLACSO, Departamento de Estudios Políticos, Quito, Ecuador. Dirección electrónica: gperezfl@flacso.edu.ec <https://orcid.org/0000-0003-0162-1821>

incorporación política de amplios sectores de la sociedad —como fenómeno particular en este periodo en la región—, sobre la inestabilidad política. El término “inestabilidad política” ha generado un debate prolífico dentro de la literatura de la ciencia política a partir de 1960. Desde una perspectiva parsoniana de la sociedad predominante en aquel entonces, los cambios fueron desafiantes dado que amenazaban la preservación del equilibrio social. Para establecer dos ejemplos representativos nos encontramos con que —primero— el concepto de inestabilidad se aplica a una relación en donde hay la posibilidad de cambio dentro del sistema político (Ake, 1975) y —segundo— con la afirmación que “una unidad política que funcione de forma estable es una en la que hay un limitado conjunto de patrones de comportamiento normal, que se producen de forma recurrente y predecible en un conjunto dado de circunstancias” (Needler, 1968, p. 12, traducción propia).¹

Las posibles variables explicativas resultan de los correlatos macroeconómicos de la crisis mundial de 1930 y las cambiantes condiciones políticas nacionales, entendidas como la movilización de trabajadores y campesinos en Latinoamérica. Indicando el inicio de la década de 1920 como una época de oportunidades comerciales para la región, una gran cantidad de flujo de dinero ingresó a los países. El intercambio se dio con productos primarios de exportación. Sin embargo, los préstamos adquiridos eran mucho mayores que las exportaciones productivas, provocando en el largo plazo un déficit comercial que los países no pudieron controlar. Además del ámbito económico, la incorporación de nuevos actores —trabajadores y campesinos— en la vida política propuso nuevos desafíos para los países de la región. La movilización para la primera parte del siglo XX supuso retos en especial para los grupos oligárquicos y principalmente en la estabilidad del régimen, normalmente democrático, lo que plantea diferentes argumentos al momento de estudiar este periodo.

Algunas preguntas clave siguen sin respuesta: ¿En qué medida fue la depresión mundial responsable de la inestabilidad política en los países latinoamericanos, en comparación con los acontecimientos políticos

¹ En este artículo, medimos de diferentes maneras a la inestabilidad política, incluyendo cambio de régimen, golpes de estado, cambios constitucionales y si el ejecutivo logra terminar su período en el cargo.

nacionales concurrentes?, ¿Cuáles fueron las características compartidas por los países que experimentaron golpes de estado y otros eventos políticamente desestabilizadores?, ¿Qué arreglos institucionales pudieron repeler la mayor crisis económica que el mundo ha visto? A partir de un conjunto de datos originales de dieciocho países de América Latina, este artículo intenta abordar estas preguntas de manera sistemática.

Este manuscrito está organizado de la siguiente manera. En la próxima sección se revisa la teoría sobre las crisis económicas y sus correlatos políticos, contextualizándola a la región latinoamericana de los años 1930. Además, se discute el potencial poder desestabilizador de los procesos de incorporación política de trabajadores y campesinos, y termina con el planteamiento de las hipótesis. El siguiente apartado describe el tipo de base de datos a utilizar y los modelos a estimar. La siguiente sección muestra los resultados de la investigación. Finalmente, se esbozan las conclusiones.

I. Revisión de literatura, teoría e hipótesis

Existe una variedad de tipos de crisis económicas, pero todas comparten la característica de ser períodos de severo desequilibrio. Algunas de las definiciones más generales (Keeler, 1993) proponen que una crisis económica es “una situación de insatisfacción pública a gran escala o inclusive miedo que emana de una amplitud de problemas económicos” (p. 440). Según Przeworski et al. (2000), una crisis está definida por la existencia de un pobre desempeño económico anual. Los diferentes tipos de crisis económica pueden ser independientes uno del otro.

Wibbels y Roberts (2010) identifican cinco tipos de crisis económica. Las crisis pueden provocarse entre sí y desencadenar ciclos con correlatos políticos, también de forma endógena. Por ejemplo, según O'Donnell (1978) la inestabilidad política argentina del período 1956-1976 se debió al tipo de incentivos para los actores político-económicos que emergían de los ciclos económicos —crisis de balanza de pagos, devaluación, programas de estabilización, recesión—. Dichos incentivos generaron alianzas cambiantes y de corto plazo entre a) la gran burguesía urbana, b) la burguesía pampeana y c) la burguesía urbana local, los sindicatos y el sector urbano.

Por su parte, las crisis financieras son perturbaciones que se asocian con las caídas de precios de los activos y el no pago de deuda adquirida, las que pueden propagarse dentro del mercado financiero alterando la capacidad de éste de asignar capital (Eichengreen & Portes, 1987; Thorp, 1998). La dureza de las crisis financieras ha sido relacionada con las contracciones económicas más fuertes (Mishkin, 1992). Los monetaristas, por ejemplo (Friedman & Schwartz, 1963), plantean que la intervención del Estado debe ser casi nula ante la existencia de estructuras exógenas relacionadas a la oferta de dinero. Otros autores señalan una mayor necesidad de intervención frente a la existencia de estructuras financieras endógenas o propensas a la crisis y la especulación de monedas extranjeras en mercados de divisas internacionales (Minsky, 1977; Krugman, 1979). Kindleberger (1978) indica que tanto los monetaristas como los keynesianos ignoran la inestabilidad del crédito y la fragilidad del sistema bancario; además, sostiene que se debe observar el impacto negativo en la producción y los precios de la parálisis del sistema de créditos.

Algunos estudios utilizan la teoría del principal-agente con el marco de la asimetría de la información para comprender la naturaleza de las crisis financieras en donde se analiza cómo empeoran los mercados financieros al no canalizar fondos de manera eficiente, desacelerando la actividad económica (Chang, 2007; Mishkin, 1992)². Según Mishkin (1992), cinco factores provocan las crisis financieras, entre tasas de interés y caídas del nivel de precios. Desde otra perspectiva, se ha investigado los efectos de las crisis financieras en el ambiente internacional. De manera general, el supuesto de que la crisis financiera se relaciona directamente con el mercado financiero sugiere que ésta se pueda propagar a toda la economía, tomando la noción de la generalización y propagación de las crisis financieras (Eichengreen & Portes, 1987; Minsky, 1977; Krugman, 1979). Además, las crisis financieras se pueden transmitir a través de vínculos comerciales (Ma & Cheng, 2005).

² Son crisis mayores que las de los pánicos bancarios. Las crisis financieras no permiten que los agentes económicos con las mejores oportunidades de inversión inviertan el capital para la producción.

A. Las crisis económicas y sus correlatos políticos

Existen diferencias entre las crisis y las tendencias económicas cíclicas. Una grave crisis económica tiene repercusiones sobre las expectativas de los actores y, por ende, sobre la producción y el capital (Krugman, 1991). Pero ¿qué implicaciones tiene para los sistemas políticos? A pesar de los problemas que se derivan hacia la economía, dentro del ámbito político, este tipo de eventos pueden permitir márgenes de maniobra a los gobernantes. Si el problema económico se atribuye a shocks internacionales, los mandatarios pueden evadir el precio político y tener mayor margen de manejo sobre la toma de decisiones (Remmer, 1991; Zimmermann & Saalfeld, 1988). Las crisis provocan cambios que, para los científicos políticos, se encuentran relacionados con un profundo desenlace institucional (Corrales, 1997).

Las crisis financieras y las crisis políticas tienen efectos de manera circular. En la presencia de distorsiones políticas o acontecimientos fuera del sistema político, grandes cantidades de deudas quedan sin pagarse, lo que a su vez desemboca en una crisis política costosa. De manera inversa, bajo el supuesto de que los mercados financieros son prospectivos, el costo y la magnitud de la deuda dependen de las expectativas de la estabilidad política (Chang, 2007; Ma & Cheng, 2005). De esta manera, las expectativas de los prestamistas pueden conducir no solo a una crisis financiera sino también a un colapso del gobierno. Si los prestamistas creen que la estabilidad del gobierno de turno es dudosa y operan bajo incertidumbre, fijan tasas de interés altas, aumentando así las distorsiones políticas y conduciendo al incumplimiento del pago de deudas. Si los prestamistas son optimistas, es más probable que ocurra lo contrario (Chang, 2007; Kindleberger, 1978; Krugman, 1991; Minsky, 1977; Mishkin, 1992).

De esa manera el término “inestabilidad política” suscita gran debate dentro del ambiente económico. El estudio de la inestabilidad política tiene relación con el surgimiento de la teoría de la modernización, a partir de los años 1950 y 1960 (Reyes, 2001; Tipps, 1973). El concepto de inestabilidad se aplica a una relación en donde hay la posibilidad de cambio dentro del sistema político, en donde si hay intercambios dentro de los límites de las expectativas de roles, los sistemas son estables; caso contrario, son inestables (Ake, 1974, 1975).

La visión de las teorías de la crisis marxista tomó fuerza durante la primera mitad del siglo XX acrecentándose por la experiencia de la Gran Depresión (Clarke 1994). En esta tradición, el término crisis alude a un conjunto de fallos en las relaciones económicas y políticas de la reproducción capitalista (Shaikh 1978). Desde esta perspectiva, las crisis que regularmente perturban la acumulación de capital son las manifestaciones superficiales de la contradicción fundamental que supone al modo capitalista de producción y constituyen un mecanismo traumático de regulación de la competencia a la luz del tamaño del mercado. La inevitable conexión propuesta entre resultados políticos y económicos alrededor de las crisis es relevante en la pregunta que ocupa.

Algunas investigaciones exponen relaciones negativas entre los golpes de estado, revoluciones y asesinatos políticos, y el ingreso o inversión (Alesina & Perotti, 1994; Barro, 1991; Londregan & Poole, 1990). Se encuentran relaciones negativas utilizando otro tipo de variables como la inflación (Edwards & Tabellini 1991; Ozler & Roubini, 1996), el señoreaje como reforma impositiva (Cukierman et al., 1992), la tasa de crecimiento del PIB per cápita (Aisen & Veiga, 2013; Alesina et al. 1996; Benhabib & Rustichini 1996) y las relacionan con la probabilidad de cambios de gobierno. Por último, la literatura relaciona el libre comercio con las protestas masivas, violencia política y fallas del estado (Bussmann et al., 2006) y el desarrollo financiero con condiciones estructurales que provocan inestabilidad política (Roe & Siegel, 2011).

Zimmermann y Saalfeld (1988) estudian la relación de la crisis económica de 1930 y sus repercusiones creando un modelo que explica la Gran Depresión en seis países de Europa, conectando con el colapso del gobierno. Por medio de la volatilidad electoral, la polarización electoral y de élites — además de la falta de un consenso democrático nacional— indican que la crisis afectó la caída de los gobiernos. En esta línea, surgen los estudios de Remmer (1991) y Corrales (1997) para América Latina. El primero analiza el efecto de la crisis económica en los resultados electorales entre 1982 y 1990, indicando que la literatura que explica los resultados de las elecciones no ha tenido en cuenta las crisis económicas que, al ver las causas del efecto, estas no se suelen tomar como explicación. El segundo explora cómo las crisis facilitan reformas económicas con dos estudios de caso: Venezuela y Argentina, desde 1989

hasta 1994. Las crisis suelen jugar un papel dentro de la política en general, y dentro de las reformas económicas en particular (Corrales, 1997).

B. La Gran Depresión de 1930

Habiendo establecido que las crisis económicas responden a diferentes lógicas y que pueden afectarse mutuamente, pasamos a relatar los procesos envueltos en la Gran Depresión de 1930.³ Según Samuelson (2012), la depresión es un colapso económico que produce alto desempleo donde no hay una solución clara, mientras que la recesión es un proceso más corto en donde la economía se recupera más rápido con correcciones del mercado y políticas de gobierno. Para esta discusión, vamos a partir desde los años de 1920. Según Eichengreen y Portes (1987) esta época da cuenta de tres factores que aumentaron la propensión del sistema financiero internacional a shocks desestabilizadores: mercado extranjero de divisas, préstamos internacionales y estructura y regulación bancaria.

Pese a que se intentó mantener las reservas de oro, los problemas aumentaban y los costos de la guerra eran solventados con la emisión de dinero y bonos, lo que presionó al mercado de divisas. El resultante aumento en las tasas de inflación hizo difícil la fijación de las monedas en relación con el oro (Bértola & Ocampo, 2013; Crafts & Fearon, 2010; Eichengreen & Portes, 1987). Para América Latina —posterior a la Primera Guerra Mundial— se notó un crecimiento liderado por exportaciones que provocó un boom. La región se incorporó al mundo por medio del comercio de bienes primarios⁴ y el ingreso de capital, y se hizo atractiva para inversionistas y prestamistas extranjeros (Bulmer-Thomas, 1994; Thorp 1998).⁵

De 1913 a 1929, el comercio entre Estados Unidos y América Latina creció rápidamente con más importaciones que exportaciones desde la región

³ Sin embargo, se ha estudiado más la coyuntura económica y política de las décadas posteriores que la de 1930 (Remmer, 1991; Corrales, 1997; Eichengreen, 2012), en donde pocos estudios indican su importancia (Zimmermann & Saalfeld, 1988).

⁴ Inversiones directas en petróleo, minería, agricultura y, en menor medida, servicios públicos (Bértola y Ocampo, 2013).

⁵ Ver Thorp (1998).

(Bulmer-Thomas, 1994; Thorp, 1998; Bértola & Ocampo, 2013).⁶ Una de las explicaciones de este fenómeno es el cambio del principal centro financiero internacional mundial, con el reemplazo de la Bolsa de Londres por la de Nueva York (Bértola & Ocampo, 2013; Bulmer-Thomas, 1994; Crafts & Fearon, 2010; Eichengreen & Portes, 1987). Para 1920, el control político y la efectividad de los gobiernos de América Latina se conectaba con el crecimiento de las exportaciones, en donde el comercio exterior otorgaba ingresos arancelarios e impulsó al crecimiento de empresarios comerciales y agrícolas (Dean, 1970). El *commodity lottery* (de Carlos Díaz-Alejandro, citado en Bértola & Ocampo, 2013) para América Latina representó una suerte sujeta a un producto por su capacidad exportadora, dotación y movimientos internacionales que —sin embargo— por las condiciones del mercado podían colapsar (Bulmer-Thomas, 1994; Thorp, 1998).⁷ No obstante, para los años 1920 y 1921 se propagó una severa deflación considerada como la crisis de la postguerra (Cortés-Conde, 2003; Crafts & Fearon, 2010; Kindleberger, 1986; Samuelson, 2012).

Los nuevos préstamos servían para financiar la inversión, el trabajo y una posible reactivación económica, lo que permitía que los países que recibían esos dólares importaran bienes pero que también pagaran los servicios de sus deudas (Crafts & Fearon, 2010; Eichengreen & Portes, 1987; Peicutti, 2014; Thorp, 1998).⁸ Entrar al mercado internacional con el boom de exportación supuso un rápido endeudamiento⁹ de América Latina por la buena perspectiva económica de la región. Además, el periodo de 1925-1929 fue uno de los de mayor aceleración del crecimiento exportador para la región (Bértola & Ocampo, 2013) y de 1914 a 1945, América Latina creció más rápido que el promedio mundial (Thorp, 1998). Sin embargo, las señales distorsionadas

⁶ En cuanto a los préstamos ver Eichengreen y Portes (1987).

⁷ “En las economías de exportación altamente susceptibles a las influencias extranjeras, las crisis internacionales han presentado oportunidades inusuales y obstáculos para el cambio político” (Drake, 1994, p.109).

⁸ Una de las condiciones de los préstamos era la creación de bancos centrales independientes

⁹ La expansión del sector exportador requería inversión en capital físico y en mano de obra que fue financiada a través de los incipientes mercados de capital nacionales y —fundamentalmente— por deuda externa pública e inversión extranjera directa. Ver Bulmer-Thomas (año), capítulo 4.

del mercado y la incertidumbre posterior a la guerra dificultaron que los empresarios y los encargados de la política pública de la región llegaran a conclusiones apropiadas. Ello provocó que no se ajustara el sector externo a las condiciones internacionales nuevas en la década de 1920, sino que aumentó su dependencia a las exportaciones de productos primarios (Bulmer-Thomas, 1994).

Para 1926 el rol de la banca creció de manera considerable, lo que condujo a una expansión financiera externa e interna (Thorp, 1998). Sin embargo, ante los comportamientos erráticos del mercado, en 1928 la Reserva Federal aumentó las tasas de interés y los flujos de caja se revirtieron. Se inició una venta de valores gubernamentales y aumentó gradualmente la tasa de descuento. A pesar de que los precios se deterioraron, las importaciones de los países deudores no cesaban (Cortés-Conde, 2003; Crafts & Fearon, 2010; Kindleberger, 1986). En agosto de 1929 la Reserva Federal aumentó la tasa de interés, resultando en una baja de precios y afectando en gran medida a los prestamistas y deudores, dada la imposibilidad del pago de obligaciones (Cortés-Conde, 2003). Para octubre de 1929 se produce la caída de la bolsa de valores con una expansión negativa en el mundo comercial que duró alrededor de cuatro años (Bagú, 1983; Brunner, 1981; Kindleberger, 1986; Samuelson 2012).¹⁰ Lo anterior provocó en América Latina una sobreproducción de alimentos que se condenó por el subsidio a la oferta y la no regulación de los precios con la demanda, que afectaron a su vez a los términos de intercambio (Bulmer-Thomas, 1994; Bértola & Ocampo, 2013; Cortés-Conde, 2003).

Comenzando la década de 1930, Estados Unidos era la economía dominante. Sin embargo, la tarifa *Smoot-Hawley* a las importaciones generó la parálisis del comercio global y amplificó la crisis económica que había comenzado un año atrás por la crisis financiera (Eichengreen, 2012; Samuelson, 2012); y ya para los años 1931 a 1933, los bancos también fallaron (Eichengreen & Portes, 1987). La Gran Depresión provocó una explosión de la economía global, una implosión en las relaciones internacionales y una retirada nacionalista de cada país (Peicutti, 2014). Finalmente, se abandonó el patrón oro en septiembre de 1931 en todo el mundo (Bértola & Ocampo,

¹⁰ Ver Samuelson (2012) y Galbraith (1997) en cuanto a la economía y los actores alrededor de este suceso.

2013). El hecho de que el motor de crecimiento se haya dañado no hizo nada para cambiar las estructuras sociales y políticas. Las élites mantuvieron su poder, las instituciones nuevas hicieron poco para cambiar el *statu quo* y fueron las exportaciones previas a este suceso las que perpetuaron la inequidad (Thorp, 1998).

La Gran Depresión perjudicó a los gobiernos pues no les permitió generar ingresos fiscales para pagar la deuda.¹¹ El incumplimiento de la deuda en América Latina en 1931 tenía características similares para todos los países:

La crisis de la deuda y la inestabilidad política interactuaban en un círculo vicioso en donde la inestabilidad política obstaculizaba los intentos por alcanzar reformas fiscales mientras que el ambiente de crisis y las políticas ‘draconianas’ adoptadas para frenar el problema, amenazaban con socavar a los gobiernos más estables. (Eichengreen & Portes, 1987, p.p. 20-21).

Dada la coyuntura, existen dos cuestiones importantes que resaltar: primero, el vínculo del incumplimiento de la deuda, las perturbaciones del mercado cambiario hasta la inestabilidad de los sistemas bancarios, y segundo, el papel de la política en la interrupción de estos vínculos quitando al sistema financiero y a la macroeconomía de las amenazas a su estabilidad (Eichengreen & Portes 1987).

De la discusión en esta sección derivamos la siguiente hipótesis:

H1: La crisis económica mundial de 1930 desestabilizó políticamente en mayor medida a los gobiernos latinoamericanos que estaban más fuertemente vinculadas con los mercados internacionales, típicamente exportadores de commodities.

Dicha vulnerabilidad se expresa en una serie de variables macroeconómicas que expresan la salud de la economía tras el shock externo, incluyendo: crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), índice de inflación, nivel de desarrollo de la economía, importaciones y exportaciones.

¹¹ Para datos puntuales sobre la región, ver Thorp (1998, p. 104) y Bértola y Ocampo (2013).

C. La incorporación política de nuevos actores

La adquisición de derechos políticos que permiten la participación política provee a los grupos políticamente incorporados con una voz institucional y la posibilidad de participar en el proceso de toma de decisiones. En la lucha política por el control de recursos, la inclusión de nuevas partes interesadas podría conducir a la inestabilidad política cuando las disputas no pueden ser resueltas por las instituciones. También podría suceder que la inestabilidad se suscite cuando la legitimidad de los gobiernos esté socavada por medio de quitar derechos políticos a quienes antes los tenían. Alternativamente, las causas del desorden pueden no estar relacionadas con el número de participantes en el juego político o estar mediado por otros factores. Así, es posible que el efecto del nivel de participación —y sus cambios— en la estabilidad política dependa de condiciones subyacentes que varían en el tiempo.

Al comenzar el siglo XX, nuevos desarrollos cambiaron tanto el significado como la plausibilidad de la lucha civil. En lo local, el Estado devino más fuerte y capaz de reprimir. Internacionalmente, la lucha política de la izquierda en Europa y luego durante la revolución rusa significó que “ya no era posible distinguir entre buenas y malas revoluciones” (Malamud, 2000, p.48). Las revoluciones se transformaron en empresas peligrosas, llenas de nuevo contenido político. Quizá fue dicho contenido político —y las batallas ideológicas asociadas con la instauración del concepto del desarrollo en los años 1950— lo que promovió el interés de los investigadores en los temas de movilización política y social. Con respecto a la movilización, Cardoso y Faletto (1979) se focalizaron en “el despertar político” de los sectores medios, generalmente seguidos por el de los sectores bajos organizados por el movimiento obrero surgido a fines del siglo XIX o por los levantamientos de los campesinos anegados.

Los nuevos actores que surgieron en la escena política —trabajadores y campesinos— y la cuestión de su incorporación política representó un desafío nuevo para la vida política. El siglo XX evidenció las recurrentes intervenciones militares en la política, las que —en nombre del orden— algunas veces promovieron la inclusión política de los excluidos en forma de nacionalismos populistas y otras veces suprimió por completo toda forma

de involucramiento popular en la política. Los estudios sobre “el desarrollo político” asociaron al proceso de la movilización con sus implicaciones para la estabilidad del régimen —particularmente— de las democracias. La búsqueda inminente para encontrar aparatos teóricos que puedan explicar la dinámica de regímenes pendulares en la América Latina de la posguerra se nutrió en los orígenes de las transformaciones sociales que comenzaron en la última parte del siglo XIX.

La urbanización durante las últimas décadas del siglo XIX cambió el mapa socioeconómico. Las mejores oportunidades para el empleo y el consumo atrajeron a un buen número de campesinos a las ciudades, quienes se convirtieron en trabajadores asalariados. Pero fue la actividad económica que emergió alrededor del sector exportador la que empleó a trabajadores no agrícolas. La expansión de las exportaciones contribuyó al crecimiento de la clase trabajadora y de la clase media asalariada, lo que —a su vez— condujo al aumento en la demanda de manufacturas. Sin embargo, debido a la falta de inversión, la producción artesanal perpetuó un sector de baja productividad que empleó a una gran proporción de la fuerza laboral (Bulmer-Thomas, 1994).

Si bien la masa emergente de trabajadores vivía en condiciones muy precarias, el movimiento obrero urbano que surgía hacia 1890 en las ciudades principales no amenazó —en sus inicios— seriamente al orden oligárquico constituido (Halperín-Donghi, 2002). De forma análoga a lo ocurrido con los trabajadores agrarios, los beneficios del crecimiento económico fueron absorbidos por las élites con poder político y económico. Alrededor de 1910, las protestas laborales explotaron a lo largo de la región y “los salarios reales se retrasaron con respecto al crecimiento del PIB per cápita en toda Latinoamérica hasta la década de la Primera Guerra Mundial. Los salarios reales adelantaron el crecimiento del PIB per cápita a partir de allí” (Williamson, 1998, p.p. 25-26). Durante las primeras décadas del siglo veinte, los líderes políticos se preocuparon cada vez más por el rol apropiado de la clase trabajadora emergente en el sistema económico y político. De acuerdo con Collier y Collier (2002), la respuesta a la cuestión social llegó en la forma de la incorporación al sistema político, lo cual implicó un quiebre con el estado oligárquico. Estos autores proponen un marco en el que el cambio político es el resultado de la “interacción dialéctica entre el control y la movilización

laborales” (p. 745). En su estudio de ocho países sudamericanos, el estado fue el agente que institucionalizó al movimiento obrero con el objetivo de controlarlo.

El efecto de la institucionalización del movimiento obrero, de acuerdo con Collier y Collier (2002), parece haber conducido a la inestabilidad política en la forma de golpes de estado militares. En siete de los ocho países analizados por los autores, la experiencia de la incorporación produjo una reacción conservadora que culminó en el quiebre de los regímenes que implementaron las políticas de incorporación. Las consecuencias políticas de la incorporación, desde su punto de vista, dio forma al desarrollo político de las siguientes décadas en cada país. Dado que la incorporación de los trabajadores en algunos casos significó su desmovilización, uno podría pensar que las extensiones de derechos políticos a este grupo resultaban amenazadoras no porque podría generar redistribución fiscal —por medio de impuestos y subsidios—, sino porque estaba en juego el derecho a organizarse y a la huelga.

Así, la incorporación política de los pobres de principios del siglo XX se transformó en un problema cuando se organizaron como trabajadores y campesinos. Solo entonces su rol como votantes —cuando lo obtuvieron— tuvo alguna relevancia para la inestabilidad política. El mecanismo por el que su incorporación resultó en inestabilidad probablemente incluyó el rol político de las fuerzas armadas, a veces alentando o cooptando a los trabajadores, y otras reaccionando en contra de su incorporación. Cuando la distribución del poder bruto cambió, tomó tiempo a las instituciones ajustarse y alcanzar un nuevo equilibrio.

De acuerdo con Drinot y Knight (2015), la depresión de 1930 creó un contexto político e ideológico favorable al cambio, aunque la dirección del cambio varió de un país a otro. Para quienes estaban en contra del *status quo*, los cimientos para los cuales se había construido ese orden eran inestables y el momento era propicio para un gran cambio, incluso una revolución total. Para los que estaban a favor, la Gran Depresión forzó un supuesto de cambio en las jerarquías que les daban el privilegio, aunque solo fuera para evitar cambios más drásticos e incontrolados. Los autores consideran que la

depresión aceleró, en lugar de iniciar, los procesos de cambio social y político—tales como la industrialización, la urbanización, la migración interna, la expansión del estado y su papel— y que tuvo consecuencias más amplias para la configuración política de gran parte de la región.¹² De lo anteriormente dicho, y en combinación con la sección anterior, se desprenden las siguientes hipótesis de trabajo:

H2: El impacto desestabilizador de la crisis económica mundial fue más pronunciada en los países en los cuales los trabajadores y campesinos estaban mejor organizados políticamente.

H3: El impacto desestabilizador de la crisis económica mundial fue más intenso en países donde los trabajadores y los campesinos ya habían sido incorporados a la vida política.

II. Estrategia empírica

Tomando una base de datos original sobre dieciocho países latinoamericanos, este artículo intenta evaluar sistemáticamente el poder explicativo de factores de política nacional versus factores económicos externos que se encontraron en torno a los primeros golpes de estado alrededor de los años 1930 en la región. La base de datos tiene la estructura *Time-Series Cross-Sectional*, en donde cada observación es el país-año. Esta composición para bases de datos relaciona las unidades de un estudio de corte transversal repetidas en el tiempo. Al combinar ambas, nos encontramos con una unidad de análisis *it* que conforma el tipo de base de datos en donde la *t* suele ser mayor que la *i* (Beck & Katz, 1995; Carmignani 2003).

El estudio consiste en una serie de análisis econométricos utilizando la inestabilidad política como variable dependiente con variables económicas como independientes, y sumando variables de movilización y de incorporación a este grupo. Parte del problema conceptual es determinar si las variables macroeconómicas tienen un efecto propio, directo sobre la inestabilidad política. La otra posibilidad, no excluyente, es que tengan también un efecto indirecto vía el deterioro de las relaciones de poder entre actores. Las crisis económicas ponen sobre la mesa de discusión la necesidad de producir soluciones políticas viables, es decir, aquellas cuyos efectos redistributivos sean

¹² Para efectos de la Gran Depresión, ver Drake (1994).

aceptables. También pueden contribuir a realizar los sistemas de partidos, ya sea afectando la oferta electoral o volviendo al sistema más volátil o alterando las relaciones de poder entre los actores sociales, políticos y económicos.

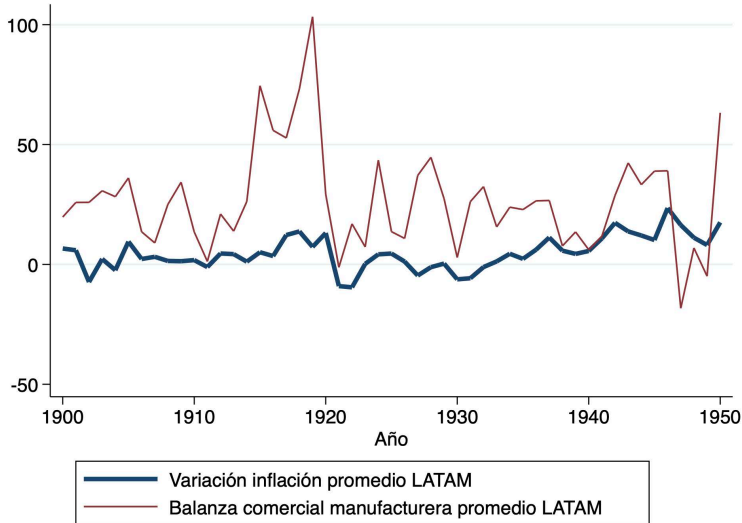
III. Discusión de resultados

En esta sección revisaremos datos históricos, en términos descriptivos, de indicadores macroeconómicos que creemos capturan el impacto negativo de la crisis en la economía, así como indicadores políticos. La Figura 1 muestra la variación de la tasa de inflación anual promedio en la región durante los años 1900 a 1950. Se advierte una caída de los precios alrededor de 1930 con una recuperación pronunciada posterior, hasta nuevas bajas una década después. Como es frecuente en los países latinoamericanos, el desglose del promedio en deflación e inflación apunta a tomar nota de la existencia de heterogeneidad en los países de la región con respecto a este indicador. La balanza comercial manufacturera alcanza un máximo en 1919 coincidente con la expansión del sector exportador.

Por su parte, la Figura 2 presenta el PIB per cápita promedio en la región (curva azul) entre 1900 y 1950, así como el promedio mundial (curva roja). En Latinoamérica se advierten mínimos en 1921 y 1933, seguidos de una recuperación sostenida hasta que se produce una caída de pequeña magnitud en 1944. Como se mencionó en secciones anteriores, los años de mayor caída sugerirían procesos alrededor de la deflación de 1921 y el punto más bajo del comercio mundial desde Estados Unidos en 1933. La curva mundial presenta mínimos en 1914, 1931 y 1945, coincidiendo con las guerras mundiales y la Gran Depresión.

Cuando combinamos series políticas con series económicas no se advierte a primera vista una correlación importante. La figura 3 nos muestra la proporción de países latinoamericanos desde la independencia con al menos un golpe de estado (curva roja) y la proporción de países que en un año dado experimentó una contracción de su PIB per cápita (curva azul). La Figura 4 expone la proporción de países que experimentaron, en cada año, una transición de partido de ejecutivo después de una elección (alternancia pacífica en el poder) y la misma serie económica que la Figura 3 (curva azul).

Figura 1. *Inflación anual y balanza comercial manufacturera promedio, América Latina 1900-1950*



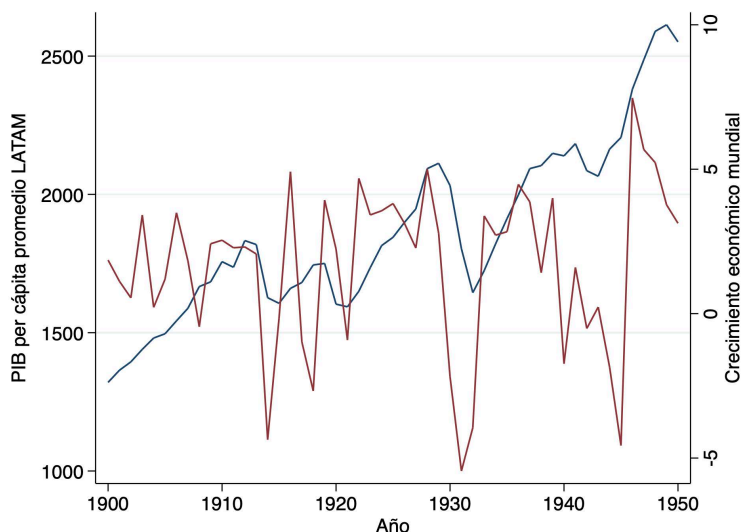
Fuente: elaboración propia, basada en Global Financial Data (s.f.).

De las 86 alternancias después de elecciones registradas en la base de datos, para las cuales también existen datos del PIB, 14 se produjeron el año después de un año con contracción del PIB. Entonces, hay un poco de espacio para la solución pacífica con cambio de gobierno vía elecciones.

A. Resultados: modelos

A continuación, se presenta la estimación de dos modelos de regresión que tienen como fin mostrar la relación entre diferentes síntomas económicos de la Gran Depresión y la inestabilidad política. Como ha sido evidenciado en secciones anteriores, la inestabilidad política puede representarse a través de diferentes mediciones empíricas. Para este trabajo se han utilizado dos mediciones de esta variable: la variable dicotómica de golpes militares, la cual es igual a 1 si se produjo este evento en un año en particular, y 0 en

Figura 2. PIB per cápita promedio regional y mundial (1900-1950)



Fuente: elaboración propia, basada en Maddison (2003).

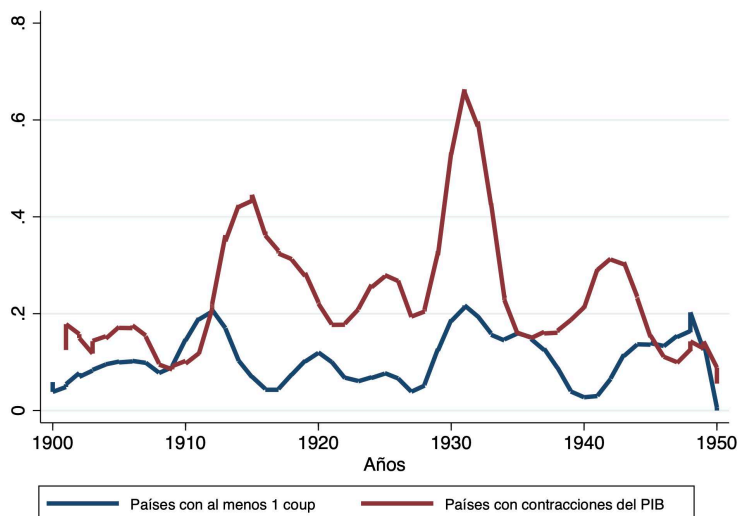
caso contrario;¹³ y una variable dicotómica que es igual a uno cuando hubo alternancia en el partido del jefe de gobierno como resultado de una elección y es igual a 0 en caso contrario.

Los países que integran la muestra son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela. La cobertura temporal abarca desde los años 1900 a 1950 según la disponibilidad de datos para cada país.

La estrategia de identificación se asienta en la literatura antes revisada, dando cuenta de que instancias de inestabilidad o cambio político (variable dependiente) pueden responder tanto a factores de crisis económica (H1) como a factores políticos - ya sea de movilización (H2) o de incorporación a la política de nuevos actores (H3). Así, esperaríamos que las variables que operacionalizan el estado de crisis de la macroeconomía tengan un impacto

¹³ Solo se cuentan golpes militares exitosos; no hay datos para Cuba.

Figura 3. *Proporción de países con golpes de estado, contracción del PIB*

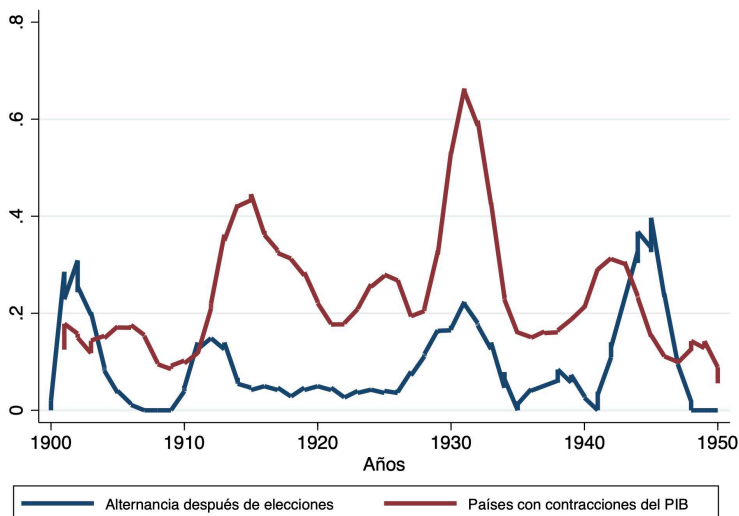


Fuente: elaboración propia, basada en Curvale (2010) y Maddison (2003).

positivo y significativo en la variable dependiente. Ello considerando que la mayor parte del período analizado estuvo afectado por el advenimiento de shocks externos negativos (guerras mundiales y gran depresión). Si las hipótesis H2 y H3 se verifican empíricamente, los impactos negativos en la estabilidad política de la crisis económica deberían mantenerse con la inclusión en el modelo de variables que miden (el impacto también esperado como negativo) de la movilización e incorporación políticas.

Como suele ocurrir en trabajos que cubren el inicio del siglo XX, la estrategia empírica se ve limitada por la falta de disponibilidad de datos. Así, para medir la salud de la macroeconomía hubiera sido deseable contar con series de datos sobre el peso del sector externo en el PIB, el nivel de endeudamiento, tasa de empleo, entre otras. Lamentablemente no contamos con datos comparables y disponibles para el panel durante el período en cuestión. Así, las variables económicas que fue posible incorporar son el PIB per cápita —producto bruto interno en millones de dólares (Maddison 2003)—, balance comercial de bienes manufacturados —en millones de

Figura 4. *Proporción de países con alternancia, contracción del PIB*



Fuente: elaboración propia, basada en Curvale (2010) y Maddison (2003).

dólares—, promedio anual de crecimiento del PIB per cápita (Maddison, 2003) y tasa de inflación anual según índice de precios al consumidor, estas tres últimas variables provenientes de Global Financial Data (s.f.). Este conjunto de variables, con cobertura adecuada para la muestra, permite controlar el estado de la economía, siendo el nivel del PIB y la tasa de inflación los determinantes, en el contexto, más relevantes de posibles correlatos políticos de la crisis económica.

Un segundo grupo de variables da cuenta de instancias de movilización social (H2). Incluimos las variables rezagadas un año referidas a huelgas, la cual cuenta el número de huelgas producidas en cada año con datos provenientes de la variable S17F2 de Banks y Wilson (2021) y el número de disturbios anuales registrados, también rezagado un año —variable S17F6 de Banks y Wilson (2021)—. Siguiendo a Londregan y Poole (1990) damos cuenta de la historia de inestabilidad política del país y el número de golpes de estado históricos en el país —variable PAST_COUPS de Curvale (2010)—.

El tercer bloque de variables operacionaliza la incorporación política de nuevos actores, incluyendo al movimiento obrero. Así, la variable primer código laboral registra el año de adopción del primer código laboral nacional, indicando cuán pronto en el tiempo los obreros se incorporaron al sistema político —a partir de la consecución de políticas públicas— los trabajadores.¹⁴ Se incluye una variable dicotómica que registra si se produjo o no una extensión del derecho al voto en ese año-país. La fuente para ambas variables proviene de Curvale (2010). Finalmente, debido a que el grado de competencia de la política nacional puede afectar a la inestabilidad política, en especial cuando hay partidos que pueden competir en todo el territorio como observa esta variable, siguiendo el modelo de Zimmermann & Saalfeld (1988) se evalúa el impacto del nivel de competitividad de los partidos políticos en el territorio nacional como un indicador de polarización política —variable `v2pscomprg_lag` de Coppedge et al. (2019)—.

Dada la naturaleza dicotómica de las variables dependientes propuestas, se estimaron modelos de regresión logística, los cuales pueden ajustar una relación no lineal entre los regresores y la variable dependiente. Además, controlamos por efectos fijos mediante la variable país.

Siguiendo a Kennedy (2003), los valores rezagados de las variables endógenas son tratados como variables exógenas porque para la determinación de los valores del período actual de las variables dependientes los valores rezagados de las variables independientes exógenas son tratados como constantes.

En la Tabla 1, el modelo 1 muestra que la tasa de inflación anual con rezago es estadísticamente significativa y afecta positivamente a la probabilidad de un golpe militar. Es decir que, a medida que los precios se incrementan, es más probable que ocurra este fenómeno. Este resultado es interesante porque asocia el impuesto inflacionario, que afecta a las masas, con la probabilidad de la terminación irregular de un gobierno. Mientras más tarde en el tiempo se demora la incorporación formal de derechos de los trabajadores, aumenta la probabilidad de observar un golpe de estado y el riesgo del quiebre institucional disminuye

¹⁴ De los 19 países incluidos en la muestra, cinco registraron sus primeros códigos laborales luego de 1950: Cuba (1984), República Dominicana (1951), El Salvador (1963), Honduras (1959) y Paraguay (1961).

cuando existe competencia partidista a nivel nacional. Como esperaríamos según la hipótesis H1, existe una relación negativa y significativa entre el nivel de crecimiento de la economía mundial y la probabilidad de observar un golpe de estado militar. Este efecto se mantiene en todos los modelos.

El modelo 2 estima nuevamente el primer bloque de variables económicas, añadiendo las variables independientes relacionadas a la movilización dentro de cada país. La variable inflación anual sigue siendo estadísticamente significativa y afecta positivamente a la probabilidad de un golpe, a la que se suma la variable de golpes pasados que afecta positivamente la probabilidad de la ocurrencia de este evento.

Finalmente, un tercer bloque de variables es añadido. Como se mencionó anteriormente, este tercer bloque toma en cuenta la incorporación de nuevos actores políticos. Como en los modelos 1 y 2 la variable económica que indica la inflación se mantiene estadísticamente significativa y afecta de manera positiva a la probabilidad de un golpe. Sin embargo, dentro del bloque de variables de movilización, solo el nivel de inestabilidad política pasada afecta positivamente la probabilidad de ocurrencia de un golpe militar. Se advierte que la variable referente a la competencia entre partidos (proxy de polarización), es estadísticamente significativa con signo negativo, disminuyendo la probabilidad de un golpe cuando hay menos polarización.

Tabla 1. *Modelo Logit. Variable dependiente dicotómica: golpes militares*

Variables	Variable dependiente: dummy golpes de estado militares			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
<i>Variables económicas</i>				
Tasa de inflación Anual (IPC) [$t - 1$]	0,048*** (0,019)	0,060** (0,024)	0,063** (0,028)	0,063** (0,029)
Balance (Exp - Imp) bienes manufacturados [$t - 1$]	0,001 (0,002)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,001 (0,004)

Continúa

Tabla 1. *Continuación*

Variables	Variable dependiente: dummy golpes de estado militares			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
PIB per cápita [$t - 1$]	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)
Crecimiento del PIB per cápita mundial	-0,122* (0,069)	-0,174* (0,103)	-0,198* (0,110)	-0,188* (0,108)
<i>Variables de movilización</i>				
Huelgas [$t - 1$]		-0,283 (0,709)	-0,381 (0,784)	-0,439 (0,822)
Disturbio [$t - 1$]		-0,164 (0,269)	-0,006 (0,289)	0,145 (0,295)
Coups pasados		0,064* (0,038)	0,045 (0,037)	-0,371 (0,292)
<i>Variables de incorporación</i>				
Primer código laboral [$t - 1$]			0,108* (0,058)	
Extensión del voto [$t - 1$]			1,909 (1379)	1,717 (1522)
Competencia de partidos entre regiones [$t - 1$]			-0,823** (0,357)	-0,409 (0,479)
Constante	-2,721*** (0,607)	-3,311*** (0,962)	-214,605* (113,439)	
Observaciones	331	193	193	158
Efectos fijos por país	No	No	No	Sí
Número de países	13	13	13	8

Continúa

Tabla 1. *Continuación*

Variables	Variable dependiente: dummy golpes de estado militares			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
log-likelihood	-78,82	-44,55	-40,87	-29,35

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Fuente: elaboración propia.

En un ejercicio de robustez, utilizamos la variable dependiente golpes de estado en general, la cual cuenta el número de transferencias irregulares del poder perpetrado por personal militar profesional y en casos de levantamientos civiles y otros. La diferencia entre ambas variables es de 11 ocurrencias, contando con 94 instancias de golpes de estado en general y 83 golpes militares en la muestra. Los resultados sustantivos no se ven afectados por este cambio en la medición de la variable dependiente. Cuando estimamos el modelo tres con efectos fijos país, las únicas variables cuya significancia e impacto se mantiene son las asociadas a factores macroeconómicos: el nivel de inflación y el estado de la economía mundial. Así, parecería que existen factores no observados -y que son capturados por las dummies país, que afectan la probabilidad de la ocurrencia de golpe por fuera de las variables de movilización e incorporación analizadas.¹⁵

Una vez utilizada la variable dependiente de golpes militares, se pasa a utilizar la variable dicotómica “salterel”, la cual es igual a uno cuando hubo alternancia en el partido del jefe de gobierno como resultado de una elección y es igual a 0 en cualquier otro caso. Hacemos este ejercicio para dar cuenta de la literatura revisada previamente, en donde situaciones de malestar con el estado de la economía o con los niveles de participación política pueden generar cambios bruscos en la conducción del estado - sin llegar al punto de romper con el orden constitucional. Este análisis cuenta con un número

¹⁵ Las pruebas de diagnósticos luego de las regresiones logísticas estimadas con el método de máxima verosimilitud arrojan valores de VIF (multicolinealidad) menores a 10; el comando de Stata linktest sobre especificación del modelo revela que el coeficiente del cuadrado de la variable predicha no es significativo, con lo que no se puede rechazar que los modelos estén bien especificados.

menor de observaciones puesto que sólo se codifican años en los que se produjo una elección del ejecutivo.

La Tabla 2 muestra la estimación de 3 modelos con la segunda variable dependiente: alternancia en el partido del jefe de gobierno tras una elección. El primer modelo estima los coeficientes para las variables independientes de carácter económico que fueron presentadas en la tabla 1, cuando los golpes militares constituían la variable dependiente. Los resultados no se alteran, indicando que las variables macroeconómicas referidas a la tasa de inflación nacional y estado de la economía global son fuertes predictores de cambios en la conducción política de los países latinoamericanos incluidos en la muestra. Para el modelo 2 se incorporaron las variables de movilización referidas a inestabilidad pasada y se incluyó un indicador de incorporación laboral que da cuenta de concesiones de política pública al movimiento obrero; ya sea en la forma del primer código laboral, de la primera legislación emitida favorable al trabajador o la ratificación de convenios de trabajo internacionales —variable ALL_LABOR de Curvale (2010)—. Resulta apropiado considerar todo tipo de concesiones porque este modelo, por la naturaleza de la variable dependiente empleada, evalúa sistemas en los que se producen elecciones y por lo tanto negociaciones políticas con sectores sociales y permite una variabilidad de datos necesaria para la estimación.

Tabla 2. *Modelo Logit. Variable dependiente: alternancia por elecciones (salterel)*

Variables	Variable dependiente: alternancia por elecciones		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
<i>Variables económicas</i>			
Tasa de inflación Anual (IPC) [$t - 1$]	-0,009 (0,068)	-0,044 (0,075)	-0,079 (0,074)
Balance (Exp - Imp) bienes manufacturados [$t - 1$]	0,008* (0,004)	0,009** (0,005)	0,018** (0,009)
PIB per cápita [$t - 1$]	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,002 (0,001)

Continúa

Tabla 2. Continuación

Variables	Variable dependiente: dummy golpes de estado militares		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
Crecimiento del PIB per cápita mundial	-0,212 (0,169)	-0,212 (0,174)	-0,330 (0,229)
<i>Variabes de movilización</i>			
Coups pasados		0,045 (0,081)	0,075 (0,114)
Ley de trabajo		1,543 (1,574)	0,955 (1,908)
<i>Variabes de incorporación</i>			
Competencia de partidos entre regiones [$t - 1$]			1,412* (0,821)
Constante	-2,254** (1,121)	-2,953** (1,506)	-0,454 (2,376)
Observaciones	56	56	56
log-likelihood	-14,25	-13,45	-11,24
Errores estándar en paréntesis			

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, se añade la variable competencia entre partidos (proxy de polarización), que, como esperábamos, resulta ser estadísticamente significativa con signo negativo, disminuyendo la probabilidad de una alternancia fuerte por elecciones cuando hay menos polarización.¹⁶

¹⁶ Para la Tabla 2, las pruebas de diagnósticos luego de las regresiones logísticas estimadas con el método de máxima verosimilitud arrojan valores de VIF (multicolinealidad) menores a 10; el comando de Stata linktest sobre especificación del modelo revela que el coeficiente del cuadrado de la variable predicha no es significativo, con lo que no se puede rechazar que los modelos estén bien especificados.

Conclusiones

Este artículo analizó la ocurrencia de múltiples golpes de estado en los países de América Latina alrededor del año 1930. Procuró evaluar empíricamente el poder explicativo de las condiciones macroeconómicas resultantes de la Gran Depresión de 1929 versus los factores de política nacional que se asocian con la incorporación política de sectores sociales, sobre la inestabilidad política vivida en esos años. Si bien no hemos evaluado empíricamente de manera directa el impacto de la Gran Depresión —que se produjo durante varios años antecediendo y procediendo la fecha insignia de 1929—, procuramos arrojar luz sobre la coincidencia de múltiples instancias de inestabilidad política en la región a la par de crisis económicas globales: la Gran Depresión y las dos guerras mundiales durante la primera mitad del siglo XX. Tomando en cuenta la finalización de la Primera Guerra Mundial, la decadencia del patrón oro, el cambio del centro financiero mundial y la abundancia de préstamos hacia la región, esta investigación se centró en responder: ¿en qué medida fue la depresión mundial responsable de la inestabilidad política en los países latinoamericanos en comparación con los acontecimientos políticos nacionales concurrentes?

Múltiples cambios y desafíos se dieron dentro de los sistemas políticos de la región alrededor del año 1930. A inicios de la década de 1920, los países de América Latina parecían experimentar cierto crecimiento económico por la gran afluencia de préstamos y el gran intercambio comercial con los Estados Unidos por medio de productos primarios de exportación. Sin embargo, las importaciones monetarias eran mucho mayores que las exportaciones productivas, provocando en el largo plazo un déficit comercial que los países no pudieron controlar. Lo anterior provocó un desenlace negativo en la mayoría de los países de la región por lo que intercambios políticos irregulares se suscitaron en donde la inestabilidad estuvo muy presente.

Por medio de modelos de probabilidad logísticos estimamos los efectos macroeconómicos y de política nacional sobre la inestabilidad política alrededor del año 1930 para 19 países de América Latina. Tomamos en consideración variables de golpes de estado y las alternancias fuertes después de elecciones como nuestras medidas de inestabilidad política.

Además, consideramos grupos de variables explicativas para estos fenómenos en donde se encontraban las económicas, las de incorporación y las de movilización políticas. Encontramos que las variables macroeconómicas y las variables de incorporación política son determinantes de la inestabilidad política que se suscitó en ese periodo de tiempo, mientras que las de movilización lo harían en menor medida. Este trabajo constituye un primer acercamiento y la futura investigación se alimentaría con el análisis a nivel de casos para explorar mecanismos causales.

Referencias

- Aisen, A., & Veiga, F. (2011). *How Does Political Instability Affect Economic Growth?* [IMF working paper No. WP/11/12]. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1112.pdf>
- Ake, C. (1974). Modernization and Political Instability: A Theoretical Exploration. *World Politics* 26(4), 576-91. <https://doi.org/10.2307/2010102>
- Ake, C. (1975). A Definition of Political Stability. *Comparative Politics* 7(2), 271-83. <https://doi.org/10.2307/421552>
- Alesina, A., & Perotti, R. (1994). The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature. *The World Bank Economic Review*, 8(3), 351-371. <https://www.jstor.org/stable/3989954>
- Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth* 1(2), 189-211. <https://doi.org/10.1007/BF00138862>
- Bagú, S. (1983). Testimonio. En F. Pinedo, S. Bagú, M. Sánchez Sorondo, et al. *La crisis de 1930 II: testimonios* (pp. 235-244). Centro Editor de América Latina.
- Banks, A. S., & Wilson, K. A. (2021). *Cross-National Time-Series Data Archive*. Databanks International. Jerusalem, Israel. <https://www.cntsdata.com/citations>

- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443. <http://piketty.pse.ens.fr/files/Barro91.pdf>
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What To Do (and Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Benhabib, J., & Rustichini, A. (1996). Social Conflict and Growth. *Journal of Economic growth* 1(1): 125-142. <https://doi.org/10.1007/BF00163345>
- Bértola, L., & Ocampo, J. A. (2013). *El desarrollo económico de América Latina desde la Independencia*. Fondo de Cultura Económica.
- Brunner-Thomas, K. (1981). Introduction. En K. Brunner, (eds) *The Great Depression Revisited* (p.p. 1-3)., vol 2. Springer.
- Bulmer-Thomas, V. (1994). *The Economic History of Latin America since Independence*. The Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Bussmann, M., Schetule, H., & Schneider, G. (2006). Trade Liberalization and Political Instability in Developing Countries. En R. Trappl (ed.), *Programming for Peace* (49-70). Springer.
- Cardoso, F. H., & Faletto, E. (1979). *Dependency and Development in Latin*. University of California Press.
- Carmignani, F. (2003). Political Instability, Uncertainty and Economics. *Journal of Economic Surveys*, 17(1), 1-54. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00187>
- Chang, R. (2007). Financial Crises and Political Crises. *Journal of Monetary Economics* 54(8), 2409-20. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.03.001>
- Clarke, Simon. (1994) *Marx's Theory of Crisis*, Macmillan.
- Collier, R. B., & Collier. D. (2002). *Shaping the Political Arena*. Princeton University Press.

- Coppedge, M., Gerring, J., Knutsen, C. H., Lindberg, S. I., Teorell, J., Altman, D., Bernhard, M., Fish, M. S., Glynn, A., Hicken, A., Lührmann, A., Marquardt, K., McMann, K., Paxton, P., Pemstein, D., Seim, B., Sigman, R., Skaaning, S. E., Staton, J. K... & Ziblatt, D. (2019). V-dem dataset v9 [working paper]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3441052
- Corrales, J. (1997). Do Economic Crises Contribute to Economic Reform? Argentina and Venezuela in the 1990s. *Political Science Quarterly* 112(4), 617-644. <https://doi.org/10.2307/2657694>
- Cortés-Conde, R. (2003). *Historia económica mundial: desde el Medioevo hasta los tiempos contemporáneos*. Ariel.
- Crafts, N., & Fearon, P. (2010). Lessons from the 1930s Great Depression. *Oxford Review of Economic Policy* 26(3), 285-317. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grq030>
- Cukierman, A., Edwards, S., & Tabellini, G. (1992). Seigniorage and Political Instability. *American Economic Review* 82(3), 537-555. <https://www.jstor.org/stable/2117320>
- Curvale, C. (2010). *Does Political Participation Affect Political Stability? A Study of Latin America During the 19th and 20th Centuries* [dissertation, New York University]. https://bobcat.library.nyu.edu/primo-explore/fulldisplay?docid=nyu_aleph003528781&context=L&vid=NYU&lang=en_US&search_scope=all&adaptor=Local%20Search%20Engine&tab=all&query=any,contains,curvale&offset=0
- Dean, W. (1970). Latin American Golpes and Economic Fluctuations, 1823-1966. *Social Science Quarterly*, 51(1), 70-80. <https://www.jstor.org/stable/42858545>
- Drake, P. D. (1994). International Crises and Popular Movements in Latin America, Chile and Peru from the Great Depression to the Cold War. En D. Rock (ed.) *Latin America in the 1940s: War and Postwar Transitions* (109-140). University of California Press.

- Drinot, P., & Knight, A. (2015). *The Great Depression in Latin America*. Duke University Press.
- Edwards, S., & Tabellini, G. (1991). *Political Instability, Political Weakness and Inflation: An Empirical Analysis* [NBER working paper No. 3721]. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w3721>
- Eichengreen, B. (2012). Economic History and Economic Policy. *The Journal of Economic History* 72(2), 289-307. <https://doi.org/10.1017/S0022050712000034>
- Eichengreen, B., & Portes, R. (1987). *The Anatomy of Financial Crises* [working paper No.2126]. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w2126>
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Galbraith, J. K. (1997). *The Great Crash 1929*. Mariner Books.
- Global Financial Data. (s.f.). Global Financial Data [base de datos]. Consultado el 15 de junio de 2004. <https://globalfinancialdata.com>
- Halperín-Donghi, T. (2002). *The Contemporary History of Latin America*. Sixth edition. Duke University Press.
- Keeler, J. T. S. (1993). Opening the Window for Reform: Mandates, Crises, and Extraordinary Policymaking. *Comparative Political Studies* 25(4): 433-486. <https://doi.org/10.1177/0010414093025004002>
- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. (5th ed.). The MIT Press.
- Kindleberger, C. P. (1978). *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*. Basic Books
- Kindleberger, C. P. (1986). *The World in Depression, 1929-1939*. University of California Press.

- Krugman, P. (1979). A Model of Balance-of-Payments Crises. *Journal of Money, Credit and Banking* 11(3), 311-325. <https://doi.org/10.2307/1991793>
- Krugman, P. (1991). History versus Expectations. *Quarterly Journal of Economics*, 651-667.
- Londregan, J., & Poole, K. (1990). Poverty, The Coup Trap, and the Seizure of Executive Power. *World Politics* 42(2), 151-183. <https://doi.org/10.2307/2010462>
- Ma, Z., & Cheng, L. (2005). The Effects of Financial Crises on International Trade. En T. Ito & A. K. Rose (eds), *International Trade in East Asia, NBER-East Asia Seminar on Economics, volume 14* (253-286). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c0196/c0196.pdf>
- Maddison, A. (2003). *The World Economy: Historical Statistics*. OECD Development Centre.
- Malamud, C. (2000). Introducción En C. Malamud (coord.), *Legitimidad, representación y alternancia en España y América Latina: las reformas electorales (1880-1930)*, Fondo de Cultura Económica.
- Minsky, H. (1977). A Theory of Systemic Fragility. *Hyman P. Minsky Archive*. 231. https://digitalcommons.bard.edu/hm_archive/231
- Mishkin, F. (1992). Anatomy of a Financial Crisis. *Journal of evolutionary Economics* 2(2), 115-130. <https://doi.org/10.1007/BF01193536>
- Needler, M. (1968). *Political Development in Latin America; Instability, Violence, and Evolutionary Change*. Penguin Random House.
- O'Donnell, G. (1978). State and Alliances in Argentina. *Journal of Development Studies* 15(1), 3-33. <https://doi.org/10.1080/00220387808421699>
- Ozler, S., & Roubini, N. (1996). *Economic and Political Determinants of Inflation Rates: An Empirical Investigation using a Panel Data Set*. New York University.

- Peicutti, C. (2014). The Great Depression and the Great Recession: A Comparative Analysis of Their Analogies [MPRA paper]. Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57883/1/MPRA_paper_57883.pdf
- Przeworski, A., Álvarez, M., Cheibub, J. A., & Limongi, F. (2000). *ACLP Dataset in Democracy and Development: Political Institutions and Material Well-Being in the World, 1950-1990*. Cambridge University Press.
- Remmer, K. L. (1991). The Political Impact of Economic Crisis in Latin America in the 1980s. *American Political Science Review* 85(3), 777-800. <https://doi.org/10.2307/1963850>
- Reyes, G. (2001). Four Main Theories of Development: Modernization, Dependency, World-System, and Globalization. *Sincronía*, 4(2), 109-124.
- Roe, M., & Siegel, J. (2011). Political Instability: Effects on Financial Development, Roots in the Severity of Economic Inequality. *Journal of Comparative Economics* 39(3) 279-309. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.02.001>
- Samuelson, R. J. (2012). Revisiting the Great Depression. *The Wilson Quarterly* 36(1), 36-43. <https://www.jstor.org/stable/41484425>
- Thorp, R. (1998). *Progreso, pobreza y exclusión: una historia económica de América Latina en el siglo XX*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Tipps, D. (1973). Modernization Theory and the Comparative Study of Societies: A Critical Perspective. *Comparative Studies in Society and History* 15(2), 199-226. <https://doi.org/10.1017/S001041750007039>
- Wibbels, E., & Roberts, K. (2010). The Politics of Economic Crisis in Latin America. *Studies in Comparative International Development* 45(4), 383-409. <https://doi.org/10.1007/s12116-010-9072-x>

Williamson, J. G. (1998). Real Wages and Relative Factor Prices in the Third World 1820-1940: Latin America. *Discussion Paper Number 1853*, Harvard University, November.

Zimmermann, E., & Saalfeld, T. (1988). Economic and Political Reactions to the World Economic Crisis of the 1930s in Six European Countries. *International Studies Quarterly* 32(3), 305-334. <https://doi.org/10.2307/2600445>

Wage Inequality of Mexican Immigrants by Type of Job Qualification in the United States

Reyna Elizabeth Rodríguez Pérez and Daniela Valdés Martínez

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Reyna Elizabeth Rodríguez Pérez and Daniela Valdés Martínez

Wage Inequality of Mexican Immigrants by Type of Job Qualification in the United States

Abstract: *The objective of this research is to analyze the characteristics of the labor market insertion of Mexicans by type of qualification and their wage differences in relation to native workers in the United States. The hypothesis is that there is a wage inequality between Mexican migrant workers and native workers, accentuated among skilled workers, due to a segmentation of the U.S. labor market. The methodology used to analyze each of the components that add up to the wage gap between Mexican and native workers is the Ñopo decomposition. The results showed the opposite of what is established by the human capital theory since the wage difference between Mexicans immigrants and natives by type of job qualification is mostly unexplainable from a statistical point of view and escapes modeling. This means that having citizenship and education does not eliminate the differences between Mexicans and natives. This allows us to accept the hypothesis, except in the case of low-skilled Mexican immigrants, since they have a wage differential in their favor.*

Keywords: *International migration, labor qualification, wages, wage differentials, labor force and employment.*

JEL Classification: F22, J24, J3, J31, J21.

Desigualdad salarial por tipo de calificación laboral de los mexicanos inmigrantes en estados unidos

Resumen: *El objetivo de este artículo es analizar las características de la inserción laboral por tipo de calificación y las diferencias salariales de los mexicanos inmigrantes, en relación con los trabajadores nativos de Estados Unidos. La hipótesis es que los inmigrantes mexicanos en Estados Unidos tienen salarios precarios en comparación con los trabajadores nativos, mientras que los trabajadores calificados son el grupo más afectado por la subutilización de sus habilidades y la falta de experiencia. La metodología utilizada para analizar cada uno de los componentes que suman la diferencia salarial entre los trabajadores mexicanos y los nativos, es la descomposición de Ñopo. Los resultados mostraron lo contrario a lo establecido por la teoría del capital humano, ya que la diferencia salarial por tipo de calificación laboral de los mexicanos frente a los nativos estadounidenses, permanece en su mayor parte inexplicada desde un punto de vista estadístico y escapa a la modelización. Esto significa que tener ciudadanía estadounidense y educación no elimina las diferencias entre trabajadores mexicanos y nativos. Esto permite aceptar la hipótesis PROPUESTA, excepto para el caso de la población inmigrante de baja calificación, ya que ésta tiene una diferencia salarial a su favor.*

Palabras clave: *migración internacional, calificación laboral, remuneraciones, diferencias salariales, mano de obra y empleo.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a345715>



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

Inégalité salariale des immigrants mexicains par type de qualification professionnelle aux États-Unis

Résumé: *L'objectif de cet article est d'analyser les caractéristiques de l'insertion professionnelle par type de qualification et de différences salariales des immigrants mexicains, par rapport aux travailleurs natifs américains. L'hypothèse est que les immigrants mexicains aux États-Unis ont des salaires précaires par rapport aux travailleurs autochtones, tandis que les travailleurs qualifiés constituent le groupe le plus touché par la sous-utilisation de leurs compétences et par le manque d'expérience. La méthodologie utilisée pour analyser chacune des composantes qui s'ajoutent à la différence des salaires entre les travailleurs mexicains et américains est la décomposition de Nopo. Les résultats ont montré que, contrairement à ce qui est établi par la théorie du capital humain, la différence salariale par type de qualification d'emploi chez les mexicains par rapport aux américains, reste majoritairement inexpliquée d'un point de vue statistique et ceci échappe à la modélisation. Cela signifie que le fait d'avoir la citoyenneté américaine et une éducation, n'élimine pas les différences entre les travailleurs mexicains et autochtones. Ceci permet d'accepter l'hypothèse proposée, sauf pour le cas de la population immigrée peu qualifiée car celle-là a un écart salarial en sa faveur.*

Mots clés: *migration internationale, compétences de la force de travail, salaires, écarts de salaires, travail et emploi.*

Cómo citar / How to cite this item:

Rodríguez Pérez, R. E., & Valdés Martínez, D. (2022). Wage Inequality and Discrimination of Immigrants by Qualification in the United States. *Lecturas de Economía*, 97, 217-254. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a345715>

Wage Inequality of Mexican Immigrants by Type of Job Qualification in the United States

Reyna Elizabeth Rodríguez Pérez ^a and Daniela Valdés Martínez ^b

–Introduction. –I. Labor market segmentation theory. –II. Data and methodology. –III. Results. –Conclusions. –References.

Original manuscript received on 25 March 2021; final version accepted on 22 January 2022

Introduction

Globalization and economic opening have generated the internationalization of the labor force, which is accompanied by the introduction of labor, cultural, and social aspects in accordance with the educational level into a foreign market. When immigrants come from less developed countries, their educational levels are normally low. This has been proven in the case of Mexicans because the population with low levels of education migrates more to the United States (Ibarraran & Lubotsky, 2007). Nevertheless, due to a greater proportion of connections between businesses and institutions, the qualified Mexican population has been able to increase although it does not exceed the participation of the less-skilled immigrants (Ibarraran & Lubotsky, 2007).

A qualified immigrant is usually defined as an individual who settles in another country in labor, cultural, and social terms and has completed a bachelor's degree, graduate degree, or doctorate (Delgado & Chávez, 2015; Gaspar, 2017; Pellegrino, 2001). This population is characterized by its involvement with international organizations, multinational companies, and international research and project execution (Pellegrino, 2001). Different authors such as Pellegrino (2001), Gaspar (2017), UNESCO (2019), have

^a *Reyna Elizabeth Rodríguez Pérez*: Researcher professor at Universidad Autónoma de Coahuila, Facultad de Economía, Coahuila, México. E-mail: reynarodriguez@uadec.edu.mx <https://orcid.org/0000-0002-5061-0574>

^b *Daniela Valdés Martínez*: Student form Universidad Autónoma de Coahuila, Facultad de Economía, Coahuila, México. E-mail: daniela.valdes@uadec.edu.mx <https://orcid.org/0000-0003-2557-8733>

documented that people with a tertiary education level, usually young adults, have greater possibilities of emigrating due to the information, work opportunities, and financing they possess.

From the total number of Mexicans living in the United States, only 12% have higher education, constituting the smallest of all migrant groups, while the rest are poorly qualified (García, 2019). The latter have large participation in the U.S. labor market. According to statistics from the Pew Research Center, 26.5% of all immigrants in the United States are Mexicans who have occupations aligned with their low level of education such as dishwashers, food preparers, janitors, etc. These immigrants are employed in jobs where they are at a disadvantage in terms of pay by the same level of education (Tinley, 2009).

Piore (1979), the most notable exponent of this theory, postulates a labor market segmented into a primary and a secondary sector. In the primary sector are the higher income, more stable, and higher status jobs reserved for native workers. Immigrants, on the other hand, are concentrated in the secondary sector, occupying unskilled, low-wage, lower-status jobs that often entail difficult conditions, insecurity, and few opportunities to move up in the occupational hierarchy. Considering these reasons, the native population alone does not have the workforce to fill these positions. Immigrants keep the U.S. labor force young and, in themselves, represent a replacement of the labor force; demographically, they contribute to filling the gaps left in the age structure by the aging process of the U.S. population, so this demographic complementarity contributes to both the reproduction of the population and the reproduction of the labor force. These are immigrants in full reproductive age, but also economically active (Canales, 2009). The tendency for immigrants to take on this type of work, according to Canales (2009), would no longer be derived solely from the native demographic structure, but it would also be built by a structure of social, cultural, and ethnic inequalities that are transferred to the labor market. This type of social and cultural inequality relegates immigrants to low-wage jobs with little specialization.

Conversely, individuals defined as qualified present difficulties in terms of salary and labor. Authors such as Cruz and Ruiz (2010) indicate that

the biggest problem for qualified immigrants is the recognition of university degrees due to the lack of validation of certifications that come from the country of origin. However, this situation may not pose a problem in finding employment in a foreign country but rather might hamper obtaining a better-paid position within the same job context (Carrión & Hualde, 2013).

In recent years, Mexican immigrants have had lesser movement to the United States; this is due to different factors such as the opportunity to migrate to other countries, high transportation costs, etc. Nevertheless, Mexicans living in the U.S. stand out for mostly representing unskilled labor force and minorly representing skilled labor force. This has created concern about the effect of immigration within the labor market of the destination country, coupled with the impact and wage differences concerning the native population.

In the last decades, the effect of education years on income in immigrants compared to natives has stood out in immigration analyses; the main statement is that for one more year invested in education, the salary return would be greater for natives than for immigrants. This idea has been taken up by different authors such as Chiswick (1978), who estimated with a 1970 Census that immigrants obtained a salary return of 5.7% for one more year of education, while the natives obtained a 7.2% return. This pattern has been consistent within the U.S. market after the use of more recent data and different methodologies, such as the studies of Chiswick and Miller (2005), Caponi (2006), Borjas and Katz (2007), and others. Among the several provided explanations for the lower increase in salaries among immigrants, Chiswick (1978) proposes the lack of familiarity with U.S. institutions, the lack of knowledge of better employment opportunities, differences in human capital, and the possibility of discrimination against immigrants within the labor market that would increase with a higher educational level. Other authors (Aldahsev et al., 2008; Nadeau & Seckin, 2010) mention the lack of language skills, problems of cultural and regional integration, among others.

Several studies have analyzed the wage differentials between men and women and have revealed that these are not only explained by factors associated with human capital and occupational segregation, which is also

a form of discrimination, but that there are other aspects, such as wage discrimination in the labor market, which contribute to women being paid less than men. According to Oaxaca (1973) and Anker (1997), throughout the world, women earn lower wages than men due to different factors, such as educational level, age, race, and migration status, so that a determining element in explaining these differences is the migratory status of women. As found by Caceido (2009), Montoya (2011), and Ramírez-García and Gandini (2016) in their studies of immigrant Mexican women in the United States.

Most studies emphasize differences in human capital and assimilation within the destination country as determinants of low immigrant income; others take it from the perspective of labor segregation and the higher risk of unemployment and over-skilling.

Similarly, the studies mentioned use the variable of the place of birth for the analysis of wage differences. Furthermore, the Mexican immigrant population stands out because of researchers' great interest in describing the characteristics of this population and their effect on educational earnings (Borjas & Katz, 2007; Borjas, 2013; Caponi, 2006; Ibarra & Lubtosky, 2007) as well as wage differences by gender (Oaxaca, 1973; Anker 1997; Caceido, 2009; Montoya, 2011; Ramírez-García & Gandini, 2016). Mexican population has been the most prominent in the analysis of Latin American migration, as there is evidence of a large movement of people seeking to work in the United States (Pellegrino, 2006; UAM, 2018). Likewise, Mexicans constitute 62% of the Hispanic immigrant population residing in the U.S. (Noe-Bustamante et al., 2019). These migratory dynamics and the large volume of Mexicans in the neighboring country have established an interest in understanding the type of labourlabor they perform, and their demographic characteristics.

The evolutionary changes in society and the economy have generated mechanisms for the exchange of labor. Migration is important because immigrants generate positive effects on the recipient country. These include greater employment in low-skilled areas, greater cultural diversification, greater dynamism and growth of the economy, a larger population of young adults, and even a greater intake of remittances, in this case, for the country

of origin. This paper addresses the problem of the effect of the educational level of immigrants on their income within a specific age and type of labor. Considering these variables, as opposed to most of the migratory studies thus far, could provide further insight into this population.

The research questions are the following: (1) What are the demographic and labor characteristics of Mexican immigrants compared to those of natives? and (2) What are the salary differences between natives and Mexican immigrants?

The objective of this research is to analyze the characteristics of the labor market insertion of qualified Mexicans and their wage differences in relation to native workers in the United States.

The hypothesis to be tested is that there is a wage inequality between Mexican migrant workers and native workers, accentuated among skilled workers, due to a segmentation of the U.S. labor market.

The methodology used to analyze each of the components that add up to the wage difference between Mexican and native workers is the so-called “Nopo pairing decomposition”.

The results showed the opposite of what is established by the theory of human capital. A comparison of the characteristics of the natives within and outside common support (by combinations of compatible and non-compatible characteristics) shows that the natives obtain a positive wage difference as opposed to the Mexicans for the last two levels of qualification. The wage difference for Mexicans can be explained largely by unobservable characteristics and minimally by observable characteristics. This means that having citizenship and education does not eliminate the differences between Mexicans and natives, but these differences are rather derived from characteristics that cannot be observed. This allows us to accept the hypothesis except for the case of the low-skilled immigrant population since they had a wage difference in their favor. This may be due to the selection criteria or to the effect of having different jobs and working overtime to compensate for their living conditions and remittance sending.

The first section details the theoretical framework explained by the theory of human capital and the theory of the dual market concerning segmentation and discrimination in the labor market. In the second section, we present the decomposition methodology of Ñopo (2004). This chapter also includes a description of the survey on which the analysis of the research is based: The Current Population Survey March Supplement 2019 for the United States. The last chapter contains a descriptive analysis of the data, the results of the application of the methodology by Ñopo, and finally the respective conclusions.

I. Labor market segmentation theory

By the end of the 1960s, the approach known as labor market segmentation theory emerged to explain a set of phenomena that persist in the labor market, such as unemployment and wage inequalities among individuals with equal productive capacities.

The evolution of economic processes allowed a boom in the term “economic dualism”, where companies from developed countries, for different reasons, would take advantage of either their productive process, economies of scale, or business growth strategies that would begin to form a center or nucleus of market power. Fundamentally, it gave rise to the creation of a core segment with high productivity and profit levels, and the periphery, which would be the opposite, with low profits and productivity (Fernández, 2012). Similarly, this dual relationship of the economy could also influence the labor market.

From this perspective, Piore (1969) established the primacy of this idea, where there is a primary segment known as the most stable with opportunities for salary and professional growth (or, colloquially, the one that introduces “good” jobs) and another as the secondary market, which is totally the opposite, characterized by lower salaries, less desirable opportunities, and unstable sectors (Piore, 1969, 1972) later refined the theory by creating a new division in addition to the primary sector; he developed an upper segment for those with professional or managerial positions, and the lower segment characterized by manual or low-skilled workers.

Piore (1969, 1972) approach has been related in the same sense for international migration, based on the existence of a divided market for natives and another for foreigners. Natives would benefit from a much more prosperous primary market, with better income and social status, while immigrants would be in the secondary market, which would be characterized by low wages, status, precarious and insecure conditions (Alarcón et al., 2014).

Likewise, workers in the primary sector are considered for certain people who meet certain characteristics, and those positions determine the remunerations set by the administrative processes. However, for workers in the sector with secondary jobs, a higher entry point would be achieved, where there is little chance of promotion and pay at low levels with jobs that in themselves would be unpleasant. This presumes the scarcity of jobs in the primary sector for certain individuals, and it may even happen that individuals with the same productive characteristics are transferred to the secondary sector and acquire behaviors, skills, and/or characteristics that prevent them from leaving this sector to go to the primary sector (Fernández, 2012). This type of labor segregation presents entry barriers for certain occupations, as well as for accessing better jobs. Within this segmentation of workers in their primary or secondary jobs, wage assignment is also included. In the case of migration, segregation is expressed in the same sense, primary and better paid positions for the native and the worst paid for the immigrant or minority.

With this, other theories that take up the explanation of labor segregation together with wage inequality in certain minority groups have been developed from the point of view of discrimination within the labor market.

II. Data and methodology

The research methodology is carried out with the use of microdata from the Current Population Survey March Supplement 2019 (CPS), issued annually by the Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS), which is known as one of the most important microdata sample access programs in the United States.

CPS March Supplement contains sociodemographic and labor variables that allow the generation of a much more complete picture of the characteristics of individuals, in addition to the fact that data are continuously updated and scientifically selected based on their residential area to more than 65,000 non-institutional households. Therefore, it is a survey that provides information about individuals and households in terms of occupation, employment, demographics, and other variables of interest/supplement.

The survey design is characterized by a stratified sample for each state in the country. The sample is created by selecting individuals separately for each stratum, employing the systematic sampling technique, which consists of randomly choosing an initial individual from the population (Flood et al., 2020). An additional weighting method is needed based on the inverse probability of sample selection by adjusting the data to the following factors: by vacant housing units, households that were not interviewed due to absence or refusal to participate, and oversampling of persons with the objective of generating a macro representation of the data.

The selected sample is the economically active population between 15 and 65 years of age. Therefore, by focusing on immigrant workers, permits are needed to perform the activity, such as a residence visa, an employment authorization document or an employee visa that supports the legality in which the individual is (USCIS, n. d). This generates an emphasis on the legal population, and the most approximate variable that can offer us information on the legal status of the immigrant within the survey is attributed to citizenship or naturalization. For this, the citizen immigrant must have fulfilled the requirements to obtain the status of naturalized citizen such as permanently residing five years in the country or receiving citizenship for reasons of native partner and/or work (USA GOV, n.d). Ingwersen and Thomsen (2019) mention that citizenship is related to the permanence factor, considering those workers who obtain greater privileges, including the ability to invest in improving their skills for outstanding job performance and establish social and cultural contact in the country.

Based on the above, the population to be studied is delimited by labor qualification based on educational level. The category of low-skilled was

constructed considering workers with either no education or some grade within primary education or secondary education up to the twelfth grade without a diploma. According to Tinley (2009), basic education in the United States is considered up to the twelfth grade, while in Mexico it is considered up to high school (on average with nine years of education). The semi-skilled is those who have a high school certificate or diploma and the technical level (this type of degree is commonly completed in community colleges for an average period of two years). Obtaining the high school certificate allows the individual the opportunity to enter higher education and obtain a higher income since it specifies the approval of the basic level. In addition, in the United States, obtaining this certificate is a mandatory requirement (Tinley, 2009). Finally, the qualified individual is one who meets several or some of the following characteristics: has a bachelor's degree, a master's degree, a professional degree and a doctorate.

In the same way as mentioned, the survey comes to offer weighted estimates. This was used only in the case of descriptive statistics. With respect to the estimates with the Ñopo decomposition methodology, weighting was not used because the econometrics estimation does not allow it.

A. Salary decomposition by Ñopo (2004)

Ñopo (2004), proposes a methodology based on a non-parametric decomposition by matching. Mainly, the author takes the salary gap decomposition by the Oaxaca-Blinder method developed in the seventies as a basis to explain the differences in the observable and non-observable individual characteristics from the formation of linear equations of salary income.

The matching technique developed by Ñopo (2004) is a non-parametric. The method answers the same question but considers differences across the wage distribution and not just the average unlike Oaxaca-Blinder. Matching does not require assuming a functional form for the model. The relationship between the explanatory variables need not be linear as assumed by the Mincerian regressions used in the Oaxaca-Blinder (1973) model. Due to specification errors, parametric techniques could lead to inaccurate inferences

and the matching does take into account differences in the supports between the comparison groups. In contrast, Oaxaca-Blinder must extend its linear estimators outside the brackets for which they have been calculated. Ñopo (2004) shows that this tends to overestimate the unexplained factor of the wage gap.

Due to the nature of this method, combinations of characteristics pertaining to only certain individuals could not be calculated as the Oaxaca-Blinder method only estimates the combination of traits shared between native and Mexican workers. Consequently, this lack of disparity leads to inaccurate calculations in the results. Ñopo (2004) proposes a non-parametric decomposition method. The method responds by measuring the wage differential and its decomposition, but considering differences across the wage distribution and not only in the average as Oaxaca-Blinder does.

The Ñopo methodology restricts the comparison of differences only between natives and immigrants with comparable characteristics. Thus, it creates a synthetic sample of individuals by matching natives and immigrants with identical observable characteristics, so it does not need to assume any functional form in the relationship between characteristics and wages.

The advantages of this methodology are threefold. Firstly, it generates common support based on "the differences in common characteristics obtained from the distributions of characteristics of the individuals of interest and those who do not have them" (Botello, 2015, p.17). Thus, the common support equals all those distributions of paired or similar observations of both groups, while those that are not paired and whose distribution is not similar are outside of the common support. Secondly, it provides information on the distribution of the unobservable or unexplained components of the wage gap. And thirdly, since it is a non-parametric estimate, it does not require validation of assumptions (Franco, 2010; Ñopo, 2004). However, among the biggest disadvantages is the so-called "dimensionality curse," which means that, due to the presence of many explanatory variables, it generates dispersion among the data (Franco, 2010).

Based on the non-parametric method and with the use of matching, Ñopo (2004) develops a wage decomposition, that is, for the distribution

of observations of the treated variable and control in X characteristics, the explanation of the wage difference is separated into four components.

First, the methodology selects Individual A from the sample without replacement; this means that not every observation in the sample is repeated, but the original line of the distribution of observations of this individual is maintained. Secondly, it selects all Individuals B (with replacement) who have the X characteristics identical to the previously selected Individual A. Then, a synthetic Individual B is constructed, which has similar characteristics to the average of that whole population. Furthermore, B is matched with the original individual A. Thus, a sample of the observations of both matched individuals is obtained (synthetic Individual B and original Individual A). This is done until the observations of the original Individual A are exhausted (Ñopo, 2004).

Based on this, our objective was to generate the decomposition of the salary into the four components from the integration of these steps. This would result in a distribution of matched or similar characteristics (common support; for example, matched Mexican and matched native) and another distribution of unmatched characteristics (outside the common support; unmatched Mexican and unmatched native) of both populations.

The equation is broken down into the following four elements based on the description in the study of Ñopo (2004):

$$\Delta = \Delta_M + \Delta_X + \Delta_0 + \Delta_N \quad (1)$$

Δ represents the total sum of the four components that would explain the average wage difference between the native and the Mexican based on the control variables.

Δ_M represents the part of the wage difference explained by the differences between two groups of Mexicans: those where the distribution of compatible observations of Mexicans is combined with the characteristics of the natives and those where the distribution of non-compatible observations of Mexicans is combined with the characteristics they do not share with the natives. This component is calculated as the difference of the expected wage [Y] of Mexicans [MX] who are within the common support with the native

(the distribution of matched characteristics), minus the expected wage of Mexicans who are outside the common support with the native, weighted with the probability measure where only Mexicans possess certain characteristics that natives do not.

$$\Delta_{MX} = YMX(\text{inside common bracket}) - YMX(\text{outside common bracket}) * \mu MX(\text{outside common bracket}) \quad (2)$$

Δ_X represents part of the wage difference explained by the difference in the expected salary [Y] for having the same combination of observable characteristics between the native and the Mexican. It can refer to the combination of compatible characteristics or to the combination of characteristics that are within the common support.

$$\Delta_X = Y \text{ native (compatible)} - Y \text{ mexican(compatible)} \quad (3)$$

Δ_N represents the part of the wage difference explained by the differences between two groups of natives: those where the distribution of non-compatible native observations is combined with those characteristics that the Mexican does not possess and those where the distribution of compatible native observation characteristics is combined with the characteristics of the Mexican.

In other words, it represents the difference of the expected wage [Y] of the natives [N] who are outside the common support with the Mexican, minus the expected wage of the natives who are within the common support with the Mexican (the distribution of matched characteristics), weighted with the probability measure where only the natives possess certain characteristics that Mexicans do not.

$$\Delta_{NAT} = YNAT(\text{outside common support}) - YNAT(\text{within common support}) * \mu NAT(\text{outside common support}) \quad (4)$$

In summary, Δ_N and Δ_M are the components that the author developed within the salary decomposition with the previous justification that, within the matching methodologies, the introduction of elements with characteristics

that were not shared by both samples was not considered. These elements create a better understanding of the wage difference (Ñopo, 2004).

Δ_0 , which is the unobserved component, explains the part of the difference that is not attributed to the observed characteristics but is rather related to the combination of elements that are not observable in individuals with the same level of job qualifications.

By defining each component, we can account for all the differences in wages for the labor market, including the ones induced by observable characteristics ($\Delta_M + \Delta_X + \Delta_N$) and non-observable characteristics (Δ_0).

The methodology allows the use of dichotomous and continuous variables of X characteristics of the individuals. Thus, within the control variables, sex, age in years, education, marital status, health insurance, occupation, economic sector, hours worked and “potential” work experience were used (Table 1). The individual characteristics (demographic variables) of the workers were added sequentially; however, the job characteristics (labor market variables) were added with replacement in the following order: occupation, economic sector, hours worked, and work experience. This was done by Ñopo (2004) and Ñopo et al. (2011), since it is not possible to know which labor variables are more endogenous than others, and also in the estimation it allows to keeping a high percentage of individuals within the common support. Finally, the “all variables” line includes all demographic and labor sets.

In summary, the Ñopo (2004) methodology only considers observable particularities, without considering those that are not observable, such as effort, interest in participating in the labor market, workers’ innate skills and cultural issues, among others.

III. Results

This section shows the results of the descriptive analysis of the survey and the application of the methodology by Ñopo to evaluate the characteristics and salary differences between both groups.

A. Descriptive statistics for both groups

By 2019, 16.8% of the employed Mexicans who have a citizenship had preschool and elementary schooling (Table 1). However, only 38% of Mexicans have a bachelor's degree, while the rest, who participate less in the labor market, have higher education. Using data from the 2007 Census Bureau, Tinley (2009) found that in the Mexican population over the age of 25, Hispanics were concentrated in a secondary level—with no more than 9 years of education—while the natives had 12 years of education on average.

Table 1. *Percentage distribution of average variables of Mexicans and natives in the United States in 2019*

Educational level	Mexican	Native
No studies, pre-school and elementary education	16.86	0.25
Seventh and eighth grade	4.56	0.48
Ninth grade	5.94	0.55
Tenth Grade	3.38	1.41
Eleventh grade	4.42	2.45
Twelfth grade without a diploma	4.23	1.27
Twelfth grade with a diploma	38.52	31.71
Technical level	4.98	14.32
Degree	13.09	31.25
Master's degree	3.13	12.26
Professional grade	0.45	1.78
Doctorate	0.44	2.26
Total	Mexicans	Native
	unskilled	unskilled
	Semi-skilled	Semi-skilled
	Skilled	Skilled
	36.29	45.85
	46.62	47.55
	17.1	6.6

Continue

Table 1. *Continuation*

Gender	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Man	66.2	58.7	51.5	58	53.4	47
Woman	33.8	41.2	48.4	42	46.5	53
Age	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
15-29	8.17	20.97	15.8	50.47	29.56	19.96
30-44	41.07	42.68	45.06	21.56	30.08	39.01
45-65	50.75	36.35	39.15	27.97	40.36	41.03
Civil Status	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Single	17.6	26.7	24.9	68.8	44.5	30.4
Married (couple present and absent)	82.3	73.3	75	31.2	55.4	69.6
Health Insurance	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Yes	74	81.1	81.1	81.9	88.5	96.2
Not	25.9	18.9	18.8	18	11.4	3.7
Arrival period	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
More than 15 years old	88.1	86.8	83.9	-	-	-
Less than 15 years old	11.9	13.2	16	-	-	-
Occupation	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Executives and Professionals	1.5	6.4	44.4	4.1	12.3	62
Technicians	2.9	4.8	2	3.8	7.6	2.5
Protection service	0.00%	0.9	0.7	1.1	2.5	2.2
Food preparation	7.2	12.3	6.2	20.2	7.5	2
Domestic and personal care service	21.2	13	7.8	13.3	9	2.7

Continue

Table 1. *Continuation*

Sales, administration, and office	9.4	20.6	20	24.2	27.2	21.6
Agriculture	7.3	2.4	0.3	3.5	1.4	0.6
Construction and Mining	19.7	13.9	5.5	8.9	8.6	2.2
Installation, repair, and maintenance	2.65	3	1	2	4	1
Production	14.4	10	6	8	9	2
Transportation	13.8	12	6	11	10	2
Economic sector	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Primary	8.2	3.2	1.3	3.8	1.9	1.0
Secondary	37	25.6	14.6	18.5	19.2	10.5
Tertiary	54.8	71.2	84	77.5	78.7	88.4
	Mexicans			Native		
	unskilled	Semi-skilled	Skilled	unskilled	Semi-skilled	Skilled
Average annual income	31.492	36.645	52.228	20.043	42.135	78.776
Average hourly wage income	16.91	18.67	29.23	14.19	21.65	37.83
Average hours per week	40	39	40	30	38	40

Source: Own elaboration based on SCP 19 data.

More than ten years later, the Mexican population with citizenship has increased its educational level to high school with a diploma, obtaining an average of approximately 12 years of education.

In the following part of Table 1, the different characteristics of the population are aggregated and divided by education qualifications. In terms of gender, for both population groups, men dominate in proportion with a greater difference in the percentage of low and semi-skilled Mexicans. However, as education increases, so does the participation of women, and specifically, native women have a greater participation in the labor market. In terms of age, for Mexicans, there is a greater concentration in the medium and high levels of qualification, mainly between the ages of 30-44 and 45-65. For the natives, the age distribution is different compared to the Mexicans since,

in this case, the low-skilled natives are younger (mostly between 15-29 years old) and the rest is distributed among more adult ages. For the remaining levels, natives are concentrated in adult ages.

As for medical insurance, the American health system is based on private and public medical insurance that can be obtained through employment or family. Table 1 shows that from the total number of employed Mexicans, 74% participate in health insurance; and as education increases, participation increases by seven percentage points. In the case of the native population, there is greater variation among the results as unskilled and skilled individuals have a participation rate of 81 and 96 % respectively. Nevertheless, Mexican immigrants tend to have lower participation in health insurance because it depends on factors such as economic stability or work. This means that Mexican immigrants suffer from a greater lack of protection and are in vulnerable positions that do not allow them to access health care. (CONAPO, 2013).

Concerning the variable of years since arrival, Table 1 shows that for all three groups there is a greater proportion of immigrants who entered the country more than 15 years ago, that is, the great majority entered the country at the end of the 20th century or the beginning of the 21st century. However, the largest proportion of the immigrant population that has entered the country in the last 15 years tends to be skilled.

As for the economic sector, obtained from the variable of the type of industry in which immigrants are employed, Mexicans are mostly employed in the secondary and tertiary sectors. However, in the primary sector, the proportion of Mexicans respect to natives is greater.

The last section of Table 1 shows the average annual wage income, the estimated hourly wage, and the average hours worked by both groups. In this section, it is noted that low-skilled immigrants earn a higher annual salary and average hourly wage than natives, while for the other levels of educational qualification, both the annual salary and the hourly wage are lower for immigrants than for natives. Natives earn higher wages than those with middle and higher education.

Based on the area of occupation, a division of eleven categories was created, guided by the manual of occupations obtained from the IPUMS CPS platform (ref). These include occupations with high levels of qualification which are professionals, executives, athletes, education workers, art workers, officials, specialized personnel, and managing directors. Service occupations are related to protection workers, domestic service, street vendors, health care support, cleaning, maintenance, and personal services; the category of sales and administrative workers includes everything related to agents, sales and office workers, etc.; the category of construction, production and transportation workers includes everything related to extraction occupations, use of machinery, installation, repair and movement of materials; and finally, the category related to workers is dedicated to agriculture, fishing and hunting.

Within these occupations, Mexican workers with few qualifications are mainly found working in personal care services, cleaning, construction, transportation, and production, in addition to having large participation in agriculture. The same situation applies to the natives, only 4% of their population stands out in areas that require high qualification.

Mexicans have a high concentration of medium and semi-skilled workers in the same areas as low-skilled Mexicans except agriculture, where their participation has decreased. However, there is still a high concentration in the areas of services, installation and repair, technicians, and food preparation.

For the qualified Mexican population, there is a greater concentration of work in professional areas (teachers and related, engineers, mathematicians, athletes, scientists) in service areas, and in sales and food preparation. In the case of natives, they are more concentrated as professionals, and the remaining 38% are in sales and to a lesser extent in domestic services and personal care. The percentage of skilled Mexicans is much more distributed among professional categories. However, although their participation is mostly in low-skilled areas upon arrival to the United States, greater participation is observed in high-skilled areas as education increases.

The theory of the dual market/labor segmentation does not state a clear division between the low skilled and the semi-skilled. There is a polarization in the distribution of occupational participation of the qualified

Mexican compared to the native since the latter is more concentrated in high qualification areas. Qualified Mexicans are less concentrated in these types of occupations and have a greater distribution in lower and medium specialization occupations compared to natives. This may suggest that qualified Mexicans are overqualified to perform some productive activities, and therefore, this situation affects their wages. Another factor that may be related to this decrease in participation in highly specialized areas is that employers are looking for individuals or natives who have studied and are familiar with the American educational system (Aydemir & Borjas, 2006). Also, qualified Mexicans could work with a similar regulatory framework within occupations such as computer science, engineering, or administration; however, in occupations such as law, medicine, and architecture they need much more specific knowledge and human capital, making their entry much more difficult (Piñeiro & Ruiz, 2010).

For both groups, it was found that as education increases, they have greater participation, especially when they have health insurance, work in occupations that require more specialization, work the same amount of hours in average and get a higher salary. However, native and low-skilled Mexicans showed greater differences in participation in age, marital status, work hours, and salary. Low-skilled Mexicans are mostly middle-aged and married, while the low-skilled native population is young and mostly single. Between the two, Mexicans earn a higher salary, which means that due to their age and marital status, they may have to work several jobs with a greater amount of overtime because of the need for a higher salary to cover family expenses and possibly to send remittances.

Also, within the same occupation, the natives have greater participation in technical and professional occupations, which is even greater when education increases. For the rest of the occupations, their participation decreases as education increases although this does not happen with Mexicans, which may even be overqualified.

B. Decomposition of worker's wage difference by type of qualification

The methodology of Ñopo performs a salary decomposition to observe the differences that would be explained by observed and non-observed characteristics.

The analysis of the wage difference concerning low-skilled workers (Table 2) showed a total difference of -16.1%, between the Mexicans and the natives, indicating that the natives earn less than the low-skilled Mexicans. The percentage of the variations decreases or increases as the control characteristics are added.

Likewise, when adding occupation to the analysis, it is observed that the greatest differences are due to the observable characteristics and that these contribute 20% of said inequality, which means that there is a greater difference in the distribution of characteristics of natives vs. Mexicans due to the type of occupation where they work (they move away from the zero value where it would show the possibility that both distributions can be matched).

Another variable that was largely attributed to unobservable characteristics was “potential” work experience, that is, regardless of the individual's experience, one percent of the difference would be explained by unobservable characteristics. However, the explanation of the difference by observed characteristics becomes greater for characteristics that natives possess and Mexicans do not share.

The fact that Mexicans are better paid can be attributed to the “self-selected” characteristics. Tinley (2009) suggested that Latinos could increase their salary due to the effort of having multiple jobs and the willingness to work overtime. As seen in Table 1, the average number of hours worked by the unskilled Mexicans reaches approximately 40 hours per week, while for the native it is only 30 hours. In addition, low-skilled immigrants are mostly married and send highest level of remittances to their country of origin, which justifies the need to increase their salaries for different jobs and the application of overtime.

These results are in line with the arguments of Alarcón and Ramírez-García (2011), who argue that the concentration of Mexican immigrants in

low-skilled jobs is expressed in a wage differential with respect to natives and European and Asian immigrants. While nearly half (46 percent) of the native-born population received incomes above \$40 000 per year, 54 percent of Europeans were in the same income group, as were 48 percent of Asians. On the other hand, only 17 percent of Mexicans had that level of income. Among the latter, like the Central Americans, more than 60 percent receive earned income of less than US\$30 000 per year. Clearly, in economic terms, the wage gap between Mexicans and U.S. natives is so wide that it obscures their prospects for successful economic integration.

The total wage difference has a value of 15.9% among semi-skilled (Table 3) native workers compared to semi-skilled Mexican workers; that is, the total difference increases detrimentally for Mexicans as education increases. Semi-skilled native workers earn on average 16% more than Mexican workers. Occupation and demographic variables, in this case, have a positive effect on the unobservable component and a smaller positive effect on the observable component. The latter denotes that the component in the characteristics of the natives is smaller than in the previous case, which means that, by reducing this value for this qualification group, there is a greater possibility that the Mexicans will be matched with the natives. However, there are still differences in the distribution of native characteristics that Mexicans do not share. That is, even though the value is lower than in the previous section for DN (Characteristics that natives have), there are still differences in characteristics that Mexicans do not reach, and that can partly explain the wage difference. In DM (Characteristics that Mexicans have), if Mexicans achieve the same characteristics as the natives, their wages would be expected to increase. In other words, if the Mexican were to achieve the same distribution of characteristics as the native, in occupation plus demographic variables, he could have an increase in his remuneration of 2%.

These results can be explained by Borjas (1990), who mentions that wage differences may be due to variables: 1) level of schooling, 2) English language proficiency, 3) adoption of U.S. citizenship, 4) participation in the labor market, and 5) home ownership, which would facilitate the integration of Mexican immigrants to the United States.

Table 2. *Decomposition of the wage difference for Mexicans and non-qualified natives 2019*

	D (Total Diff)	D0 (Diff. Not Observable)	DN (Characteristic (Native))	DM (Characteristic (Mexican))	DX (Diff. Observable)	PercN%	PercM%	Std.error DO
Demographic variables GENDER; AGE; CIVIL STATUS; HEALTH INSUR- ANCE	-16.10%	0%	14%		-3%	63%	100%	0.03
Occupation	-16.10%	0%	-20%	1%	0%	36%	93%	0.03
Sector	-16.10%	0%	-14%	0%	-4%	56%	98%	0.05
Labour variable HRS. WORK	-16.10%	0%	-16%	1%	-3%	55%	99%	0.04
EXP LABOR	-16.10%	1%	-22%	8%	-3%	40%	53%	0.03
ALL VARIABLES	-16.10%	-0.19%	-15%	9%	-5%	17%	26%	0.04
Total sample		Mexicans	1619,20	Native	3049,70			

Note: Calculations elaborated in STATA 17.

Source: Own elaboration based on SCP 19 data.

Table 3. Decomposition of the wage difference for Mexicans and semi-skilled natives

	D (Total Diff)	D0 (Diff. Not Observable)	DN (Characteristic Native)	DM (Characteristic Mexican)	DX (Diff. Observable)	PercN%	PercM%	Std.error	DO
Demographic variables	15.90%	20%	4%	0%	-1%	90%	100%	0.08	
GENDER; AGE; CIVIL STATUS; HEALTH INSURANCE									
OCCUPATION	15.90%	20%	-8%	1%	2%	55%	95%	0.05	
SECTOR	15.90%	21%	-5%	1%	-1%	82%	98%	0.08	
Labour variables	15.90%	22%	-6%	0%	-1%	82%	99%	0.1	
HRS. WORK									
EXP LABOR	15.90%	17%	-2%	0%	0%	69%	100%	0.03	
ALL VARIABLES	15.90%	12%	-1%	5%	1%	34%	78%	0	
Total sample		Mexicans	1613.30	Native	32700.60				

Note: Calculations elaborated in STATA 17.
Source: Own elaboration based on SCP 19 data.

For the third and last model with the Ñopo method (Table 4), a total difference of 29.4% was obtained, which means that the most qualified Mexicans are less affected since the average salary difference is less in favor of the native compared to the situation with the semi-qualified workers. Occupation is a variable that minimally reduces the effect of the difference due to unobserved characteristics. For this group, DN is lower than in the previous case, which shows the greatest possibilities that the component will equal zero and that both distributions of characteristics of the two groups will be matched; this is also observed in the common support of the distributions of both populations, where the only control characteristic that shows a greater difference in the common support is years of experience. However, qualified natives are paid more than Mexicans, which implies that there is a wage differential against the latter. This can be explained by differences in human capital mainly due to differences in training, formation, and work experience in addition to non-observable factors. Even though the distribution of natives and Mexicans has greater possibilities of being matched when a Mexican obtains a negative difference, they would be at greater risk of over-qualification and unemployment. From the perspective of Portes and Rumbaut (2001), schooling, as well as language skills in the receiving country, is considered one of the most important factors for the economic and social integration of immigrants.

According to Franco (2010), education is the variable that best reduces the unobservable component, and the gap can be explained by differences in education and not by unobservable. However, since this work delimits the effect of the wage difference by qualification, thus generating a much more specific effect for each educational group, the differences for the semi-skilled and skilled workers in this case would be explained by unobservable components and would even be greater than the total difference. As the author mention, it is evident that immigrants' salaries grow with increased education, but despite staying longer in the country or achieving citizenship, it is not enough to close the gap or, in this case, the salary difference. In this sense, for individuals with the same productive labor capacities, the unobservable component would be remunerated based on the group they belong to as foreigners, which, as Muñoz-Comet (2014) mentions, manages

Table 4. Decomposition of the wage difference for Mexicans and qualified natives 2019

	D (Total Diff)	D0 (Diff. Not Observable)	DN (Characteristic native)	DM (Characteristic Mexican)	DX (Diff. Observable)	PercN%	PercM%	Std.error	DO
Demographic variables	29.40%	32%	-2%	-1%	-1%	95%	100%	0.27	
GENDER; AGE; CIVIL STATUS; HEALTH INSURANCE									
OCCUPATION	29.40%	32%	-4%	3%	0%	64%	98%	0.31	
SECTOR	29.40%	34%	-3%	1%	-2%	90%	99%	0.28	
Labour variables	29.40%	33%	-3%		-2%	88%	100%	0.26	
HRS. WORK									
EXP LABOR	29.40%	31%	-2%	2%	-2%	50%	98%	0.2	
ALL VARIABLES	29.40%	16%	8%	10%	-2%	39.00%	81%	0.24	
Total sample		Mexicans	328.5	Native	22.941.40				

Note: Calculations elaborated in STATA 17.
Source: Own elaboration based on SCP 19 data.

to deduct their level of productivity. At the same time, this explains how they could be displaced to lower-paid sectors such as the secondary sector and the existence of a greater risk of unemployment and over-qualification.

The methodology used by Ñopo (2004) allowed for the decomposition of the four components of the wage difference by control characteristics. In the resulting models, Mexican immigrants suffer a greater impact due to characteristics that are not observable as observable for all levels. However, the introduction of occupation and years of experience contributed greatly to the explanation of the differences because greater changes were observed within the components of these variables.

It is worth noting that low-skilled natives earn less than Mexican citizens, and the components help to affirm that the observed characteristics of the low-skilled Mexican are better rewarded than those of the natives themselves. As the estimation results show, there were positive wage differences for natives, but for Mexicans, the negative effect was found in the last two skill levels. Both models are repeated in the results mechanics since the Mexicans had a negative wage difference and both the unobservable and observable components contributed to the wage difference. For these levels of qualification, the characteristics of the natives are better rewarded. Even though both groups share characteristics, the Mexican citizens do not reach the required characteristics that make the natives obtain a better salary. However, this difference in characteristics that natives possess decreases as education increases, which suggests great possibilities that Mexicans will achieve the characteristics of natives.

Nonetheless, the results manifest that the assimilation that immigrants develop as a result of obtaining citizenship, among other things, and the effect of education on human capital are not sufficient to resolve a reduction in the differences between Mexicans and the native population.

Conclusions

The analysis highlights the income of Mexican immigrants and their wage differences by qualification within a foreign labor market. The neoclassical

theory takes up the cost-benefit of migration, higher productivity, and the opportunity for higher wages given that this can continue to increase with education and work experience based on the concept of human capital. Also, another term that adds to the theory of human capital is assimilation, where the immigrant, as he resides longer in a country, will be able to obtain greater remuneration. This coincides with the results of Chiswick (1978), Chiswick and Miller (2005), Becker (1975), Portes and Rumbaut (2001), Caponi (2006), and Aldashev et al. (2008), which state that the longer one resides in the country and as human capital begins to increase, personal income will rise. This is coupled with the fact that the immigrant is a permanent citizen that has resided for more than five years within the country, at which time their salary may be even higher.

However, the neoclassical theory of human capital and the concept of assimilation cannot fully explain the wage difference between the immigrant and the native American obtained by the methodology of Ñopo (2004). With these results, our hypothesis is confirmed for the last two qualification levels in which the native is favored in terms of salary, while the Mexican citizen and immigrant obtained a negative difference. On the other hand, the results obtained in the less qualified group differ from the hypothesis since the Mexicans obtained a salary difference in their favor because of their better rewarded characteristics. As explained in Tinley (2009), Mexicans could achieve a higher economic return due to different reasons, such as the number of jobs, the amount of overtime, the compensation of family expenses, and the sending of remittances. Chiswick (1978) and Caponi (2006) relate a higher income of individuals with low qualifications because they possess self-selection characteristics that distinguish them from the rest and therefore are much more productive and ambitious.

A large part of the returns obtained by Mexican immigrants in the last two qualification levels are greatly conditioned by characteristics unexplainable from a statistical point of view and escapes modeling while being minimally explained by observable characteristics, which are themselves due to differences in human capital.

This difference in observed characteristics can be related to what is mentioned by Becker (1975), Caponi (2006), Aldashev et al. (2008), and Cruz and Ruiz (2010), who propose that the deficiency in human capital transfer could be found in differences in educational quality as well as the lack of recognition of degrees or certificates from the place of origin, displacing immigrants to sectors that do not require their specialization and thus becoming overqualified.

With our results, salary differences were obtained to a lesser extent due to observed characteristics and, to a greater extent, to unobserved characteristics related to salary discrimination. This is related to the theory of the dual market/segmentation and the different theories of “taste for discrimination” and statistical discrimination, which help to complement the reality within a segmented labor market where the neoclassical theory of human capital is limited. Phelps (1972) mentions that the labor market does not value the productive labor characteristics but that the economic return is based on the characteristics of the group to which the individual belongs based on the information available to them. As education increases, the salary disadvantages are greater in Mexicans compared to natives, which indicates greater participation of the unobservable component. As discussed by Phelps (1972) and Muñoz-Comet (2014), immigrants who are as productive as natives are paid differently based on certain stereotypes of “productivity”. Also, Arrow (1998), Carrión and Hualde (2013) mention that the generation of hiring and occupational entry barriers do not allow to achieve better positions due to this same discrimination. Canales (2009) attributes these social and economic mechanisms to the structure of the labor market in the United States, which continually generates inequalities relegating immigrants to an occupational and mainly wage situation.

As mentioned by Duvander (2001) and Støren and Wiers-Jensen (2010), immigrants show a much higher risk of unemployment, job rotation, and over-qualification. This suggests that, despite greater accumulation of human capital and more time residing in the country until obtaining citizenship, they remain in this position. In accordance, Mexican immigrants are more likely to be at such risks based on wage differences where there was greater participation due to unobservable characteristics than observable ones.

Another possible explanation is based on the labor succession theory or queuing theory, which is related to the segmented labor market theory and argues that immigrants take jobs that native workers no longer want, thus forming a ladder or queue for immigrants. Over time, native workers move to better occupations, leaving vacant jobs that are taken by newly arrived immigrants and giving rise to labor complementarity between immigrants and natives (Waldinger, 1987; Zabin et al., 1993).

The results of this research may be helpful to public policymakers who aim to contribute to equal rights in well-paid wages and position immigrants in better occupations. The main challenge is to ensure equal employment opportunities and wages for highly educated immigrants, both middle and high-skilled. According to Cruz and Ruiz (2010), policies should be focused on allowing Mexicans with middle and higher education to enter more specialized areas. Caicedo (2009) mentions the need to establish bilateral agreements between both countries that allow for greater ease in the accreditation and recognition of certifications or academic degrees within organizations and companies. Also, it is necessary to develop policies that focus on addressing demographic and labor characteristics, access to certain segments, and improving and providing immigrants with the necessary tools. Becker (1975) expresses the need to provide immigrants with greater training and accumulation of much more specific human capital such as language or certifications.

References

- Alarcón Acosta, R., Escala Rabadán, L., & Odgers Ortiz, O. (2014). *Mudando el hogar al norte. Trayectorias de integración de los inmigrantes mexicanos en Los Ángeles*. El colegio de la Frontera Norte.
- Alarcon, R., & Ramírez-García T. (2011). Integración económica de los inmigrantes mexicanos en la Zona Metropolitana de los Ángeles. *Papeles de población*, 17(69), 73-103. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1405-74252011000300004&lng=es&nrn=iso

- Aldashev, A., Gernandt, J., & Thomsen, S. L. (2008). *The Immigrant Wage Gap in Germany* [ZEW Discussion Paper No. 089]. Centre for European Economic Research. <https://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp08089.pdf>
- Anker, R. (1997). Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview. *Internacional Labour Review*, 136(3), 316-339. <https://www.econbiz.de/Record/theories-of-occupational-segregation-by-sex-an-overview-a-anker-richard/10001233020>
- Arrow, K. J. (1998). What Has Economics to Say About Racial Discrimination? *Journal of Economic Perspectives*, 12(2), 91-100. <https://doi.org/10.1257/jep.12.2.91>
- Aydemir, A., & Borjas, G. J., (2006). A Comparative Analysis of the Labor Market Impact of International Migration: Canada, Mexico, and the United States [NBER Working Paper No. 12327]. <https://www.nber.org/papers/w12327>
- Becker, G. S. (1975). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. In *Investment in Human Capital. Effects on earnings.* (2nd edition, p. 402). National Bureau of Economic Research.
- Borjas, G. (1990). Self-Selection and The Earnings of Immigrants: Reply. *American Economic Review*, 80(1), 305-308. <https://www.jstor.org/stable/2006753>
- Borjas, G. J., & Katz, L. F. (2007). The Evolution of the Mexican-Born Workforce in the United States. In G. J. Borjas (ed.), *Mexican Immigration to the United States* (1-45). National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c0098/c0098.pdf>
- Borjas, G. J. (2013). The slowdown in the economic assimilation of immigrants: aging and cohort effects revisited again [NBER Working Paper No.19116]. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w19116/working_papers/w19116.rev0.pdf

- Botello Peñaloza, H. A., (2015). Determinantes de la discriminación racial en el mercado laboral en Ecuador 2010-2012. *Equidad y Desarrollo*, 24, 9-30. <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq/vol1/iss24/1/>
- Caicedo Riascos, M. (2009). Desigualdad salarial en el mercado laboral estadounidense: La situación de los inmigrantes mexicanos, cubanos y centroamericanos. *Gaceta Laboral*, 15(2), 5-31. <https://produccioncientificaluz.org/index.php/gaceta/article/view/3607>
- Canales, A. I., (2009). Migración internacional y desarrollo. Evidencias del aporte de los mexicanos a la economía de Estados Unidos. P. Leite, & S. E. Giorguli Saucedo (coords.), *El estado de la migración. Las políticas públicas ante los retos de la migración mexicana a Estados Unidos* (pp. 47-90). Consejo Nacional de Población— CONAPO y Secretaría de Gobernación.
- Caponi, V. (2006). Heterogeneous Human Capital and Migration: Who Migrates from Mexico to the US? [IZA Discussion Paper No. 2446]. Insititute for the Study of Labor (IZA). <https://repec.iza.org/dp2446.pdf>
- Carrión, V., & Hualde, A. (2013). ¿Profesionales sin fronteras? Una aproximación a las trayectorias laborales de los ingenieros mexicanos en Estados Unidos. *Revista Latino-americana de Estudios do Trabalho*, 18(30), 71-102. <http://alast.info/relet/index.php/relet/article/view/80>
- Chiswick, B. R. (1978). The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men. *Journal of Political Economy*, 86(5), 897-921. <https://www.jstor.org/stable/1828415>
- Chiswick, B. R., & Miller, P. W. (2005). *Why Is the Payoff to Schooling Smaller for Immigrants?* [IZA Discussion Paper No. 1731]. Institute for the Study of Labor (IZA). <https://ftp.iza.org/dp1731.pdf>
- Chiswick, R., Lee, Y. & Miller, P., (2005). Immigrant Earnings: A Longitudinal Analysis. *Review of Income and Wealth*, 51(84), 485-503.
- CONAPO, (2013). *Migración y salud, Inmigrantes mexicanos en Estados Unidos*. [Migration and health. Mexican immigrants in the United States], CONAPO, Secretaría de Gobernación.

- http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/Resource/1759/1/images/Migracion_y_Salud_Inmigrantes_Mexicanos_en_Estados_Unidos.pdf
- CPS, (2010). *CPS Occupation Classification*. United States Census Bureau <https://www2.census.gov/programs-surveys/cps/methodology/Ocupation%20Codes.pdf>
- Cruz Piñero, R., & Ruiz Ochoa, W. (2010). Migración calificada de mexicanos a Estados Unidos mediante visado preferencial *Papeles de Población*, (66), 1-33. <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v16n66/v16n66a5.pdf>
- Delgado, R. W., & Chávez, E. M. G., (2015). Claves de la exportación de fuerza de trabajo calificada en el capitalismo contemporáneo: lecciones de la experiencia mexicana. *Migración y desarrollo*, 13(25), 1-27. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-75992015000200003
- Duvander, A.-Z. E., (2001). Do country-specific skills lead to improved labor market positions? An analysis of unemployment and labor market returns to education among immigrants in Sweden. *Work and Occupations*, 2882, 210-233. <https://doi.org/10.1177/0730888401028002005>
- Fernández Huerga, E. (2012). *La teoría de la segmentación del mercado de trabajo. Una reconsideración desde la perspectiva institucionalista y poskeynesiana* [Doctoral Thesis, Univesidad de León]. <https://buleria.unileon.es/bitstream/handle/10612/3179/2012FERN%C3%81NDEZ%20HUERGA%2C%20EDUARDO%20C..pdf?sequence=1>
- Franco Buitrago, C., (2010). *Latin American Immigration in the United States: Is There Wage Assimilation Across the Wage Distribution?* [Serie Archivos de Economía No. 358]. Departamento Nacional de Planeación. <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Economicos/358.pdf>
- Flood, S., King, M., Rodgers, R., Ruggles, S., & Warren, J.R. (2020). Integrated Public Use Microdata Series, Current Population Survey: Version 7.0 [dataset]. IPUMS. <https://doi.org/10.18128/D030.V7.0>

- García, A. K., (2019, September 22). Migrantes mexicanos en Estados Unidos tienen bajo nivel educativos y bajos ingresos. *El economista*. <https://www.eleconomista.com.mx/politica/Migrantes-mexicanos-en-Estados-Unidos-tienen-bajo-nivel-educativo-y-bajos-ingresos--20190922-0005.html>
- Gaspar, S. (2017). Integración de los inmigrantes calificados en Estados Unidos (2011-2015). *Odisea. Revista de Estudios Migratorios*, 4, 1-40. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/odisea/article/view/2492>
- Ibarraran, P. & Lubotsky, D., (2007). Mexican Immigration and Self-Selection: New Evidence from the 2000 Mexican Census. In G. J. Borjas (ed.), *Mexican Immigration to the United States* (pp. 159-191). University of Chicago Press.
- Ingwersen, K., & Thomsen, S. L. (2019). The immigrant -Native Wage Gap in Germany Revisited [IZA. Discussion Paper No. 12358]. <https://www.iza.org/publications/dp/12358/the-immigrant-native-wage-gap-in-germany-revisited>
- Muñoz-Comet, J. M. (2014). *La inserción de los inmigrantes en el mercado de trabajo español. Efectos del cambio del ciclo económico* [Doctoral Thesis, Universidad Complutense de Madrid]. <https://eprints.ucm.es/id/eprint/26013/1/T35427.pdf>
- Nadeau, S., & Seckin, A. (2010). The Immigrant Wage Gap in Canada: Quebec and the Rest of Canada. *Canadian Public Policy*, 36(3), 265-285. <https://doi.org/10.1353/cpp.2010.0016>
- Noe-Bustamante, L., Flores, A., & Shah, S. (2019, September 16). *Facts on Hispanic of Mexican Origin in the United States, 2017*. Pew Research Center. <https://www.pewresearch.org/hispanic/fact-sheet/u-s-hispanics-facts-on-mexican-origin-latinos/>
- Montoya, Zabala, E. (2011). Migración y desigualdad salarial por género y status migratorio de las sinaloenses en Phoenix, Arizona. *Región y sociedad*, 23(50), 56-80. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S1870-39252011000100004&script=sci_abstract

- Ñopo, H., Daza, N., & Ramos, J. (2011). *Gender Earnings Gaps in The World* [IZA Discussion Paper No. 5736]. <https://www.iza.org/publications/dp/5736/gender-earnings-gaps-in-the-world#:~:text=IZA%20DP%20No.,Earnings%20Gaps%20in%20the%20World&text=After%20comparing%20males%20and%20females,Asia%20and%20Sub%2DSaharan%20Africa>
- Ñopo, H., (2004). *Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps* [IZA Discussion No. 981]. <https://www.iza.org/publications/dp/981/matching-as-a-tool-to-decompose-wage-gaps>
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Pellegrino, A., (2001). Éxodo, movilidad y circulación: nuevas modalidades de la migración calificada. *Notas de Población*, 28(73), 129-160. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/37728-notas-poblacion-vol28-nde-g-73>
- Pellegrino, A., (2006). *La migración internacional en América Latina y el Caribe: tendencias y perfiles de los migrantes* [serie población y desarrollo No. 35]. CEPAL. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/7172/S033146_es.pdf
- Phelps, E. S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review* 62(4), 659-661. <https://www.jstor.org/stable/1806107>
- Piore, M. J. (1969). On-the-Job Training in the Dual Labor Market: Public and Private Responsibilities in on The-Job Training of Disadvantaged Workers. In A. R. Weber, F. H. Cassell, & W. L. Ginsburg (eds.), *Public-Private Manpower Policies* (pp. 101-132). Industrial Relations Research Association.
- Piore, M. J. (1972). *Notes for a Theory of Labor Market Stratification*. Massachusetts Institute of Technology (MIT).
- Piore, M. J. (1979). *Birds of Passage: Migrant Labor and Industrial Societies*. Cambridge University Press.

- Portes, A., & Rumbaut, R. G. (2006). *Immigrant America. A portrait*. University of California Press.
- Ramírez-García, T., & Gandini, L. (2016). Trabajadoras calificadas: las mujeres mexicanas en el mercado de trabajo estadounidense en perspectiva comparada. *Revista Latinoamericana de Población*, 10(19), 33-56. <https://doi.org/10.31406/relap2016.v10.i2.n19.2>
- Støren, L. A., & Wiers-Jenssen, J., (2010). Foreign Diploma Versus Immigrant Background. *Journal of Studies in International Education*, 14(1), 29-49. <https://doi.org/10.1177/1028315308327951>
- Tinley, A. (2009). La situación educativa de los mexicanos en Estados Unidos: aprendizajes para orientar las políticas públicas de migración. In P. Leite, & S. E. Giorguli Saucedo (coords.), *El estado de la migración. Las políticas públicas ante los retos de la migración mexicana a Estados Unidos* (pp. 265-312). Consejo Nacional de Población— CONAPO y Secretaría de Gobernación.
- UAM (2018, January 30). México primer lugar en América Latina en envío de personas calificadas. Boletines UAM. <https://www.comunicacionsoficial.uam.mx/boletinesuam/065-18.html>
- U.S. Citizenship and Immigration Services (USCIS). (n.d.). Working in The United States. Accessed on July 15. <https://www.uscis.gov/working-united-states>
- USA GOV. (n.d). Servicios e información del Gobierno. Ciudadanía, inmigración y viajes. Accessed on July 15. <https://www.usa.gov/espanol/>
- UNESCO, (2019). *Informe de seguimiento de la educación en el mundo. Migración, desplazamiento y educación: construyendo puentes, no muros*. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.
- Waldinger, R. (1987). Changing Ladders and Musical Chairs: Ethnicity and Opportunity in Post-Industrial New York. *Politics & Society*, 15(4), 369-401. <https://doi.org/10.1177/003232928701500401>
- Zabin C., Kearny, M., García, A. Runsten, D., & Nagengast, C. (1993). *A New Cycle of Poverty. Mixtec Migrants in California Agriculture*. California Institute for Rural Studies.

**On the Evolution of Manufacturing Production
Concentration in Mexican States and its Relationship
to Their Level of Economic Complexity**

**Manuel Gómez-Zaldívar, J. Alejandra Duran and Jaime Carrillo
Botello**

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Manuel Gómez-Zaldívar, J. Alejandra Duran and Jaime Carrillo Botello

On the Evolution of Manufacturing Production Concentration in Mexican States and its Relationship to Their Level of Economic Complexity

Abstract: *We identify a link between the evolution of the concentration of manufacturing production among Mexican states and their level of economic complexity. Our results suggest that the concentration of manufacturing production among the country's states evolved according to the predictions of standard models of international trade. However, the North American Free Trade Agreement (NAFTA) had a particular effect on each individual state, depending on its economic structure. More complex states, i.e., those more productively diverse and specialized in more sophisticated manufacturing goods, experienced a higher increase in their level of production concentration after NAFTA and were less affected by competition from Chinese exports to the U.S. In contrast, NAFTA had a less significant impact on the production concentration of less complex states, while competition from China halted their move towards greater specialization and even reversed it somewhat. These findings highlight the important role of international trade in shaping the development of the economic structure of Mexican states in the period under analysis.*

Keywords: *Economic integration, Economic complexity, NAFTA.*

JEL Classification: F15, L60, R11, R12.

Sobre la evolución de la concentración de la producción manufacturera en los estados mexicanos y su relación con su nivel de complejidad económica

Resumen: *En este artículo se identifica un vínculo entre la concentración de la evolución de la producción manufacturera y el nivel de complejidad económica de los estados mexicanos. Los resultados sugieren que la concentración de la producción manufacturera de los estados del país evolucionó acorde con las predicciones de los modelos de comercio internacional. Sin embargo, el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) tuvo un efecto particular sobre los estados, dependiendo de su estructura económica. Los estados más complejos, — por ejemplo, aquellos con mayor diversidad productiva y especializados en bienes manufacturados más sofisticados— experimentaron un mayor aumento en su nivel de concentración de producción después del TLCAN y se vieron menos afectados por la competencia de las exportaciones chinas a los EE. UU. Por el contrario, el TLCAN tuvo un impacto menos significativo en la concentración de la producción de los estados menos complejos, en tanto, la competencia de China detuvo su avance hacia una mayor especialización e incluso lo revirtió un poco. Estos hallazgos destacan el importante papel del comercio internacional en la configuración del desarrollo de la estructura económica de los estados mexicanos en el período bajo análisis.*

Palabras clave: *integración económica, complejidad económica, TLCAN.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347123>



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/>

Sur l'évolution de la concentration de la production manufacturière dans les états mexicains et sa relation avec leur niveau de complexité économique

Résumé: *Cet article établit un lien entre la concentration de l'évolution de la production manufacturière et le niveau de complexité économique des états du Mexique. Les résultats suggèrent que la concentration de la production manufacturière des états mexicains a évolué conformément aux prédictions des modèles de commerce international. Toutefois, l'Accord de Libre-Échange Nord-américain (ALENA) a eu un effet particulier sur les états mexicains, en fonction de leur structure économique. Les états plus complexes - par exemple, ceux dont la diversité productive est plus grande et qui se sont spécialisés dans des produits manufacturés plus sophistiqués - ont connu une plus grande augmentation de leur niveau de concentration de production après la signature de l'Accord. En même temps, ces états ont été moins affectés par la concurrence des exportations chinoises vers les États-Unis. En revanche, l'Accord a eu un impact moins important sur la concentration de la production dans les états le moins complexes, tandis que la concurrence chinoise a stoppé leur évolution vers une plus grande spécialisation et l'a même légèrement diminuée. Ces résultats soulignent le rôle important du commerce international dans le développement de la structure économique des états mexicains au cours de la période analysée.*

Mots clés: *intégration économique, complexité économique, ALENA.*

Cómo citar / How to cite this item:

Gómez-Zalivar, M., Duran, J. A., & Carrillo-Botello, J. (2022). On the Evolution of Manufacturing Production Concentration in Mexican States and its Relationship to Their Level of Economic Complexity. *Lecturas de Economía*, 97, 255-290.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347123>

On the Evolution of Manufacturing Production Concentration in Mexican States and its Relationship to Their Level of Economic Complexity

Manuel Gómez-Zaldívar ^a, J. Alejandra Duran ^b and Jaime Carrillo-Botello ^c

–Introduction. –I. Dynamics of trade between the U.S., Mexico, and China. –II. Methods. –III. Results. –Appendix. –Conclusions. –References.

Original manuscript received on 5 August 2021; final version accepted on 2 February 2022

Introduction

This study follows on from the work of Gómez-Zaldívar et al. (2017), who, among other things, compute and analyze the dynamics of a manufacturing production concentration measure for Mexico for the period 1993-2013. They do this in order to confirm whether or not the latter evolved according to trade theory predictions.

Classical trade models such as those of Ricardo and Heckscher-Ohlin predict that free trade causes an economy to specialize in the production of goods in which it has a comparative advantage. This implies that trade leads to an increase in the economy's level of production concentration (greater concentration implies less diversity; with trade, an economy no longer produces every good and instead focuses on those it can produce relatively more cheaply; those that are produced at a relatively higher cost should be

^a *Manuel Gómez-Zaldívar*: Professor at Universidad de Guanajuato, Departamento de Economía y Finanzas, Guanajuato, México. E-mail: mgomez@ugto.mx
<https://orcid.org/0000-0002-6526-8994>

^b *Alejandra Duran*: Graduate student from Universidad de Guanajuato, Departamento de Economía y Finanzas, Guanajuato, México. Email: jazminalejandraduran@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-9407-3539>

^c *Jaime Carrillo-Botello*: Graduate student from Universidad de Guanajuato, Departamento de Economía y Finanzas, Guanajuato, México. Email: carrilol@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-5291-0239>

left to its trading partners to produce; this is a more efficient distribution of production as it allows economies to increase their aggregate level of production). The only difference between these two models is the source of the comparative advantage; in the former, it is due to productivity differences whereas, in the latter, it is due to a dissimilar relative abundance of factors of production. More recent models, i.e., those that belong to the literature known as “new economic geography”, describe how other factors can cause an economy to increase its level of production concentration as a result of trade, these being the following: trade costs, increasing returns to scale, and input-output linkages, to mention just a few (see Krugman, 1991a, 1991b; Krugman & Venables, 1995, 1996; among others).

GMD (2017) claim that the performance of the Mexican economy was consistent with the predictions of standard models of international trade. They document how, as a consequence of economic integration and North American Free Trade Agreement (NAFTA), Mexico’s manufacturing production became more concentrated during the period 1993-2003. After this, there is a decrease in the level of concentration, which is explained by China’s entry to the World Trade Organization (WTO) in 2001, an event that led to a substantial decrease in Mexico’s share of exports to the U.S. The significant rise in Chinese exports to the U.S. displaced Mexican exports and had an offsetting effect on the shift towards greater specialization that had been triggered in the Mexican economy by NAFTA. Figure 1 shows their estimation of the manufacturing production concentration indicators, $G(S)$ or $G(L)$, for all Mexican states.¹²

With NAFTA, Mexican states began to specialize (i.e., concentrate their production) in the following subsectors: transportation equipment, chemicals, food products, and primary metal industries. The transportation equipment subsector, which had accounted for 9.5% of all manufacturing production in 1993, experienced outstanding growth. By 2013, the figure had risen to 21.7%; and in the case of food products, it rose from 15.6% to 18.7%, while it went from 11.5% in 1993 to 13.3% in 2013 in the chemicals sector. For

¹ See GMD (2017, p. 306). We decided to show it here because it would be useful to contrast it with our results.

² In Section 2, we will explain how the concentration indicators $G(S)$ and $G(L)$ are computed.

primary metal industries, it rose from 3.3% to 7.2%. In 1993, these four subsectors accounted for 40% of all manufacturing production, while 20 years later this had risen to 61%.³

Figure 1. *Evolution of Mexico's manufacturing production concentration*



Source: GMD (2017, p. 306).

Although this estimation (for all states) shows that there was a substantial increase in concentration after NAFTA and decrease in concentration after 2001, the effect was not homogeneous across all states. Due to the fact that each state has its own economic structure (i.e., each specializes in

³ By 2013, the remaining 17 manufacturing subsectors (tobacco and beverages, textile mill products, textile products, leather and hides, lumber and wood, paper, apparel, furniture, printing and publishing, petroleum and coal, plastics and rubber, non-metal products, plant and machinery, electronics, electrical appliances, and other industries) represented only 39 %, i.e., on average, each accounted for only 2.3% of total manufacturing production, less than half the share of the fourth principal subsector, primary metals.

different economic activities), the two events, NAFTA and China's accession to the WTO, had a differentiated impact on their economic performance and, therefore, on their production concentration.⁴ This study shows that the evolution of production concentration was heterogeneous among groups of states.⁵ Our hypothesis is that the dynamics of the production concentration of any two states are more similar the more alike the states' economic structures are, because NAFTA and China's entry to the WTO impacted them in a similar way.⁶

On the one hand, our findings show that states on the northern border and in the center of the country adjusted rapidly to the new export opportunities provided by NAFTA and specialize in producing goods demanded by our trade partners, which implies that their level of concentration increased. The increase in Chinese exports to the U.S. after its accession to the WTO had little effect on them, given that they were exporting different goods to the U.S.; hence, their level of production concentration did not change a great deal after 2001. On the other hand, southern states were slower to take advantage of NAFTA's new export opportunities because their economic structures needed time to adjust and to produce goods demanded internationally. Consequently, their level of production concentration increased considerably less than that of northern states after NAFTA. In contrast, the increase in Chinese exports to the U.S. after 2001 had a negative effect on their level of concentration because China was exporting the same types of goods as they were exporting to the North American market.

The groups were chosen using the results of Chávez et al. (2017), who estimated the economic complexity of Mexican states. States with similar

⁴ That is, the increase in U.S. demand for the states' manufacturing production was heterogeneous. Similarly, the increase in China's exports to the U.S. affected each state differently, particularly impacting those producing similar products to those China exported to the U.S.

⁵ We calculate the concentration indicators as per GMD (2017), employing the same data and methodology to make our results as comparable as possible with theirs; however, instead of doing it for all states combined, we divide them into groups.

⁶ No export data by state of origin and country of destination exists. Therefore, we have to intuit how these two events affected states by analyzing data on their production.

levels of complexity belong to the same group because economic complexity reflects, among other things, their economic structure.⁷

A number of studies document how a reduction in trade barriers produces an economic reorganization in the economies concerned that causes an increase in their level of specialization or concentration. The majority of these studies examine the change in patterns of specialization in developed economies. See, for example, Amiti (1999), Storper et al. (2002), Ezcurra et al. (2006), and Krenz (2010), among others, who study the specialization patterns of E.U. countries that resulted from economic integration. At the regional level, Kim (1995, 1999) and Mulligan and Schmidt (2005) analyze the reorganization of economic activities among U.S. states, while Maurel and Sédillot (1999) study the same for the regions of France, and, Paluzie et al. (2001) examine Spanish regions, to mention just a few.

A developing country such as Mexico represents an interesting case for studying the effects of NAFTA and competition from China on its pattern of production specialization due to the importance of these two events to its entire economy. On the one hand, the increase in market access to the U.S. after NAFTA was instated a major episode in the evolution of the composition of Mexico's production, given that the U.S. market represents over 85% of Mexican exports. On the other hand, China's remarkable rates of trade growth have affected Mexico's production concentration both directly⁸ and indirectly⁹.

The effect of these two events on the Mexican economy has been analyzed in previous studies. Iranzo and Ma (2006) analyze the effect that rising Chinese exports had on Mexico's exports to its most important market, the U.S. According to their findings, a 10% increase in Chinese exports to the U.S. reduced Mexican exports of existing products to the same destination by 5%. This negative impact rose to 7.5% after China joined the WTO. Their results show that trade competition has been changing over time. Traditionally, China was responsible for a large share of exports of products

⁷ We will elaborate more on the concept of economic complexity in the methodology section.

⁸ China's share of all imports to Mexico rose from 1 percent in 1991 to 18 percent in 2018.

⁹ China's share of all imports to the U.S. went from 3.8 percent in 1991 to 21.6 percent in 2018.

that were intensive in low-skilled work, but over time its share of exports of more sophisticated goods has been increasing. Sargent and Matthews (2009) analyze firm-level data on 101 plants in five major Mexican industrial centers. They find lower mortality rates for larger *maquila* plants and plants producing auto parts. After controlling for the previous two factors, they find no significant relationship between technology production systems, inventory practices, the quality of human management, resource management practices, and *maquila* survival. Utar and Torres-Ruiz (2013) use plant-level data on Mexican export *maquiladoras* during the period 1990-2006 to analyze the effect of Chinese competition on the U.S. market and find a negative impact on employment growth in the most unskilled-labor-intensive sectors. Their results also suggest that Chinese competition compelled the *maquiladora* industry to shift from low-tech, labor-intensive manufacturing processes towards more sophisticated, higher value-added ones. Mendez (2015) studies the effect of Chinese import competition on Mexican labor markets and documents the negative impact of the substantial increase in Chinese exports to the U.S. on manufacturing employment in Mexico. This negative effect is found to be larger and more significant in municipalities in states not on the U.S.-Mexico border. Furthermore, there is no evidence of any negative effect on non-manufacturing's share of employment, nor is there any evidence of a negative effect on wages. Chiquiar et al. (2017) analyze Mexican labor market exposure to international markets in order to identify the effects of NAFTA and the accession of China to the WTO.¹⁰ Their results show that immediately after NAFTA there was a decrease in unemployment, an increase in the number of unskilled workers employed in manufacturing, and a rise in real wages. In contrast, the rise in U.S. imports from China after the latter joined the WTO led to higher manufacturing unemployment and a decrease in wages. Furthermore, the evidence suggests that the effects were regionally

¹⁰ This work is very similar to that of Autor, Dorn, and Hanson (2013), who study the changes in U.S. labor markets that resulted from significant increases in Chinese imports during the period 1990-2007. They provide evidence of the heterogeneous effects on U.S. local labor markets of rising Chinese imports and find that the local markets that suffered higher unemployment, lower labor force participation, and reduced wages were those more specialized in the production of goods whose imports from China increased more during the period.

heterogeneous, being greater in those markets more exposed to international markets (e.g., those closer to the U.S. border).

This article contributes to two strands of economic literature. Firstly, it provides an empirical verification of the predictions of standard models of international trade as regards the concentration of production by analyzing the consequences of trade on the economic structure of Mexican states. Secondly, it adds to the literature on regionally heterogeneous responses to international trade: our results offer an explanation for the varied evolution of the dynamics of the production of Mexican states during this period that resulted from these major events, which changed the trading opportunities of the country as a whole and indeed of each individual state.

The remainder of the article is organized as follows. Section 2 presents data on trade between the U.S., Mexico, and China to show the remarkable change in the dynamics of trade between the three economies as a result of the signing of NAFTA in 1994 and the accession of China to the WTO in December 2001. Section 3 describes the methodology proposed by Mulligan and Schmidt (2005) for measuring concentration and explains how to calculate economic complexity, while Section 4 presents our results. Lastly, Section 5 contains the final remarks.

I. Dynamics of trade between the U.S., Mexico, and China

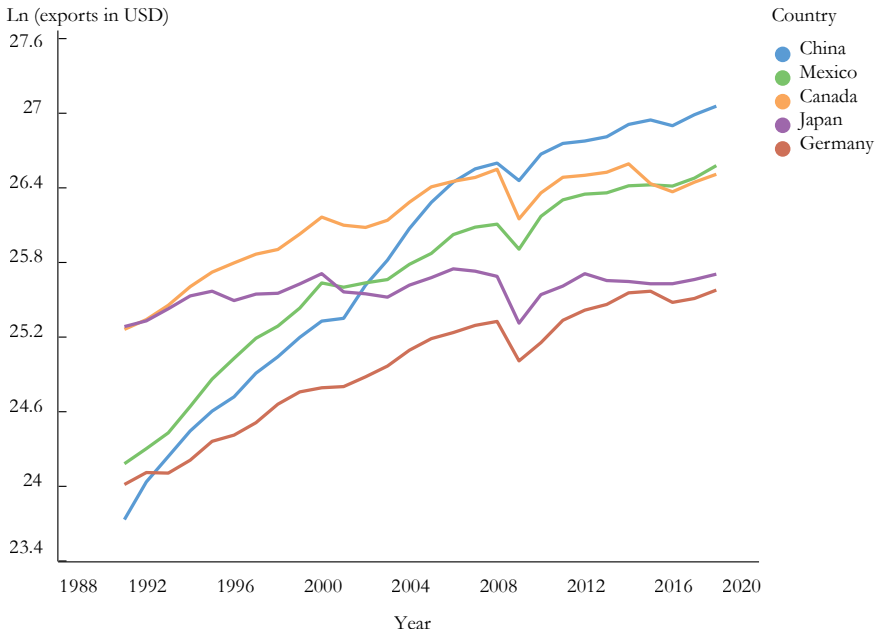
In this section, we show the significant change in the dynamics of trade between the U.S., Mexico, and China as a result of the signing of NAFTA in 1994 and China's entry to the WTO in December 2001.¹¹

Figure 2 shows the economies that are the main exporters to the U.S. market. At the beginning of the nineties, the U.S. imported primarily from Japan and Canada (95 and 93 billion dollars' worth per year, respectively).

¹¹ The data was retrieved from World Integrated Trade Solution (WITS), <https://wits.worldbank.org>. WITS provides access to trade, tariff, and non-tariff data developed by the World Bank in collaboration with the United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD) and in consultation with organizations such as the International Trade Center, the United Nations Statistical Division (UNSD), and the WTO. WITS provides information from 1991 onwards.

Mexican exports to the U.S. were barely a third of those of Canada, while the value of exports from Germany and China to the U.S. totaled 27 billion dollars and 20 billion dollars, respectively.

Figure 2. *Main exporters to the U.S. ln (exports in dollars)*



Source: Own elaboration.

After its accession to the WTO, it took China only a few years to become the main exporter to the U.S., overtaking Canada in 2007. In 2016, Mexico moved up to second place, relegating Canada to third. Japan and Germany have held onto fourth and fifth place, respectively, since 2002.

If we focus solely on China and Mexico, it becomes clear that these two events had a definitive impact on the evolution of those countries' exports to the U.S. The increase in access to the U.S. market due to NAFTA led to a notable rise in Mexican exports, which grew at an average rate of 19% a

year from 1994-2001.¹² During this same period, Chinese exports to the U.S. increased by 15% a year. The strengthening of Chinese competition after its accession to the WTO saw a complete reversal in the position of these two countries: during the period 2002-2018, Chinese exports to the U.S. grew by 11.17% a year, while those of Mexico increased by just 6.36% a year.¹³ After 2001, China's increased presence in global markets had a negative effect on many countries, Mexico among them, possibly reversing the effects that NAFTA had had on the United States' preference for Mexican exports.¹⁴

Figure 3 shows how the growth of Mexican exports to the U.S. started to slow down after China became a member of the WTO. Meanwhile, China's exports to the U.S. started growing at a faster rate.

The entry of China to the WTO also had a direct impact on the share of U.S. exports to Mexico, as shown in Figure 4. Imports to Mexico originate mainly from the U.S., which accounted for over 70% of them in the period 1990-2001, whilst China's share never exceeded 2% in any year. Although the U.S.'s share actually started to fall a couple of years before 2001, it has continued on a similar path for almost twenty years now and it seems unlikely that this situation will be reversed; indeed, by 2018, the U.S. accounted for less than 50% of all imports into Mexico.

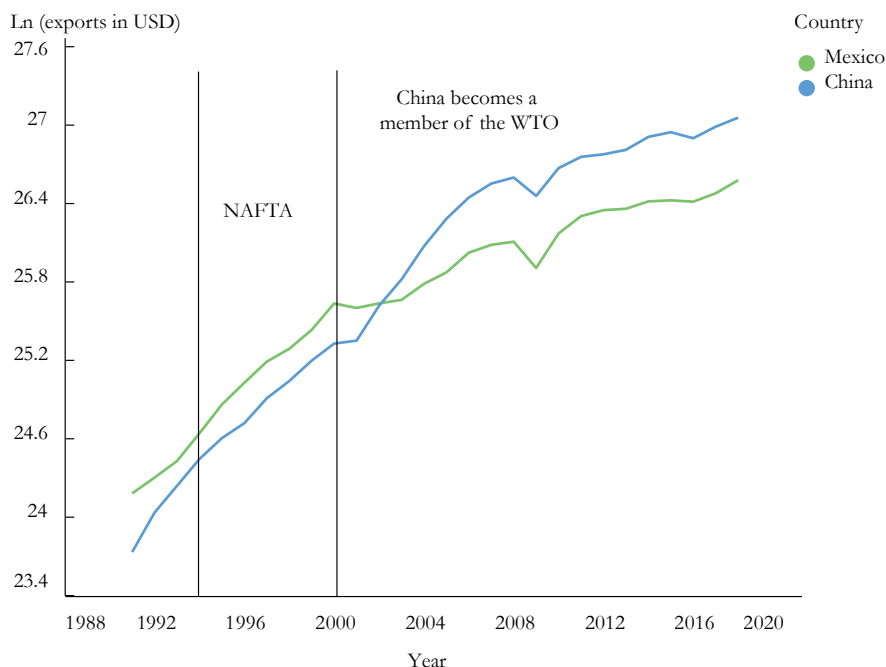
Unlike what occurred with U.S. imports from Mexico after NAFTA came into effect, Mexican imports from the U.S. did not increase significantly. In contrast, Mexico's imports from China increased steadily after the latter's accession to the WTO. The average annual growth rate of Chinese exports to Mexico in the period 2002-2018 was 20.92%, whilst that of U.S. and Canadian exports was 4.49% and 6.35%, respectively. China's share of Mexico's imports went from 2% in 2001 to over 18% in 2018.

¹² During the period 1985-1993, the average annual growth rate of Mexican exports to the U.S. was almost 10% (U.S. Census Bureau).

¹³ Canada's exports to the U.S. behaved similarly, growing at an average rate of 8.92% during the period 1994-2001, and at 3.28% during the period 2002-2018.

¹⁴ This effect has been identified in various studies; see, for example, Iranzo and Ma (2006) and Mendez (2015).

Figure 3. *Chinese and Mexican exports to the U.S. ln (exports in dollars)*

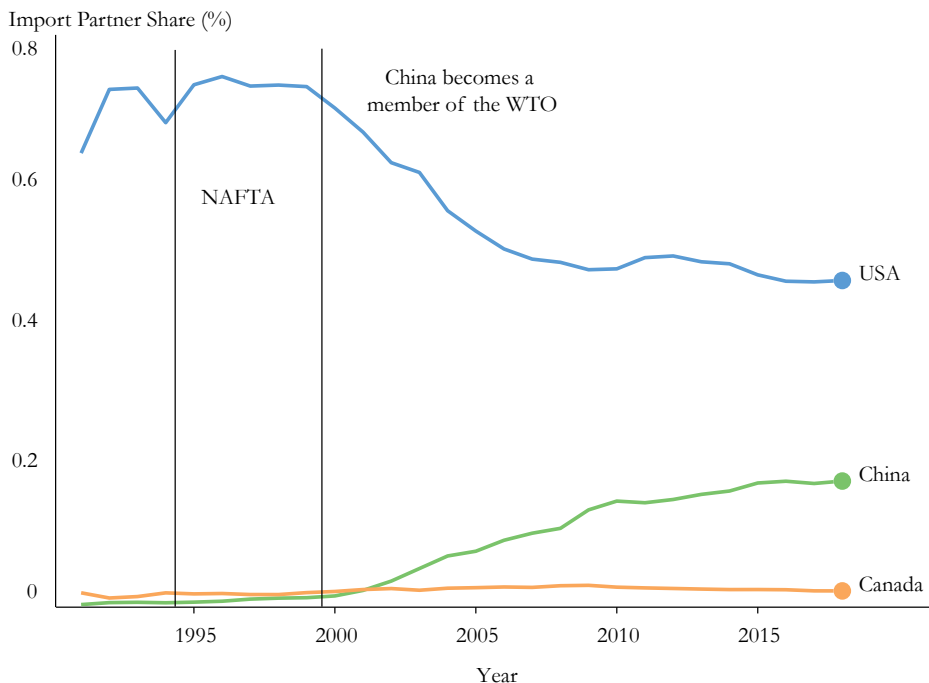


Source: Own elaboration.

Our calculations in the results section (the measure of concentration by groups of states evolve differently) imply that the increase in concentration after NAFTA was not homogenous across every Mexican state; furthermore, the negative effect after 2001 was more marked in some states than in others. It is not possible to determine exactly which states exported more after NAFTA (or exported less after 2001),¹⁵ but we can infer this from the information on their economic structures that shows the number of workers per economic activity and the complexity of the goods they are able to produce.

¹⁵ INEGI provides export data by state and subsector (though not by destination country) from 2007 onward; so, to the best of our knowledge, this information does not exist.

Figure 4. *Market share of Mexico's imports*



Source: Own elaboration.

II. Methods

We begin by describing the method for measuring concentration, and then we explain how to compute economic complexity.

A. Data and methodology for measuring manufacturing concentration

The concentration of manufacturing production is calculated following the methodology of Mulligan and Schmidt (2005). To compute it, we use data on the Value-Added (VA) of 21 manufacturing subsectors at different

levels of disaggregation (4, 5, and 6 digits).¹⁶ We obtain this information from the 1994, 1999, 2004, 2009, and 2014 Economic Censuses published by Mexico's National Institute of Statistics and Geography (INEGI).¹⁷

The VA data of each census is sorted into a 32×21 matrix; $i = 1, 2, \dots, 32$ denote each Mexican state and $j = 1, 2, \dots, 21$ each manufacturing subsector. Each entry, $x_{i,j}$, of the matrix indicates the VA of subsector j in state i . The total VA of state i is calculated by summing all the entries of the rows, it is denoted by $X_{i,*}$. The total VA of subsector j is calculated by summing all the entries of the columns, it is denoted by $X_{*,j}$. The VA of the country is calculated by summing all the entries of the matrix and it is denoted by X .

A local indicator for each subsector j is the Coefficient of Localization (COL_j). To compute it, it is necessary to contrast the share of each industry j in the manufacturing production of each of the states to the share of each of the states on the national manufacturing production:

$$COL_j = 0.5 \sum_{j=1}^{32} \left| \frac{x_{i,j}}{X_{*,j}} - \frac{X_{i,*}}{X} \right| \quad (1)$$

A COL_j close to zero implies that the VA of that subsector is not geographically concentrated in just a few of the country's states; instead, it is homogeneously distributed among states according to their share of national manufacturing production. The greater the value of this coefficient for an industry j , the more confined this industry is in a specific region.

¹⁶ The manufacturing subsectors according to the North American Industry Classification System (NAICS) are the following: food, beverage, and tobacco products; textile mills; apparel; leather and allied products; wood; paper; printing and related activities; petroleum and coal; chemical products; plastic and rubber; nonmetallic mineral products; primary metal products; fabricated metal products; machinery; computer and electronic products; electrical equipment, appliance, and component manufacturing; transportation equipment; furniture, and miscellaneous.

¹⁷ In the 1994 census, economic activities are classified according to the Mexican Classification of Activities and Products (CMAP) system. From 1999 onward, the censuses use the NAICS. The 1994 data were adapted to make them consistent with the NAICS system.

A local indicator for each state i is the Coefficient of Specialization (COS_i). It is computed by comparing the share of the diverse manufacturing industries in each state to the share of the distinct manufacturing industries at the national level:

$$COS_i = 0.5 \sum_{j=1}^{21} \left| \frac{x_{i,j}}{X_{i,*}} - \frac{X_{*,j}}{X} \right| \quad (2)$$

The closer COS_i is to zero, the more diversified the production of the state i , i.e., it is as diversified as the nation. The greater the value of this coefficient for state i , the more specialized the state in some of the industries is.

The localization (COL) and specialization (COS) coefficients previously described are known as local indicators since they evaluate individual subsectors or states. To compute Global coefficients (either the Global Localization coefficient $G(L)$ that measures the localization of all manufacturing industries combined or the Global Specialization coefficient $G(S)$ that measures the degree of specialization of all states), we simply calculate the weighted sum of the local indicators. In particular, $G(L)$ weights the localization coefficients according to the subsectors' share of national manufacturing VA, $\left(u_j = \frac{X_{*,j}}{X}\right)$. Thus,

$$G(L) = \sum_{j=1}^{21} u_j COL_j \quad (3)$$

Analogously, $G(S)$ weights the specialization coefficients according to the states' share of national manufacturing VA, $\left(v_i = \frac{X_{i,*}}{X}\right)$. Thus,

$$G(S) = \sum_{i=1}^{32} v_i COS_i \quad (4)$$

where $G(L) = G(S)$.

B. Economic complexity

Hausmann and Hidalgo (2009) propose an approach that seeks to measure all the productive capabilities of an economy at once, a measure they refer to as economic complexity. To compute it, the researcher needs to have information on the relative economic structure of various economies. In their original proposal, they use product export data from the Standard International Trade Classification (SITC) at the 4-digit level to calculate the measure for 129 countries.¹⁸ To compute the economic complexity of Mexico's states, we follow Chávez et al. (2017). Due to the absence of sufficiently disaggregated information on export products among states, we use Census Data on people employed by economic activity to provide information on their relative economic structure. Each census considers an average of 880 economic activities.

Studies show that more complex economies (i.e., ones with more productive capabilities)¹⁹ tend to be more economically diverse and produce less ubiquitous products. Less complex economies manufacture products that many other economies manufacture, while more complex economies manufacture not only these but also various others. This suggests that less complex economies have accumulated fewer and more commonly found capabilities than more complex ones. Furthermore, more complex economies manufacture more sophisticated products (i.e., products that require more capabilities), while less complex ones tend to manufacture more basic products requiring capabilities that tend to exist in every economy.

¹⁸ They check the robustness of their results using two additional data sets: i) the COMTRADE Harmonized System at the 4-digit level (1241 products, 103 countries); and ii) the North American Industry Classification System (NAICS) at the 6-digit level (318 products and 150 countries). They show that their results are not affected by the use of different data sets at distinct levels of aggregation.

¹⁹ The original proponents do not provide a precise definition of productive capabilities; but if the concept includes anything that is essential for manufacturing a product, then we can conclude that it is a very broad one, comprising both tangible things (such as having certain natural resources or infrastructure) and non-tangible things (such as having an innovative environment or solid justice institutions).

Our hypothesis is that the evolution of the states' production concentration with similar economic structures (i.e., with comparable levels of economic complexity) should be more alike because NAFTA and Chinese competition affect them in a more similar way. Therefore, we expect the measures of production concentration to evolve in a more similar way for states with comparable levels of economic complexity. Analogously, we anticipate that the level of production of manufacturing industries with comparable levels of economic complexity will evolve more similarly during this period. All of this, as a result of international trade, was a very important force in shaping the development of the states and the manufacturing industries in the period being analyzed.

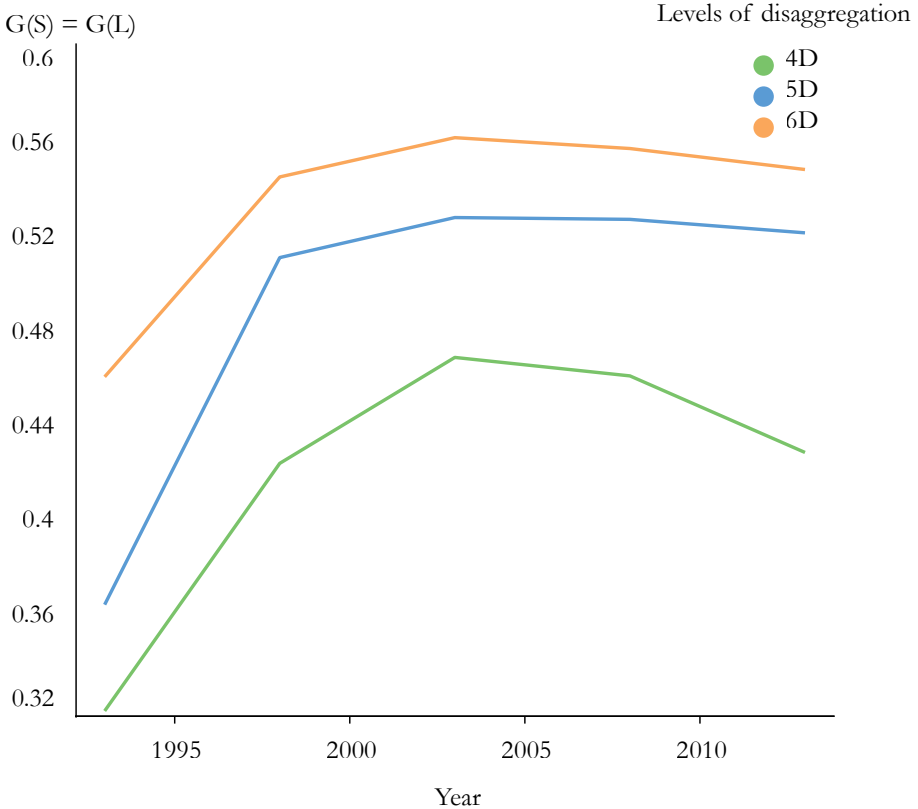
III. Results

We begin by presenting the results of the estimated measure of concentration with the 32 states divided into two groups.²⁰ Figures 5 and 6 show the evolution of the measure of manufacturing production concentration for more complex states and less complex states, respectively.

The results in Figure 5 show that, once NAFTA came into effect, there was an immediate increase in the concentration of manufacturing production. This implies that more complex states specialized in the production of particular goods. In the second 5-year period, this increase in concentration continued at a more moderate pace. With China now a member of the WTO and competing for the U.S. market, in the third and fourth 5-year subperiods, the move towards greater specialization came to a halt, perhaps even reversing somewhat.

²⁰ Group 1 is composed of more complex states: Nuevo León, Coahuila, Querétaro, Baja California, Chihuahua, Ciudad de México, Tamaulipas, Jalisco, Estado de México, Guanajuato, Sonora, San Luis Potosí, Aguascalientes, Durango, Puebla, and Sinaloa, all located in the center and north of the country. Group 2 is composed of less complex states: Tlaxcala, Hidalgo, Yucatán, Baja California Sur, Colima, Morelos, Quintana Roo, Zacatecas, Nayarit, Michoacán, Veracruz, Campeche, Tabasco, Chiapas, Oaxaca, and Guerrero, most of which are located in the south.

Figure 5. *Evolution of manufacturing production concentration, more complex states**

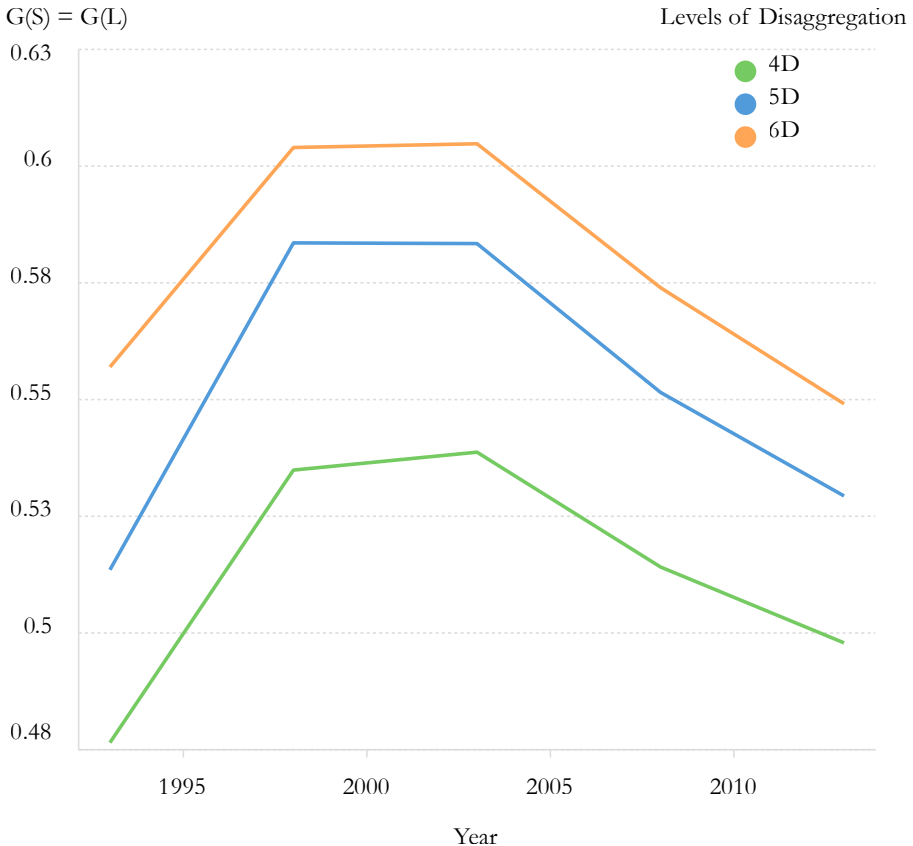


*The measure of concentration is calculated at different levels of disaggregation (i.e., 4, 5, and 6 digits) according to the NAICS.

Source: Own elaboration.

Figure 6 shows the evolution of the level of concentration of less complex states. It is clear that the dynamics are similar to those of their more complex counterparts; nevertheless, upon closer analysis important differences become apparent. First, the rate at which production in less complex states becomes more concentrated is significantly lower in the first and second 5-year subperiods. Second, the entry of China to the WTO had a stronger impact on their level of specialization. At the end of the period

Figure 6. Evolution of manufacturing production concentration, less complex states*



*The measure of concentration is calculated at different levels of disaggregation (i.e., 4, 5, and 6 digits) according to the NAICS.

Source: Own elaboration.

analyzed, these states had almost the same level of concentration as they had had in 1993. It would appear that competition from China for the U.S. market overturned the gains in production specialization achieved following the enactment of NAFTA.

Table 1 below shows the percentage change in concentration. From this table, it is easier to appreciate just how different the changes in concentration were for the two groups of states.²¹

Table 1. *Percentage change in production concentration, two groups*

Group		1993-1998	1998-2003	2003-2008	2008-2013	
1	16 most complex	4D	27.92	9.34	-3.71	-4.11
		5D	34.95	2.98	-0.13	-0.98
		6D	16.37	2.76	-0.74	-1.45
		avg.	26.41	5.03	-1.53	-2.18
2	16 least complex	4D	12.25	0.72	-4.56	-3.16
		5D	13.64	-0.02	-5.46	-4.02
		6D	8.44	0.13	-5.09	-4.34
		avg.	11.44	0.27	-5.04	-3.84

Source: Own elaboration.

Tables 2 and 3 show the coefficient of localization (COL_j), percentage share (u_j), and level of localization adjusted according to their share ($Col_j u_j$) of every manufacturing subsector (3-digit). These concepts were described in the methodology section, specifically in Equations 1 and 2. This information shows that, after 1993 and 2001, the two groups of states tended to specialize in different manufacturing goods.²²

²¹ Table A1 from Appendix shows an analogous table showing the 32 states divided into four groups. The results we found were very similar.

²² The information is shown at a 3-digit level of aggregation, where there are 21 manufacturing subsectors. At the 4-digit level, there are 84 different manufacturing industries; at the 5-digit level, there are 179 manufacturing sub industries; and at the 6-digit level, there are 291 classes of economic activities.

Table 2. Evolution of industrial localization, most complex states*

Manufacturing subsector	1993		1998		2003		2008		2013						
	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j					
Transportation equipment	0.247	0.097	0.024	0.061	0.352	0.207	0.073	0.318	0.179	0.057	0.28	0.255	0.071		
Chemicals	0.278	0.124	0.035	0.306	0.129	0.04	0.417	0.112	0.047	0.389	0.13	0.051	0.37	0.089	0.033
Food products	0.183	0.158	0.029	0.201	0.138	0.028	0.262	0.127	0.033	0.234	0.147	0.034	0.276	0.184	0.051
Electronics	0.543	0.043	0.027	0.557	0.054	0.03	0.549	0.06	0.033	0.565	0.05	0.028	0.515	0.034	0.017
Tobacco and beverages	0.25	0.096	0.024	0.183	0.061	0.011	0.304	0.073	0.022	0.274	0.078	0.021	0.331	0.07	0.023
Petroleum and coal	0.509	0.023	0.012	0.888	0.022	0.02	0.966	0.021	0.02	1.188	0.007	0.008	0.675	0.021	0.014
Electrical appliances	0.251	0.051	0.013	0.223	0.047	0.011	0.313	0.04	0.013	0.251	0.046	0.012	0.323	0.037	0.012
Primary metal industries	0.536	0.03	0.016	0.486	0.047	0.023	0.389	0.029	0.011	0.474	0.066	0.031	0.482	0.071	0.034
Apparel	0.278	0.028	0.008	0.26	0.033	0.009	0.294	0.038	0.011	0.282	0.024	0.007	0.316	0.017	0.005
Non-metal products	0.375	0.064	0.024	0.207	0.051	0.011	0.197	0.055	0.011	0.216	0.041	0.009	0.16	0.023	0.004
Paper	0.241	0.022	0.005	0.205	0.027	0.006	0.377	0.028	0.011	0.238	0.026	0.006	0.335	0.024	0.008
Metal products	0.127	0.059	0.007	0.278	0.061	0.017	0.216	0.047	0.01	0.151	0.052	0.008	0.155	0.045	0.007
Plant and machinery	0.175	0.02	0.005	0.26	0.03	0.008	0.313	0.027	0.009	0.357	0.032	0.012	0.335	0.028	0.01
Plastics and rubber	0.21	0.043	0.009	0.256	0.052	0.013	0.17	0.046	0.008	0.15	0.043	0.006	0.213	0.035	0.007
Other industries	0.279	0.009	0.002	0.263	0.015	0.004	0.326	0.024	0.008	0.423	0.026	0.011	0.383	0.022	0.008

Continue

Table 2. Continuation

Manufacturing subsector	1993		1998		2003		2008		2013						
	COL_j	u_j	COL_{u_j}	u_j	COL_j	u_j	COL_{u_j}	u_j	COL_j	u_j	COL_{u_j}				
Leather and hides	0.452	0.017	0.008	0.553	0.012	0.007	0.664	0.011	0.007	0.694	0.01	0.007	0.677	0.013	0.009
Printing and publishing	0.367	0.038	0.014	0.377	0.013	0.005	0.376	0.014	0.005	0.351	0.013	0.004	0.35	0.01	0.004
Furniture	0.197	0.013	0.003	0.249	0.015	0.004	0.273	0.015	0.004	0.252	0.012	0.003	0.258	0.011	0.003
Textile mill products	0.29	0.025	0.007	0.35	0.018	0.006	0.302	0.013	0.004	0.37	0.01	0.004	0.418	0.007	0.003
Textile products	0.205	0.015	0.003	0.188	0.006	0.001	0.332	0.005	0.002	0.267	0.004	0.001	0.239	0.003	0.001
Lumber/wood	0.48	0.008	0.004	0.445	0.005	0.002	0.294	0.006	0.002	0.29	0.003	0.001	0.324	0.003	0.001
$G(L)$		0.277		0.302			0.343			0.321			0.344		

*The manufacturing subsectors are ranked from highest to lowest according to their weighted localization coefficient (COL_{u_j}) in 2003.

Source: Own elaboration.

Table 3. Evolution of industrial localization, least complex states*

Manufacturing subsector	1993		1998		2003		2008		2013	
	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j
Chemicals	0.495	0.219	0.435	0.216	0.458	0.278	0.371	0.362	0.383	0.326
Petroleum and coal	0.488	0.176	0.572	0.041	0.616	0.144	0.564	0.053	0.529	0.109
Food products	0.284	0.144	0.239	0.174	0.289	0.156	0.146	0.167	0.218	0.2
Non-metal products	0.512	0.068	0.385	0.126	0.357	0.119	0.435	0.085	0.405	0.042
Tobacco and beverages	0.441	0.105	0.397	0.106	0.282	0.104	0.522	0.065	0.46	0.072
Primary metal industries	0.846	0.045	0.545	0.095	0.63	0.031	0.462	0.115	0.526	0.08
Apparel	0.477	0.014	0.486	0.054	0.566	0.031	0.589	0.02	0.599	0.017
Textile mill products	0.53	0.028	0.607	0.035	0.591	0.023	0.683	0.011	0.664	0.012
Transportation equipment	0.727	0.087	0.616	0.048	0.642	0.02	0.535	0.028	0.722	0.05
Plastics and rubber	0.491	0.019	0.37	0.022	0.477	0.022	0.54	0.021	0.559	0.015
Paper	0.652	0.014	0.303	0.02	0.446	0.017	0.503	0.02	0.483	0.018
Metal products	0.248	0.016	0.183	0.018	0.324	0.014	0.305	0.014	0.317	0.02
Other industries	0.51	0.004	0.47	0.007	0.516	0.007	0.594	0.006	0.586	0.005
Lumber/wood	0.552	0.008	0.593	0.011	0.492	0.007	0.575	0.005	0.546	0.004
Electrical appliances	0.471	0.008	0.676	0.008	0.652	0.005	0.642	0.006	0.646	0.005

Continue

Table 3. Continuation

Manufacturing subsector	1993		1998		2003		2008		2013	
	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j	COL_j	u_j
Plant and machinery	0.259	0.009	0.316	0.01	0.416	0.005	0.266	0.005	0.318	0.006
Furniture	0.467	0.005	0.416	0.008	0.393	0.005	0.419	0.005	0.463	0.005
Printing and publishing	0.346	0.015	0.328	0.005	0.381	0.005	0.318	0.004	0.349	0.004
Textile products	0.412	0.008	0.426	0.007	0.43	0.004	0.46	0.004	0.618	0.005
Electronics	0.715	0.006	0.806	0.002	0.773	0.002	0.881	0.003	0.772	0.002
Leather and hides	0.388	0.001	0.359	0.007	0.396	0.002	0.435	0.002	0.353	0.002
$G(L)$		0.44		0.426		0.438		0.392		0.415

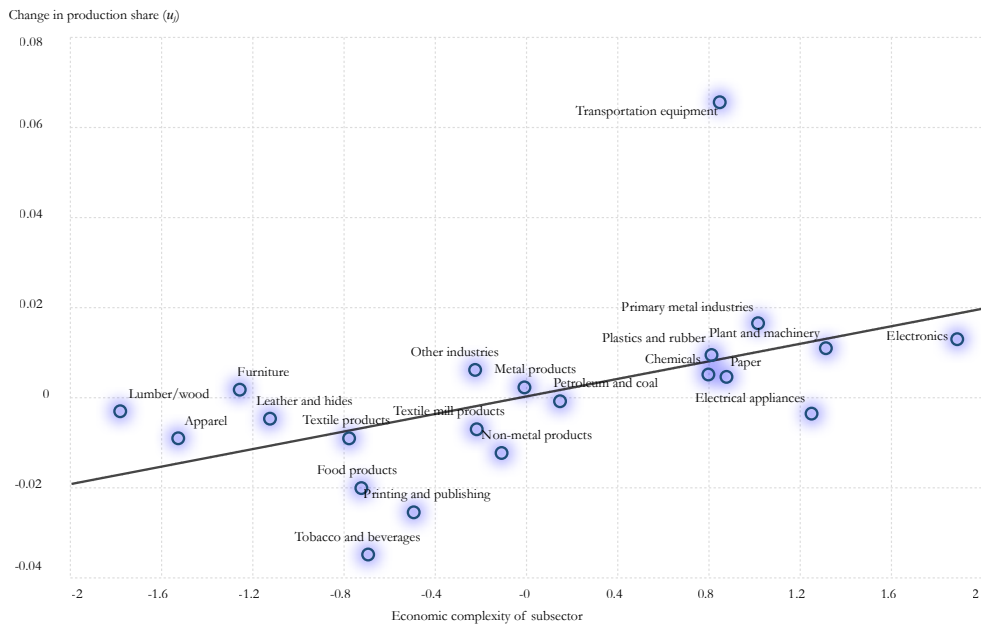
*The manufacturing subsectors are ranked from highest to lowest according to their weighted localization coefficient ($COLu_j$) in 2003.

Source: Own elaboration.

The information in Tables 2 and 3 combined with the level of economic complexity of the manufacturing subsectors make it clear which class of manufacturing goods each group specialized in after NAFTA.²³

Figure 7 shows the relationship between the level of complexity of each manufacturing subsector and the change in its production share from 1993 to 1998, $(u_j^{1998} - u_j^{1993})$.

Figure 7. *Change in production by subsector, most complex states, 1993-1998*



Source: Own elaboration.

Since NAFTA came into effect, it became clear that there is a positive relationship between the level of complexity of manufacturing subsectors and their change in production share, i.e., more complex states tend to focus more on the production of more complex or sophisticated goods. The subsector that saw the biggest increase in its share in these five years was transportation

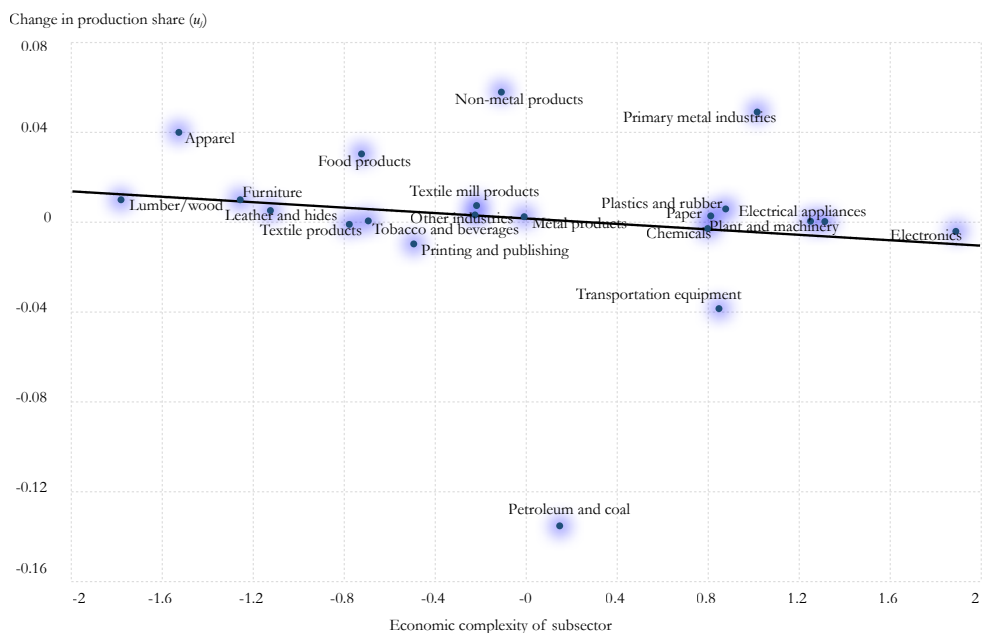
²³ Table A2 form Appendix shows the estimated level of economic complexity of manufacturing subsectors.

at 6.6 %, followed by primary metal industries at 1.7%, electronics at 1.1%, and plant and machinery at 1.0%.

As other studies have found, this may reflect the fact that the economic structures of complex states were ready to produce those goods demanded internationally; therefore, they immediately switched to specializing in these types of goods once NAFTA came into force.

Figure 8 shows the relationship between the level of complexity of each manufacturing subsector and the change in its production share in less complex states in the same period.

Figure 8. *Change in production by subsector, least complex states, 1993-1998*



Source: Own elaboration.

This graph shows that less complex states tended to specialize in the production of less complex goods after NAFTA came into effect. The subsector that most increased its share in these five years was non-metal

products at 5.8 %, followed by primary metal industries at 4.9%, apparel at 4%, and food products at 3.0%.

These figures make it clear that each group of states specialized in different goods once NAFTA was in place, i.e., those in which they had a comparative advantage.

These findings are in line with those of previous studies mentioned in the introductory section. It would appear that trade competition has been changing over time. Initially (i.e., immediately after 2001), a large proportion of China's exports were of low-skilled-work-intensive products (i.e., less complex goods); however, over time it has not only continued to export those goods, but also moved towards exporting more sophisticated/complex goods.

The results in Tables 2 and 3 show that the production of almost every manufacturing subsector has been affected by Chinese competition, except that of transportation equipment. Though the latter's share did fall by 2.8% during the period 2003-2008 (falling from 20.7 in 2003 to 17.9 in 2008), by 2013 it had risen again to reach 25.5% of Mexico's total manufacturing production.

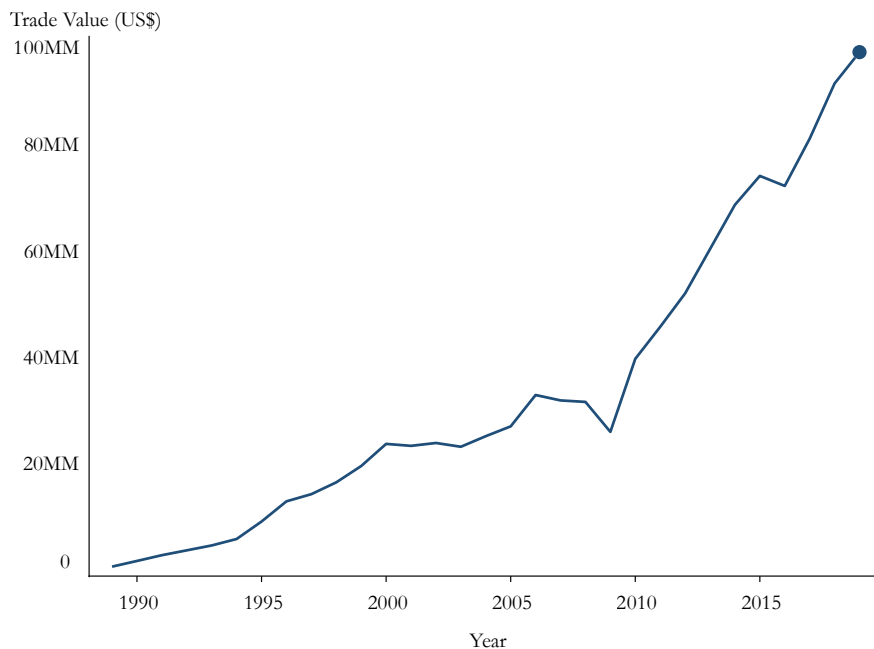
Finally, we use data on Mexico's exports of transportation equipment to the U.S. (its main destination market for this type of good) to show the important role of international trade in shaping Mexico's manufacturing production and that of its states.²⁴

Figure 9 shows how exports of transportation equipment increase throughout the period shown, albeit at different rates.

Table 4 shows that there is a correlation between the percentage change in transportation equipment exports and the change in the production share of transportation equipment ($u_{TE}^{t+1} - u_{TE}^t$). This would imply that Mexico's trading opportunities govern the dynamics of manufacturing production in Mexican states.

²⁴ We use this subsector because it is the one that provides the clearest example of this relationship. Since the data on this website is not classified according to NAICS codes, it is very difficult to conduct this exercise for every one of the other 20 manufacturing subsectors.

Figure 9. *Mexico's exports of transportation equipment to the U.S.**



*This data was retrieved from <https://comtrade.un.org/data>.

Source: Own elaboration.

Table 4. *Changes in transportation equipment*

Period	Percentage change in transportation equipment exports to the U.S.	Change in the production share of transportation equipment
1993-1998	206.06	6.5
1998-2003	37.94	4.5
2003-2008	34.68	2.8
2008-2013	87.72	7.6

Source: Own elaboration.

Conclusions

This study shows the important role of international trade in bringing about an adjustment of manufacturing industry production in Mexican states and, therefore, in shaping the development of their economic structure in the period 1993-2013.

On the one hand, our results confirm that the production of states behaves in accordance with the predictions of standard models of international trade, i.e., when trading opportunities increase (e.g., after NAFTA), states tend to specialize in goods in which they have a comparative advantage or in which they increase their level of production concentration. In contrast, when trading opportunities decrease (e.g., after China joined the WTO), their level of concentration diminishes or declines. On the other hand, it is clear that the production concentration of states changed heterogeneously. This diverse response to NAFTA and Chinese competition can be explained by the pre-existing economic structures of those states or the types of manufacturing goods they were capable of producing.

More complex states took immediate advantage of the new sources of growth NAFTA offered by specializing in the most sophisticated goods Mexico could manufacture. This was possible because they had the productive capabilities to provide the goods demanded by our trading partners (the U.S. and Canada). Furthermore, the fact that the most complex states tend to be located in the north of the country gave them an additional transport cost advantage. Less complex states also specialized in the production of goods that their economic structure allowed them to manufacture at a relative advantage, i.e., less sophisticated goods.

The accession of China to the WTO and its enhanced presence in U.S. product markets after 2001 had little effect on more complex states because there was no overlap between the goods they were exporting to the U.S. market and those that China was. In contrast, less complex states were more negatively affected. Their manufacturing exports to the U.S. were displaced by those from China, which also had a comparative advantage in the goods it was exporting.

Our study complements the literature describing the transformation of the Mexican economy after the economic liberalization period that started in the mid-80s and culminated with NAFTA. It includes a sectoral and geographical narrative of the main changes brought about by its integration into the greatest free market in the world.

Appendix

Table A1 shows how, in general, when the 32 states are divided into four groups the change in production concentration behaves similarly to when they are divided into two. The more complex the states in a group were, the greater the increase in the group's specialization after NAFTA (periods 1993-1998 and 1998-2003). After China's accession to the WTO (periods 1993-1998 and 1998-2003), the more complex the states in a group were, the smaller the reduction in the group's specialization.

Table A1. *Level of economic complexity by subsector**

Group			1993–1998	1998–2003	2003–2008	2008–2013
1	8 most complex states	4D	31,8	7,56	-4.631	-0.52
		5D	31.2	7.77	-1.35	-1.43
		6D	15.08	7.14	-1.98	-2.45
		avg.	26.03	7.5	-2.65	-1.47
2	second 8 most complex states	4D	27.87	7.81	-0.45	0.33
		5D	41.83	3.32	-0.67	1.37
		6D	17.81	2.44	0.93	0.15
		avg.	29.17	4.52	-0.06	0.62
3	third 8 most complex states	4D	12.02	4.59	-5.39	0.99
		5D	14.99	4.12	-4.07	0.56

Continue

Table A1. *Continuation*

Group		1993–1998	1998–2003	2003–2008	2008–2013	
	6D	8.4	3.31	-2.53	0.16	
	avg.	11.81	4.01	-3.99	0.57	
4	8 least complex states	4D	8.36	4.05	-17.04	-1.93
		5D	11.77	3.38	-23.75	0.28
		6D	7.7	1.05	-24.05	1.13
		avg.	9.28	2.82	-21.61	-0.13

Note: *As shown in other studies, the complexity measure is standardized.

Source: Own elaboration

Group 1 (comprising the 8 most complex states) is composed of Nuevo León, Coahuila, Querétaro, Baja California, Chihuahua, Ciudad de México, Tamaulipas, and Jalisco. Group 2 (the second 8 most complex states) is composed of Estado de México, Guanajuato, Sonora, San Luis Potosí, Aguascalientes, Durango, Puebla, and Sinaloa. Group 3 (the third 8 most complex states) is composed of Tlaxcala, Hidalgo, Yucatán, Baja California Sur, Colima, Morelos, Quintana Roo, and Zacatecas. Group 4 (the 8 least complex states) is composed of Nayarit, Michoacán, Veracruz, Campeche, Tabasco, Chiapas, Oaxaca, and Guerrero.

Table A2. *Level of economic complexity by subsector**

NAICS code	Level of economic complexity by subsector*
311	Food products -0.724
312	Tobacco and beverages -0.694
313	Textile mill products -0.218
314	Textile products -0.778
315	Apparel -1.527
316	Leather and hides -1.125

Continue

Table A2. Continuation

NAICS code	Level of economic complexity by subsector*	
321	Lumber/wood	-1.781
322	Paper	0.877
323	Printing and publishing	-0.495
324	Petroleum and coal	0.147
325	Chemicals	0.797
326	Plastics and rubber	0.811
327	Non-metal products	-0.109
331	Primary metal industries	1.015
332	Metal products	-0.009
333	Plant and machinery	1.312
334	Electronics	1.888
335	Electrical appliances	1.25
336	Transportation equipment	0.847
337	Furniture	-1.257
339	Other industries	-0.225

Nota: *As shown in other studies, the complexity measure is standardized.

Source: Own elaboration

The level of complexity was calculated using classes of economic activities (6-digit level) because the more disaggregated the information, the better the computation (see Hausmann and Hidalgo, 2009).

To obtain the ranking by subsectors, we average the estimated level of complexity for the classes of economic activities that belong to each subsector.

References

Amiti, M. (1999). Specialization Patterns in Europe. *Weltwirtschaftliches Archiv*(135), 573-593. <https://doi.org/10.1007/BF02707385>

- Autor, D. H., Dorn, D., & Hanson, G. H. (2013). The China Syndrome: Local Labor Markets Effects of Import Competition in the United States. *The American Economic Review*, 103(6), 2121-2168. <https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121>
- Chávez, J.C., Mosqueda, M.T., & Gómez-Zaldívar, M. (2017). Economic Complexity and Regional Growth Performance: Evidence from the Mexican Economy. *The Review of Regional Studies*, 47(2), 201-219. <https://doi.org/10.52324/001c.8023>
- Chiquiar, D., Covarrubias, E., & Salcedo, A. (2017). Labor Market Consequences of Trade Openness and Competition in Foreign Markets [Working Paper No. 2017-01, Banco de México]. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7BEC38A50D-E60F-3FDE-BB37-CAFD8643B922%7D.pdf>
- Ezcurra, R., Pascual, P., & Rapún, M. (2006). Regional Specialization in the European Union. *Journal of Regional Studies*, 40(6), 601-616. <https://doi.org/10.1080/00343400600868754>
- Gómez-Zaldívar, M., Mosqueda, M. T., & Duran, J A. (2017). Localization of Manufacturing Industries and Specialization in Mexican States: 1993-2013. *Regional Science Policy & Practice*, 9(4), 301-315. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12111>
- Hausmann, R., & Hidalgo, C. A. (2009). The Building Blocks of Economic Complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (n.d.). Homepage. Accessed on September 15, 2020. <https://en.www.inegi.org.mx/>
- Iranzo, S., & Ma, A. C. (2006). *The Effect of China on Mexico-U.S. Trade: Undoing NAFTA?* [Working Paper]. <https://www.etsg.org/ETSG2007/papers/iranzo.pdf>
- Kim, S. (1995). Expansion of Markets and the geographic distribution of Economic Activities: The Trends in US Regional Manufacturing

- Structure, 1860-1987. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 881-908. <https://doi.org/10.2307/2946643>
- Kim, S. (1999). Regions, Resources, and Economic Geography: Sources of US Regional Comparative Advantage, 1880-1987. *Regional Science and Urban Economics*, 29(1), 1-32. [https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(98\)00010-6](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(98)00010-6)
- Krenz, A. (2010). *Industrial Localization and Countries Specialization in the European Union* [Working Paper]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1645897>
- Krugman, P. (1991a). *Geography and Trade*. MIT Press. <https://mitpress.mit.edu/books/geography-and-trade>
- Krugman, P. (1991b). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- Krugman, P., & Venables, A. J. (1995). Specialization and the Inequality of Nations. *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 857-880. <https://doi.org/10.2307/2946642>
- Krugman, P. and Venables, A. J. (1996). Integration, Specialization and Adjustment. *European Economic Review*, 40(3-5), 959-967. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00104-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00104-2)
- Maurel, F., & Sédillot, B. (1999). A Measure of The Geographic Concentration in French Manufacturing Industries. *Regional Science and Urban Economics*, 29(5), 575-604. [https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(99\)00020-4](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(99)00020-4)
- Mendez, O. (2015). The Effect of Chinese Import Competition on Mexican Local Labor Markets. *North American Journal of Economics and Finance*, 34, 364-380. <https://doi.org/10.1016/J.NAJEF.2015.09.009>
- Mulligan, G. F., & Schmidt, C. (2005). A Note on Localization and Specialization. *Growth and Change*, 36(4), 565-576. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2005.00295.x>

- Paluzie, E., Pons, J., & Tirado, D.A. (2001). Regional integration and specialization patterns in Spain. *Journal of Regional Studies*, 35, 285-296. <https://doi.org/10.1080/00343400125457>
- Sargent, J., & Matthews, L. (2009). China versus Mexico in the Global EPZ Industry: Maquiladoras, FDI Quality, and Plant Mortality. *World Development*, 37(6), 1069-1082. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.10.002>
- Storper M., Yun-chung C., & De Paolis, F. (2002). Trade and The Location of Industries in The OECD and European Union. *Journal of Economic Geography*, 2(1), 73-107. <https://doi.org/10.1093/jeg/2.1.73>
- Utar, H., & Torres-Ruiz, L. B. (2013). International competition and Industrial Revolution: Evidence from the Impact of Chinese Competition on Mexican Maquiladoras. *Journal of Development Economics*, 105, 267-287. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.08.004>

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

Jaime Tenjo Galarza y Jenifer Arango Silva

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Jaime Tenjo Galarza y Jenifer Arango Silva

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

Resumen: *El presente artículo analiza la forma como las personas toman decisiones sobre el tiempo que dedican a actividades en el mercado —trabajo remunerado— y a la producción de bienes y servicios domésticos —trabajo no remunerado—. Para esto, se construye un modelo de ecuaciones simultáneas que explica la cantidad de tiempo dedicada a estos dos tipos de actividades. El modelo se estima para hombres y mujeres que tienen empleo en el mercado laboral. Después de corregir algunos problemas econométricos, se encuentra que las decisiones son diferentes para hombres y mujeres. Para estas últimas, las variables asociadas con demandas surgidas de la necesidad de producción de bienes y servicios domésticos aumentan el tiempo que ellas dedican a producción de estos, aunque no siempre disminuyendo el tiempo que dedican al mercado laboral.*

Palabras clave: *diferencias por género, discriminación, economía del cuidado, producción doméstica, uso del tiempo.*

Clasificación JEL: J01, J12, J13, J16, J70, J71.

Labor Market and Domestic Production: How Men and Women Allocate Their Time

Abstract: *This article analyzes the decisions people make about devoting time to labor market activities (paid labor) and domestic production of goods and services (unpaid labor). This is done with the help of a simultaneous equation model that explains the amount of time devoted to each activity. After dealing with some econometric problems, we obtain results that indicate that men and women make different decisions. In the case of women, variables associated with the demand for domestically produced goods and services play a significant role, increasing the amount of time devoted to these activities, although not always lowering the time for labor market activities.*

Keywords: *Gender differences, discrimination, domestic production, time allocation.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347346>



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/>

Le marché du travail et les activités domestiques : comment les hommes et les femmes répartissent leur temps?

Résumé: *Cet article analyse la façon dont les personnes décident le temps qu'elles consacrent aux activités marchandes —un travail rémunéré— et à la production de biens et de services domestiques —un travail non rémunéré—. Pour ce faire, un modèle d'équations simultanées est construit afin d'expliquer le temps consacré à ces deux types d'activités. Le modèle est estimé sous l'hypothèse selon laquelle les hommes et les femmes sont employés sur un marché du travail. Après avoir corrigé certains problèmes économétriques, on constate que les décisions sont différentes pour les hommes et pour les femmes. Pour ces dernières, les variables associées aux demandes découlant de la nécessité de produire des biens et services domestiques, augmentent le temps qu'elles consacrent à ceux-ci, sans diminuer pour autant le temps qu'elles consacrent au marché du travail.*

Mots clés: *différences entre les sexes, discrimination, économie des soins, production domestique, utilisation du temps.*

Cómo citar / How to cite this item:

Tenjo Galarza, J., & Arango Silva, J. E. (2022). Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo. *Lecturas de Economía*, 97, 291-324.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a347346>

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

Jaime Tenjo Galarza ^a y Jenifer Arango Silva ^b

–Introducción. –I. Revisión bibliográfica. –II. Modelo de asignación de tiempo. –III. Información estadística y análisis descriptivo. –IV. Estimación del modelo y resultados. –Conclusiones. –Anexo –Agradecimientos. –Referencias.

Primera versión recibida el 27 de agosto de 2021; versión final aceptada el 1 de diciembre de 2021

Introducción

Tradicionalmente las mujeres han sido las principales responsables por una serie de actividades asociadas con la producción de bienes y servicios domésticos —conocidas como actividades de cuidado— que no se remuneran por no ser hechas a través del mercado. Estas incluyen labores relacionadas con la atención de niños y ancianos, el mantenimiento de las condiciones de aseo, limpieza y condiciones generales de la residencia de la familia, la preparación de alimentos para la familia, etcétera. En los últimos 100 años las mujeres han aumentado de manera muy importante sus niveles educativos y su participación en el mercado laboral, lo cual ha incrementado sus obligaciones y las demandas sobre su tiempo, ya que sus responsabilidades en la producción doméstica no se han reducido en la misma proporción.

El propósito de este artículo es investigar algunos de los factores que pueden explicar las diferencias en la asignación de tiempo a actividades en el mercado laboral —trabajo remunerado— y en la producción de bienes y servicios domésticos —no remunerados—. Para esto, se realizó una estimación de las horas semanales que las personas dedican a labores asociadas con actividades de producción de bienes y servicios domésticos

^a *Jaime Tenjo Galarza*: consultor independiente, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: jaime.tenjo@gmail.com <https://orcid.org/0000-0002-9524-9612>

^b *Jenifer Arango Silva*: emprendedora en Pardo Sports Team, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: ferarango_02@hotmail.com <https://orcid.org/0000-0003-2947-2493>

(descartando actividades de estudio, de descanso y de entretenimiento) y a trabajo remunerado. A partir de estas estimaciones se construyó un modelo econométrico simple de asignación que estimamos para personas que tienen empleos en el mercado laboral (trabajan por lo menos una hora a la semana) y se contrastó la diferencia en la forma como hombres y mujeres hacen dicha asignación.

La estructura del artículo es la siguiente: posterior a esta introducción, en la primera sección se hace un breve resumen de la literatura enfatizando tanto aspectos teóricos como empíricos, especialmente los más relevantes para Colombia. En la segunda parte se presenta el modelo econométrico. Posteriormente, en la tercera, se pueden ver algunos resultados preliminares basados en estadísticas descriptivas. La cuarta parte presenta los resultados de las estimaciones econométricas y finalmente, se derivan algunas conclusiones generales.

I. Revisión bibliográfica

Una buena parte de los estudios sobre uso de tiempo tienen que ver con los determinantes de la oferta laboral en el mercado. El tema de uso de tiempo y su asignación a actividades de producción doméstica ha recibido atención dentro del área conocida como Economía de la Familia (*Household Economics*). Otras áreas de la economía, como la teoría de juegos y la negociación al interior de las familias también han tratado este tema.

A. Contribuciones teóricas

Dentro de las muchas contribuciones hechas por Gary Becker, una de las más importantes es su teoría sobre el uso del tiempo (Becker, 1976a). Aquí, él construye un modelo de comportamiento del consumidor en el que los bienes y servicios por sí mismos no generan ninguna satisfacción; ésta se obtiene a través de las actividades de consumo en las cuales hay dos insumos generales: bienes y servicios obtenidos en el mercado y el tiempo del consumidor. Por ejemplo, la actividad de comer se realiza con los bienes que se consumen (comida) y el tiempo que le toma al consumidor el

consumo de dicha comida más el tiempo necesario para su preparación y otras actividades conducentes. El consumidor maximiza su satisfacción asignando de manera óptima su tiempo a las diversas actividades de consumo y trabajo en el mercado laboral. Dicha maximización está sujeta a dos restricciones: la restricción presupuestal —ingresos laborales y no laborales— y el tiempo. Dentro de cada actividad de consumo existe algún grado de flexibilidad dado por la posibilidad de sustitución entre bienes y tiempo y por la “tecnología” de consumo que escoge, que a su vez depende del costo relativo entre bienes y valor del tiempo del consumidor¹. Los cambios en esta tecnología —aparición o mejoramientos de electrodomésticos, por ejemplo— tienen un efecto importante en la forma como los consumidores asignan su tiempo (Cortés & Pam, 2019).

Si se pasa de considerar un consumidor aislado al contexto de una familia (Becker, 1976b) las restricciones presupuestales para la maximización de la utilidad familiar incluirían tanto el tiempo de los miembros del hogar como sus ingresos laborales —potenciales— y no laborales. En el hogar sus miembros deciden cómo asignar el tiempo a las diferentes actividades de mercado laboral y generación de bienes de consumo a partir de los salarios que cada uno pueda obtener —costo de oportunidad del tiempo— y sus ventajas comparativas en la producción de bienes y servicios domésticos (Becker, 1981). Este enfoque constituye un aparato analítico para estudiar el uso del tiempo, centra la atención en la producción de bienes y servicios domésticos —parte de lo cual más recientemente se ha conocido como la economía del cuidado— y da origen a los conceptos de ventajas comparativas y especialización dentro del hogar, que generalmente se hace a partir de las categorías de sexo.

Se ha debatido si las ventajas comparativas en la producción de bienes domésticos son innatas o adquiridas. El consenso parece estar del lado de los que piensan que son adquiridas, pero determinadas en gran parte por elementos de la cultura predominante. En este sentido, la división sexual del trabajo en la mayoría de las familias y en la sociedad es el resultado inmediato

¹ Por ejemplo, la actividad de almorzar se puede realizar con una tecnología intensiva en tiempo (el consumidor prepara todos los alimentos y después los consume) o intensiva en bienes y servicios (el consumidor almuerza en un restaurante).

de ventajas comparativas adquiridas pero la decisión de quién las adquiere está determinada por elementos culturales.

Estas contribuciones de Becker (1976a; 1976b; 1981) dieron origen a una gran cantidad de literatura tanto teórica como empírica sobre temas que han llegado a conformar la llamada nueva economía del hogar o *New Household Economics* (NHE). Una revisión, así fuera superficial, de esta literatura sería demasiado larga para los propósitos de este artículo. Un buen resumen del estado de esta teoría, acompañada de ilustraciones empíricas para los Estados Unidos y con una presentación accesible a los lectores se puede encontrar en Blau y Winkler (2018).

B. Estudios sobre Colombia

En Colombia, las diferencias por género han sido ampliamente estudiadas. La mayoría de las investigaciones apuntan a las diferencias salariales o de ingreso laboral. También se han analizado diferencias en participación laboral y, más recientemente en desempleo. Sin embargo, solo recientemente se ha comenzado a investigar la producción de bienes domésticos y muy poco trabajo se ha hecho sobre la forma como hombres y mujeres asignan su tiempo a diferentes actividades. A continuación, se revisan brevemente algunos temas que se han investigado recientemente para el contexto colombiano.

Diferencias en participación laboral

El grado de vinculación de las mujeres al mercado laboral es el primer indicador de que una parte de su tiempo no se dedica a actividades de producción doméstica. Uno de los principales cambios en el mercado laboral colombiano ha sido el importante incremento en la participación laboral femenina en los últimos cincuenta años. Tenjo et al. (2017), usando datos para las 7 principales ciudades², estimaron que en 1976 la brecha de participación laboral por sexo era de aproximadamente 33 puntos porcentuales (67,4 para hombres y 34,4 para mujeres), para el año 2000 dicha brecha se había reducido

² Incluye Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Manizales, Pereira y Bucaramanga.

a la mitad (16,8 ppc). Un número de estudios ha investigado los determinantes de este incremento en participación y los efectos de la mayor oferta laboral en el mercado. Algunos de los resultados más importantes de estos estudios son:

- Entre los principales determinantes de la participación laboral femenina está el aumento en sus niveles de educación, pero otros factores como la existencia de niños en el hogar, el estado civil y el tamaño de las familias pueden limitar su efecto (Arango & Posada, 2002; Arango et al., 2003; Ribeiro y Meza, 1997). Adicionalmente, encuentran que los niveles de riqueza de los hogares tienen un efecto negativo sobre la participación en general y la femenina en particular. Un estudio más reciente (Amador et al., 2013) encuentra que el sector que lideró los aumentos en la participación femenina fue el de mujeres casadas con bajos niveles educativos.
- Algunos estudios, como los de Santamaría y Rojas (2001) y Duranton (2016) han mostrado evidencia del efecto del trabajador adicional — aumentos de participación en épocas de alto desempleo— y lo asocian con el comportamiento de los trabajadores secundarios, muchos de los cuales son mujeres.

Diferencias en ingresos laborales

Un número importante de documentos ha estudiado la brecha de ingresos laborales para años, ciudades o regiones específicas. En algunos casos se estudia la brecha en ingresos mensuales y en otros la brecha por hora, pero no encontramos un buen análisis sobre los determinantes de las diferencias en horas por género. En una investigación reciente (Tenjo G., 2021) encuentra que de una brecha salarial mensual por género de 21,9 %, la diferencia en horas trabajadas explica 16,7 ppc. Casi todos los estudios se basan en la descomposición de Oaxaca (Oaxaca, 1973) y Blinder (Blinder, 1973) con o sin corrección de selectividad. Los resultados que se han obtenido de aplicar esta descomposición al caso colombiano han sido interesantes. Entre 1976 y 1989 la brecha salarial por hora disminuyó rápidamente del 65,3 % al principio del período a 24,6 % al final. Sin embargo, la proporción de dicha

diferencia que corresponde a la medida bruta de discriminación no disminuyó tan rápidamente (Tenjo, 1993). Un segundo estudio expande la comparación hasta 1998 encontrando que la tendencia a la reducción de las brechas por hora se mantuvo (Tenjo et al., 2004).

Diferencias en uso de tiempo

El estudio de las diferencias por género en uso de tiempo es relativamente nuevo en Colombia. Sin embargo, ya existen algunas contribuciones importantes al tema. Ramírez (2016), en su tesis de grado, utiliza el concepto de “pobreza de tiempo” definiéndola como las personas que tienen menos del 60% de la mediana de tiempo libre en la población y a partir de dicha definición estima modelos logísticos para investigar algunos de los determinantes de dicho concepto de pobreza. Encontró que algunos de los determinantes de dicho tipo de “pobreza” son los niveles de riqueza, el tener que trabajar en el mercado laboral, los rangos de edad (los rangos medios, 30 a 40 años, son los que más riesgo tienen). Por el contrario, vivir con más adultos o vivir en hogares unipersonales disminuye la probabilidad de ser “pobre de tiempo”. Desafortunadamente este documento no desagrega las estimaciones por género.

Un estudio que sí intenta hacer una comparación entre hombres y mujeres es el de Ospina-Cartagena y García-Suaza (2020). Ellos se centran en la diferencia entre hombres y mujeres en uso de tiempo para actividades de trabajo doméstico y de cuidado no remunerado (TDCNR). Los autores utilizan la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo para Colombia del DANE para cuantificar la brecha de género en el tiempo dedicado a TDCNR y analizar algunos de sus posibles determinantes. Sus resultados sugieren que la brecha depende de factores como el nivel educativo, la ocupación y la estructura familiar. Según este estudio los hijos y la contribución que las personas hacen al ingreso del hogar pueden generar variaciones en la brecha de género entre 15 y 20 puntos porcentuales. El documento de Ospina y García (2020) no investigó las diferencias en el tiempo remunerado o tiempo dedicado al mercado entre hombres y mujeres.

El único documento que contrasta las diferencias por sexo en el uso

del tiempo tanto en actividades remuneradas como no remuneradas es la tesis de grado Arango (2020). En esta investigación se construyen modelos semilogarítmicos para explicar las horas trabajadas en actividades de mercado y de producción doméstica —que incluye actividades de cuidado— para una muestra de trabajadores en las 13 áreas metropolitanas en la GEIH de 2017. Se estiman ecuaciones diferentes para hombres y mujeres en función de las características observables de las personas —educación, experiencia, etcétera— y de características de su situación personal —estado civil, existencia de menores en el hogar, entre otras— y se hace una descomposición similar a la Oaxaca-Blinder para entender las diferencias en el uso del tiempo. Se encuentra que casi todas las diferencias promedio se explican por diferencias en los coeficientes de las ecuaciones y no por las características de las personas. Esto se interpreta como discriminación, en el sentido de que refleja los valores de la sociedad con respecto a ciertas características que en general se pueden tomar como proxis de las demandas por tiempo que enfrentan las personas.

II. Modelo de asignación de tiempo

En las sociedades actuales las personas trabajan para generar ingresos con los que pueden comprar bienes y servicios, para el sostenimiento y desarrollo propio y de sus familias. Sin embargo, como indica Gary Becker (Becker, 1976a), los bienes por sí mismos no producen ninguna satisfacción, esta proviene de su consumo y es un proceso que además de bienes requiere tiempo. El consumidor tiene una determinada cantidad de tiempo y su objetivo es asignar ese tiempo entre actividades de generación de ingreso —trabajo en el mercado laboral— y actividades de consumo, de tal manera que se maximice su satisfacción. Las actividades de consumo, como alimentarse, vestirse y otras requieren tiempo de preparación, de organización, etcétera. Una parte de este tiempo lo aporta el mismo consumidor, como es el caso del tiempo que toma almorzar o dormir, pero otra parte puede ser tiempo de otras personas, como los procesos de preparación de alimentos, limpieza, organización del sitio de residencia y demás actividades asociadas. En este contexto puede haber algún grado importante de sustitución entre tiempo y

bienes o servicios. Por ejemplo, las personas pueden decidir invertir tiempo en preparar sus propios alimentos o comprarlos ya preparados.

Aunque cada vez es mayor el número de personas que viven solas —hogares unipersonales—, la mayoría todavía lo hace en algún tipo de arreglos familiares —dos o más personas que comparten las actividades de consumo—. En este contexto la asignación de tiempo a diferentes actividades incluye el tiempo de los diferentes miembros de la familia. La especialización y las ganancias que traen las ventajas comparativas de sus integrantes mejoran los niveles de satisfacción de la familia. Las personas que tienen una ventaja relativa en la generación de ingresos a través del mercado dedicarán una parte más grande de su tiempo a estas actividades y una menor parte a las actividades de producción doméstica asociadas con el consumo y viceversa.

Como ya se dijo, tradicionalmente se ha supuesto que las ventajas comparativas están asociadas con el sexo de las personas, teniendo los hombres una ventaja relativa en la generación de ingreso y las mujeres en la producción de bienes y servicios domésticos. A partir de este supuesto se ha construido una división del trabajo al interior de las familias y en la sociedad como un todo.

Sin embargo, dichas ventajas comparativas no son innatas. Reflejan elementos de la cultura y han sido desarrolladas por la práctica. Por esa misma razón, la división del trabajo que resulta de ella no necesariamente es algo natural, sino más bien un fenómeno cultural. Los recientes avances en la educación de las mujeres y su creciente participación laboral han comenzado a cuestionar esta división del trabajo al interior de las familias y de la sociedad.

El problema que se plantea —entonces— es el de la forma como las personas asignan su tiempo entre los dos tipos de actividades mencionadas: trabajar en el mercado laboral en el que obtienen un salario o un ingreso con el cual pueden comprar bienes y servicios; o desarrollar actividades que producen bienes y servicios para su consumo —y el de su familia— como son la preparación de alimentos, limpieza del hogar, cuidado de niños, etcétera, pero no le genera ingresos monetarios. Por lo que se ha mencionado antes, probablemente estas decisiones son diferentes para hombres y mujeres.

En este artículo el interés se centra en personas vinculadas al mercado laboral y por esa razón, tanto en el modelo econométrico como en el trabajo empírico se supondrá que las personas dedican por lo menos una hora a cada una de las dos actividades mencionadas, lo cual excluye los no participantes y los desempleados.

La decisión de los individuos se abordará como aquella en la que las personas definen de manera simultánea el tiempo que asignan a cada una de las dos actividades. Así, se puede plantear un sistema de ecuaciones simultáneas como el siguiente:

$$T_m = X_m\beta_m + \gamma_1 T_h + u_m \quad (1)$$

$$T_h = X_h\beta_h + \gamma_2 T_m + u_h, \quad (2)$$

donde $T_m > 0$, $T_h > 0$ son los vectores de tiempos dedicados a trabajo en el mercado y trabajo fuera del mercado (producción doméstica), respectivamente; X_m y X_h son matrices de variables explicatorias y β_m y β_h son parámetros asociados. Dado que se supone que las decisiones se toman de manera simultánea, el modelo se completa incluyendo en cada ecuación los tiempos dedicados a las actividades mencionadas: el tiempo dedicado a actividades en el mercado laboral depende del tiempo dedicado a actividades fuera del mercado y viceversa y γ_1 y γ_2 son sus parámetros asociados. Los términos de error u_m y u_h se supone que cumplen con los siguientes supuestos:

$$\begin{bmatrix} u_m \\ u_h \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{mm}I_K & \sigma_{mh}I_K \\ \sigma_{hm}I_K & \sigma_{hh}I_K \end{bmatrix} \right], \quad (3)$$

donde σ_{ij} son las varianzas y covarianzas entre los errores e I_K es la matriz unitaria de rango K .

En esta estimación se encuentran por lo menos dos tipos de problemas a saber:

1. Hay un problema de selectividad porque las ecuaciones de horas trabajadas en el mercado y fuera de este, se estiman solo para quienes que trabajan en el mercado laboral. Como la teoría económica lo indica, muy posiblemente estas personas se auto seleccionaron para participar

en el mercado laboral a partir de factores que no son aleatorios y que probablemente están correlacionados con los errores de las ecuaciones. En estas condiciones la estimación por mínimos cuadrados genera estimativos sesgados e inconsistentes.

2. Hay también un problema de simultaneidad puesto que las variables endógenas se afectan mutuamente. En este caso la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a cada ecuación resulta en estimativos sesgados e inconsistentes.

Dado que se tiene el doble problema de selectividad y regresores endógenos, una forma de estimar el modelo es la sugerida por J. Wooldridge (Wooldridge, 2010)³. Este es un método en dos etapas que garantiza estimaciones consistentes con bases de datos grandes como las que se usan en este artículo. El procedimiento sugerido por Wooldridge (2010) es una combinación de la técnica de Heckman (1979), que corrige el problema de selectividad y la técnica de mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS), que permite obtener estimaciones consistentes y eficientes de los parámetros estructurales.

Más específicamente, el procedimiento consiste en estimar primero la probabilidad de que las personas tengan un empleo usando un modelo probit y, a partir de dichos resultados, estimar el inverso de la tasa de Mill. En la segunda etapa se aplica el método de 3SLS (mínimos cuadrados en tres etapas), incluyendo el inverso de la tasa de Mill como regresor en las ecuaciones estructurales.

Un problema adicional es el de la identificación de las dos ecuaciones. Esto tiene que ver con las variables que entran en las matrices X_m y X_h . Desafortunadamente la teoría no ayuda mucho en este proceso, pues no define claramente las variables que pertenecen a la ecuación de horas en el mercado o a la de horas de producción doméstica. Por esta razón, se tiene que acudir a la experimentación. En principio, se incluye en ecuación de horas de trabajo en el mercado —ecuación 1—, variables que representen el salario que el mercado podría pagarle a cada individuo —como su nivel educativo,

³ Ver la sección 19.6.2 de Wooldridge (2010).

experiencia, entre otros— y en la ecuación de tiempo de trabajo en el hogar —ecuación 2— variables que afectan la demanda por tiempo fuera del mercado —trabajo en el hogar—.

III. Información estadística y análisis descriptivo

El modelo anterior se estimó con información proveniente de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para las 13 áreas metropolitanas del año 2019 —acumulado de todos los meses— (DANE, s.f.). Para la elaboración de este artículo se supone que el lector está familiarizado con los detalles de esta encuesta y por lo tanto los autores se limitan a definir algunas variables que crearon para la estimación del modelo.

Las horas semanales de trabajo en el mercado (T_m) corresponden a lo que la encuesta denomina horas usuales de trabajo. Las horas de trabajo fuera del mercado, o trabajo dedicado a producción de bienes y servicios en el hogar (TT_h) es la suma del tiempo semanal que las personas declaran gastar en actividades directamente asociadas con actividades como oficios del hogar, cuidado de niños, cuidado de ancianos, tejidos y bordados, obras físicas en el hogar, etcétera. Otras actividades sobre las cuales la GEIH tiene información como actividades de recreación, descanso, estudio y demás, no se incluyeron en la definición de esta variable. En las estimaciones del modelo anterior T_m y T_h se miden en términos logarítmicos.

Las variables exógenas⁴ que entran en los dos vectores X_m y X_h son:

- ESC = Años de escolaridad

⁴ Como lo indicó el doctor Luis Eduardo Arango del Banco de la República a los autores, la exogeneidad de algunas de estas variables puede ser cuestionable. Esto tiene que ver especialmente con el estado civil y con la existencia de menores en el hogar. Sin desconocer la validez de este comentario, es bueno mencionar que la posible endogeneidad de estas variables no es contemporánea. Además, muchas decisiones que tienen que ver con el estado marital, como los divorcios y la viudez no necesariamente son decisiones de las personas, sino que pueden suceder de manera fortuita o resultado de circunstancias forzadas. La existencia de menores en el hogar depende de decisiones que no necesariamente son de las personas observadas. Por ejemplo, esos menores pueden ser hermanos, sobrinos u otros miembros de la persona observada, no necesariamente hijos.

Tenjo Galarza y Arango Silva: Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres...

- casado = variable *dummy* igual a 1 si la persona vive en pareja.
- dninos = variable *dummy* igual a 1 si hay niños de 5 años o menos en el hogar.
- cas_ninos = Interacción casado-niños
- Mills = el inverso de la tasa de Mill.

Las variables exógenas que solo entran en la ecuación de horas de trabajo en el mercado X_h son:

- X y X^2 = Años de experiencia potencial en forma cuadrática (X = Edad – Escolaridad – 5)
- jefe = variable *dummy* igual a 1 si la persona es jefe de hogar
- Asiste_ie = variable *dummy* igual a 1 si la persona está asistiendo a alguna institución educativa

Las variables exógenas que solo entran en X_h son:

- Edad y Edad² = años en forma cuadrática
- dadultos = adultos mayores (70 años o más) en el hogar (dadultos = 1 si hay adultos de más de 70 años en el hogar)
- ling_resto = Logaritmo del ingreso del resto de la familia. Se mide como el logaritmo del ingreso total de toda la familia menos el ingreso laboral de la persona observada.
- dadultos = variable *dummy* igual a 1 si en el hogar hay adultos mayores (70 años o más).
- ds_dom = variable *dummy* igual a 1 si hay servicio doméstico interno en el hogar.

Las variables incluidas en una sola de las matrices de variable exógenas sirven para identificar la otra ecuación y viceversa. Esto indica que el modelo estimado está sobre identificado.

Como ya se explicó, la metodología incluye estimar la tasa de Mill a partir de una función probit que mide la probabilidad de que la persona tenga un

empleo —versus no participar o estar desempleado—. Según la sugerencia de Wooldridge (2010) esta probabilidad debe ser en función de las variables exógenas en el modelo, que es lo que se hace aquí, aunque con algunas pequeñas modificaciones.

Más específicamente, la variable dependiente es una *dummy* igual a 1 si la persona tiene empleo y 0 si no lo tiene o no participa en el mercado laboral. Las variables explicativas son la edad de la persona en forma cuadrática, casado, ling_resto, Asiste_ie y nivel educativo alcanzado en forma de variables *dummy* por cada nivel (ninguno, primaria, secundaria y educación superior).

Con la información disponible se estimaron promedios de las variables dependientes del modelo por las categorías de las variables exógenas. Esta información se presenta en las tablas 1 y 2.

La Tabla 1 presenta los promedios de horas trabajadas en el mercado y fuera de este (actividades domésticas) de acuerdo con las categorías de las variables *dummy* utilizadas en el modelo. Lo primero que se observa es la gran diferencia en horas trabajadas en el mercado y fuera de él entre hombres y mujeres. Las mujeres trabajan en el mercado laboral 42 horas semanales en promedio, los hombres 49,7 horas, una diferencia de casi ocho horas. Por otro lado, la jornada laboral de las mujeres en actividades fuera del mercado (actividades domésticas) es mucho mayor que la de los hombres (22 horas semanales versus 6,1 respectivamente). En otras palabras, aunque los hombres trabajan en promedio casi 8 horas semanales más que las mujeres en el mercado laboral, ellas trabajan 16 horas más que los hombres en actividades domésticas. El lector debe recordar que la muestra incluye solo personas que realizan las dos actividades.

La Tabla 1 también resalta los casos en los que las variables analizadas están asociadas con diferencias importantes en los promedios de horas de trabajo. Por ejemplo, los hombres casados trabajan en el mercado laboral más de cuatro horas semanales más que los solteros, mientras que las mujeres casadas dedican a actividades domésticas más de 6 horas más que las solteras. Ser jefe de hogar también parece estar asociado con aumentos grandes en las jornadas semanales de los hombres en el mercado laboral. La existencia de niños de 5 años o menos en el hogar aumenta considerablemente las horas

que en promedio las mujeres dedican a actividades domésticas (más de 13 horas semanales).

Tabla 1. *Número de horas semanales trabajadas, de acuerdo con varias categorías*

Variable	Categorías	En el mercado laboral			Fuera del mercado laboral		
		Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Estado marital	No casado/a	47,09	42,60	44,73	5,27	17,83	11,88
	Casado/a	51,42	41,52	47,40	6,67	26,66	14,79
Jefatura hogar	No jefe	47,84	41,42	44,25	4,77	22,28	14,56
	Jefe	51,12	43,28	48,37	7,14	21,76	12,26
Menores de 5 años en el hogar	No	49,14	42,20	45,95	5,26	18,78	11,46
	Si	51,44	41,74	46,90	8,76	31,99	19,63
Adultos de 70 y más en el hogar	No	50,06	42,34	46,49	6,32	22,55	13,81
	Si	47,30	40,32	44,12	4,73	18,95	11,21
Serv dom interno en el hogar	No	49,72	42,07	46,20	6,12	22,14	13,50
	Si	47,00	43,50	45,22	4,61	15,95	10,39
Asiste a entidad educativa	No	50,37	42,39	46,72	6,14	22,71	13,72
	Si	39,39	38,34	38,86	5,62	14,46	10,13
Total horas trabajadas		49,70	42,08	46,19	6,11	22,09	13,48

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 2 presenta también promedios de las horas semanales trabajadas en actividades laborales y domésticas, de acuerdo con niveles de las variables continuas incluidas en el modelo: educación o escolaridad, edad a ingreso familiar total.

En general en los niveles educativos más altos (educación superior) los hombres y las mujeres dedican menos horas al trabajo en el mercado y las mujeres al trabajo doméstico.

Tabla 2. *Horas semanales promedio trabajadas, según niveles de educación, edad e ingreso familiar*

Nivel educativo alcanzado	Horas mercado laboral			Horas fuera mercado laboral		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Ninguno	47,82	37,23	43,45	4,81	23,53	12,53
Preescolar	37,60	48,00	39,33	2,40	10,00	3,67
Básica primaria	51,29	39,77	46,54	4,96	23,81	12,73
Básica secundaria	50,67	39,54	46,22	5,48	25,36	13,43
Media	51,48	42,65	47,63	6,41	24,43	14,26
Superior	46,52	43,19	44,76	6,69	18,81	13,09
No sabe,	57,33	27,00	51,82	4,22	50,00	12,55
Grupo de edad	Horas mercado laboral			Horas fuera mercado laboral		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Hasta 20	40,68	35,36	38,42	4,33	15,08	8,89
21 a 30	49,34	43,73	46,77	6,10	21,61	13,20
31 a 40	51,45	44,09	47,97	7,45	25,06	15,77
41 a 50	51,53	42,84	47,32	6,13	21,85	13,75
51 a 60	50,39	40,42	45,82	5,29	20,87	12,43
60 y mas	46,06	35,47	41,74	5,09	21,05	11,60
Ing. Familiar Total	Horas mercado laboral			Horas fuera mercado laboral		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
1er quintil	48,09	38,48	43,65	6,85	24,36	14,93
2do quintil	50,65	40,12	45,98	6,47	24,98	14,67
3er quintil	50,64	43,44	47,34	6,11	23,06	13,88
4to quintil	50,38	43,54	47,22	5,77	21,57	13,07
5to quintil	48,46	43,30	46,01	5,65	18,24	11,63
Total	49,70	42,08	46,19	6,11	22,09	13,48

Fuente: elaboración propia.

IV. Estimación del modelo y resultados

Como se dijo anteriormente, el modelo descrito en las ecuaciones 1 y 2 se estimó a través de la metodología en dos pasos sugerida por Wooldridge (2010). En el primer paso se estima un modelo probit —la ecuación de selectividad— en el que la variable dependiente es el evento de tener empleo —versus ser no participante o desempleado—. Los argumentos son las variables exógenas del modelo —ecuaciones 1 y 2—. A partir de dichos resultados se estima el inverso de la tasa de Mill y se incluye como regresor en el sistema de ecuaciones simultáneas y se aplica la estimación del modelo en tres etapas (3SLS). Los resultados de dichas estimaciones en sus diferentes versiones se presentan en el anexo de resultados. Un breve análisis de los resultados se hace a continuación:

A. Ecuación de selectividad

El propósito de esta estimación es generar un estimativo del inverso de la tasa de Mill para incluirlo en el modelo de ecuaciones simultáneas y así corregir el sesgo de selectividad que dicho sistema pueda tener. Sin embargo, los resultados de esta estimación son interesantes de por sí y arrojan luces para la interpretación de los coeficientes estructurales del modelo de ecuaciones simultáneas.

Esta ecuación cuantifica el efecto de las variables exógenas en el modelo sobre la probabilidad de que las personas en edad de trabajar (12 años o más) tengan un empleo. Los resultados que se obtienen son de alta calidad y con los signos esperados (ver Tabla A1 del anexo). A continuación, se resaltan algunos de los resultados más relevantes para el problema que estamos estudiando que es la forma como las personas en el mercado laboral asignan su tiempo a actividades de mercado y producción de bienes y servicios domésticos.

El primer resultado interesante es que el estado marital (casado o en unión libre) aumenta la probabilidad de tener empleo para los hombres, pero disminuye la de las mujeres. Los hombres en pareja tienen una probabilidad de tener empleo 12,7 puntos porcentuales (pp) mayor que la de los que viven solos, pero en el caso de las mujeres esta diferencia es de -3 puntos.

El que haya niños de 5 años o menos en el hogar aumenta la probabilidad de tener empleo de los hombres en casi 3 puntos porcentuales, pero no parece tener ningún efecto significativo en el caso de las mujeres. Sin embargo, la interacción de vivir en pareja y tener menores en el hogar disminuye la probabilidad de empleo de las mujeres -5 pp.

Un resultado interesante es que la existencia de adultos mayores en el hogar (personas de 70 años y más) aumenta significativamente la probabilidad de que hombres y mujeres tengan empleo. En algunos casos se ha planteado que el cuidado de estas personas disminuye las oportunidades de empleo de las mujeres, pero los resultados obtenidos aquí muestran lo contrario. Las mujeres en hogares donde hay personas mayores de 70 años tienen una probabilidad 2,3 pp más alta que las que viven en hogares donde no los hay. Posiblemente esto se debe a que los adultos mayores ayudan en las labores del hogar y el cuidado de menores y en ese sentido facilitan el trabajo de las mujeres en el mercado laboral.

Otro resultado interesante es el relacionado con el ingreso del resto de la familia, definido como la suma de los ingresos de la familia menos el ingreso laboral de la persona observada. Es una medida de los recursos con que cuenta esta persona a partir de los cuales puede tomar decisiones laborales, es un *proxy* de riqueza de la persona. Como era de esperarse, esta variable está asociada negativamente con la probabilidad de tener empleo y su efecto es mayor para las mujeres que para los hombres (un resultado también esperado). Un incremento de 1 % en este ingreso disminuye la probabilidad de tener un empleo en 5,9 pp para los hombres y 6,2 para las mujeres.

Finalmente, el hecho de estar asistiendo al sistema educativo —tomando cursos formales de algún programa— disminuye significativamente la probabilidad de tener un empleo, pero dicho efecto negativo es mayor para los hombres que para las mujeres.

En general, los resultados muestran que las variables que indican demanda por servicios de cuidado como el ser casado —que está asociada a responsabilidades en el hogar— y la existencia de menores de 5 años —que demandan cuidado de alguna persona— están asociados con más tiempo de trabajo fuera del mercado en el caso de las mujeres.

B. Modelo 3SLS con corrección de selectividad

Este es el modelo de ecuaciones simultáneas presentado anteriormente, que se estimó por el método de mínimos cuadrados en tres etapas incluyendo como variable adicional el inverso de la tasa de Mill obtenida a partir de la ecuación anterior.

Se estimaron varias versiones del modelo cuya diferencia radica en las variables exógenas incluidas en cada una de las ecuaciones 1 y 2. Los resultados de dichas estimaciones se pueden ver en las tablas A2 y A3 del anexo, para hombres y mujeres respectivamente.

A continuación, se presenta el resumen los resultados en el siguiente orden: primero se discute el efecto de las variables que entran tanto en la ecuación de horas en el mercado laboral como horas en la producción de bienes y servicios domésticos (Tabla 3); en seguida, el de las variables que solo entran en la determinación del tiempo dedicado a trabajo en el mercado laboral —ecuación 1— (Tabla 4) y, finalmente, las que solo afectan el tiempo dedicado a producción doméstica —ecuación 2— (Tabla 5).

Tabla 3. *Efecto de variables exógenas en las dos ecuaciones (horas en el mercado y producción doméstica)*

Variable	Hombres	Mujeres
Escolaridad	Disminuye las horas de trabajo en el mercado en alrededor 1 %. El efecto sobre las horas dedicadas a producción doméstica es positivo y significativo, aunque pequeño (menos de 1 % por cada año adicional de escolaridad).	Consistentemente disminuye las horas dedicadas a trabajo en el mercado como a producción doméstica. Las horas de trabajo en el mercado disminuyen entre 0,1 % y 0,2 % por cada año adicional de escolaridad. Las dedicadas a trabajo doméstico disminuyen entre 4,5 % y 4,9 %.

Continúa

Tabla 3. *Continuación*

Variable	Hombres	Mujeres
Estar casado o en unión libre	No parece tener un efecto significativo sobre el tiempo dedicado a trabajo en el mercado. Sin embargo, si aumenta el trabajo doméstico de manera significativa, pero el valor del coeficiente es muy sensible a otras variables incluidas en el modelo.	Aumenta el trabajo tanto en el mercado como en la producción doméstica. El incremento sobre el tiempo en el mercado es relativamente pequeño (entre 1 y 2 %), pero el efecto sobre el tiempo dedicado a actividades domésticas es grande (entre 45 y 45 %).
Existencia de niños de 5 años o menos en el hogar	No tiene efecto sobre las horas en el mercado laboral pero sí aumenta el de trabajo doméstico en alrededor de 8,3 %.	No parece tener ningún efecto significativo sobre las horas de trabajo en el mercado, pero sí aumenta las horas de trabajo doméstico en cerca de 52 %.
Interacción de casado y menores en hogar	No afecta las horas de trabajo en el mercado, pero tiene un efecto positivo grande sobre el trabajo doméstico (44 %). Esta interacción parece explicar la variabilidad del coeficiente de estado marital ya mencionada.	No parece tener efecto sobre las horas dedicadas al mercado laboral, pero incrementa el trabajo doméstico en cerca de 6 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. *Efecto de variables exógenas en ecuación de horas en el mercado laboral*

Variable	Hombres	Mujeres
Años de experiencia	A medida que aumenta la experiencia potencial disminuyen, a tasa decreciente, las horas dedicadas al trabajo en el mercado laboral.	Similar a los hombres: a medida que aumenta la experiencia potencial disminuyen las horas dedicadas al trabajo en el mercado laboral.
Ser jefe de hogar	Aumenta las horas de trabajo en el mercado laboral en alrededor de 1 % o menos. Sin embargo, el coeficiente no es muy robusto porque los niveles de significancia apenas alcanzan el nivel de 0,1.	Aumenta las horas de trabajo en el mercado laboral, pero al igual que en el caso de los hombres sus niveles de significancia en general son bajos.

Continúa

Tabla 4. Continuación

Variable	Hombres	Mujeres
Está asistiendo a educación educativa	Disminuye las horas dedicadas al mercado entre 2 y 3 %.	Disminuye las horas dedicadas al mercado laboral entre 3 y 6 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5. Efecto de variables exógenas en ecuación de horas en el mercado laboral

Variable	Hombres	Mujeres
Edad	A medida que aumenta la edad, los hombres dedican menos tiempo a trabajar fuera del mercado laboral. Sin embargo, algunos coeficientes no son significativos y esto parece estar relacionado con la introducción de otras variables en la ecuación.	A medida que aumenta la edad, las mujeres dedican menos tiempo a trabajar fuera del mercado laboral.
Ingreso del resto de la familia	El aumento del ingreso del resto de la familia (medida de riqueza) lleva a que los hombres dediquen menos tiempo al trabajo doméstico. Como esta variable está medida en términos logarítmicos los coeficientes de las ecuaciones se interpretan como elasticidades. Estas están entre -0,009 y -0,02.	Es lo contrario del caso de los hombres: el tiempo de trabajo doméstico aumenta y la elasticidad es de 0,007 y 0,01 aproximadamente. Es un efecto pequeño, pero estadísticamente significativo.
Existencia de servicio doméstico (interno)	No parece tener ningún efecto en el tiempo dedicado por los hombres a actividades domésticas.	Disminuye significativamente el tiempo que las mujeres dedican a actividades domésticas. Alrededor de 33 %.
Existencia de adultos mayores de 70 años en el hogar	No tiene un efecto significativo sobre las horas dedicadas al trabajo doméstico por parte de los hombres.	Disminuye las horas dedicadas a trabajo doméstico en alrededor de 3,5 %. Esto probablemente se debe a que dichos adultos ayudan con las labores del hogar y cuidado de niños. Se esperaba que fuera positivo porque se pensaba que dichos adultos requerirían más cuidado, pero no parece ser el caso.

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

El análisis anterior indica que hay una serie de variables asociadas con la demanda por tiempo para labores de producción doméstica que afectan la asignación de horas de trabajo tanto de hombres como de mujeres, pero que tienen un impacto mucho mayor sobre ellas. Esto es consistente con una situación en la que, por razones culturales, de tradición o de historia se considera que las mujeres tienen una ventaja comparativa y, por lo tanto, se especializan en actividades del cuidado y producción de bienes y servicios domésticos. De esta forma, cuando aparecen situaciones que incrementan la demanda por bienes y servicios domésticos —como la conformación de un hogar, la existencia de menores, entre otras—, la familia debe aumentar el tiempo dedicado a dichas labores, pero lo hace más a través de las mujeres que de los hombres. Un resultado interesante es que, en el margen, estas variables no parecen afectar mucho el tiempo dedicado al mercado laboral, con lo cual se podría concluir que dichos incrementos se traducen en jornadas laborales más largas, especialmente para las mujeres.

La historia que se podría construir a partir de estos resultados es la siguiente:

Cuando un hombre y una mujer deciden establecer un hogar, —posiblemente— la probabilidad de tener un trabajo aumenta para el hombre y disminuye para la mujer. Si en el hogar hay niños de 5 años o menos, estos efectos se refuerzan. El modelo no dice nada de la forma como estas cosas suceden. Es posible que haya factores de oferta (decisiones de los trabajadores), de demanda (decisiones de los empleadores) e institucionales en el mercado laboral que interactúan y dan lugar a este resultado.

Una vez tomadas estas decisiones, se encuentra que las mujeres que deciden —o logran— tener empleos en el mercado laboral, dedican menos tiempo a esos empleos y más a actividades domésticas que lo que hacen los hombres. Además, en la medida en que aumenta la demanda por bienes y servicios domésticos, ellas aumentan el tiempo que le dedican a dichas actividades, pero no parece que disminuyan el que dedican al mercado laboral. Los hombres hacen algo similar, pero los resultados indican que el grueso del esfuerzo lo hacen las mujeres.

La existencia de factores que pueden sustituir el trabajo de las mujeres en la familia, como el haber empleadas del servicio doméstico que viven en el hogar —la GEIH no permite identificar si hay empleadas que ayudan unos días a la semana— o personas mayores de 70 años⁵, tienen el efecto de disminuir las jornadas de trabajo doméstico de las mujeres.

En el más largo plazo, probablemente, hay fuerzas que se mueven en la dirección de disminuir el tiempo dedicado a producción de bienes y servicios domésticos, especialmente el de las mujeres. Una de estas fuerzas es el cambio tecnológico, que mejora la productividad del trabajo en dichos bienes —nuevos y más eficientes electrodomésticos, por ejemplo—. Otra de esas fuerzas es el aumento en los niveles educativos de las mujeres que cambian las ventajas comparativas sobre las cuales se fundamenta la división del trabajo por sexo al interior de los hogares y aumenta el costo de oportunidad de la producción doméstica. Esto probablemente hace que las actividades de consumo, en palabras de Becker (1976a), se hagan más intensivas en bienes de mercado y menos intensivas en tiempo.

También hay cambios en la cultura que define roles sexuales en la sociedad. La rapidez con la que estas fuerzas actúan puede no ser suficiente y, por dicha razón, muchas personas consideran que es necesario implementar medidas de política cuya discusión sobrepasa el propósito del presente artículo. Sin embargo, sí es importante dejar claro que cualquier medida de política debe ir dirigida a remover los obstáculos para que las personas tomen decisiones de manera libre, de acuerdo con sus preferencias.

⁵ Con frecuencia se argumenta que la existencia de adultos mayores en el hogar implica mayor trabajo para las mujeres. Sin embargo, los resultados obtenidos aquí no confirman dicha hipótesis. Todo lo contrario: la existencia de adultos mayores está asociada con una mayor probabilidad de empleo en el mercado laboral para las mujeres y una menor jornada de trabajo doméstico de ellas. Esto probablemente se explica por el hecho de que la mayoría de estos adultos contribuyen a la producción de bienes domésticos de manera importante.

Anexo

Tabla A1. Modelo probit - ecuación de selección

Variables		Hombres		Mujeres	
		Coef.	Efecto marg.	Coef.	Efecto marg.
Años de Escolaridad	ESC	0,0385***	0,0146***	0,0643***	0,0250***
		(0,00114)	(0,000434)	(0,000964)	(0,000375)
Dummy para jefe de hogar	jefe	0,0768***	0,0291***	0,185***	0,0725***
		(0,0129)	(0,00487)	(0,00967)	(0,00380)
Dummy si vive en pareja	casado	0,337***	0,127***	-0,0766***	-0,0297***
		(0,0132)	(0,00491)	(0,00967)	(0,00374)
Años de edad en forma cuadrática	edad	0,151***	0,0572***	0,134***	0,0520***
		(000153)	(0,000593)	(0,00140)	(0,000533)
	edad2	-0,00182***	-0,000692***	-0,00162***	-0,000629***
		(1,68e-05)	(6,50e-06)	(1,57e-05)	(5,96e-06)
Log ingreso resto familia	ling_resto	-0,157***	-0,0596***	-0,158***	-0,0615***
		(0,00440)	(0,00167)	(0,00394)	(0,00153)
Dummy para menores de 6 en hogar	dninos	0,0737***	0,0278***	0,0204	0,00792
		(0,0169)	(0,00631)	(0,0126)	(0,00489)
Interac. en pareja y niños en hogar	cas_ninos	0,167***	0,0622***	-0,133***	-0,0510***
		(0,0233)	(0,00843)	(0,0168)	(0,00633)

Continúa

Tabla A1. Continuación

Variables		Hombres		Mujeres	
		Coef.	Efecto marg.	Coef.	Efecto marg.
Dummy para mayores 70 en hogar	dadultos	0,0705*** (0,0126)	0,0266*** (0,00471)	0,0593*** (0,0109)	0,0231*** (0,00425)
Dummy serv. domest. viviendo en hogar	ds_dom	0,113** (0,0555)	0,0420** (0,0202)	0,346*** (0,0472)	0,137*** (0,0187)
Dummy para asistencia a sistema educativo	Asiste_ie	-0,944*** (0,0140)	-0,363*** (0,00505)	-0,606*** (0,0132)	-0,218*** (0,00426)
	Constante	-0,345*** (0,0666)		-0,699*** (0,0596)	
	Observaciones	117.179	117.179	147.751	147.751

Errores estándar en paréntesis ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1

Variable dependiente dummy = 1 si tiene empleo en el mercado laboral, cero en caso contrario.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2. Modelo de ecuaciones simultáneas y corrección de selectividad para hombres

Variables	Modelo 1*		Modelo 2*		Modelo 3*		Modelo 4*	
	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas
Años de Escolaridad	-0,0112*** (0,000588)	0,00241** (0,00113)	-0,0113*** (0,000594)	0,00668*** (0,00111)	-0,0110*** (0,000599)	0,00244** (0,00113)	-0,0110*** (0,000606)	0,00672*** (0,00111)
X	-0,00784*** (0,000679)		-0,00793*** (0,000694)		-0,00731*** (0,000732)		-0,00717*** (0,000754)	
Años de experiencia en forma cuadrática	0,000138*** (1,19e-05)		0,000138*** (1,20e-05)		0,000126*** (1,33e-05)		0,000122*** (1,36e-05)	
Dummy para jefe de hogar	0,00808 (0,00505)		0,00859* (0,00506)		0,00966* (0,00512)		0,0108** (0,00513)	
Dummy si vive en pareja	-0,00136 (0,00539)	0,204*** (0,0107)	0,00208 (0,00584)	0,0490*** (0,0116)	0,00119 (0,00555)	0,204*** (0,0107)	0,0047 (0,00593)	0,0494*** (0,0116)
Años de edad en forma cuadrática		-0,0213*** (0,00308) 0,000249***		0,00517* (0,00307) -		-0,0210*** (0,00308) 0,000246***		0,00553* (0,00307) -
		(3,59e-05)		(3,56e-05)		(3,59e-05)		(3,57e-05)
Log ingreso resto familia		-0,00894** (0,00363)		-0,0201*** (0,00359)		-0,00925** (0,00364)		-0,0205*** (0,00359)
Dummy para menores de 6 en hogar			0,00935 (0,0103)	0,0831*** (0,0204)			0,00813 (0,0103)	0,0834*** (0,0205)
Interac en pareja y niños en hogar			-0,0168 (0,0118)	0,441*** (0,0232)			-0,0137 (0,0118)	0,441*** (0,0232)

Continúa

Tabla A3. Modelo de ecuaciones simultáneas y corrección de selectividad para mujeres

Variables	Modelo 1*		Modelo 2*		Modelo 3*		Modelo 4*	
	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas	Horas en mercado laboral	Horas activas domésticas
Años de Escolaridad	-0,00157** (0,000752)	-0,0487*** (0,00121)	-0,00177** (0,000758)	-0,0459*** (0,00116)	2,61E-05 (0,000804)	-0,0478*** (0,00122)	-0,00103 (0,000809)	-0,0455*** (0,00117)
Años de experiencia en forma cuadrática	-0,00988*** (0,000791)		-0,0101*** (0,000790)		-0,00833*** (0,000837)		-0,00933*** (0,000837)	
Dummy para jefe de hogar	0,000142*** (1,44e-05)		0,000144*** (1,44e-05)		0,000106*** (1,57e-05)		0,000127*** (1,58e-05)	
Dummy para jefe de hogar	0,0079 (0,00565)		0,00234 (0,00568)		0,0167*** (0,00586)		0,00676 (0,00592)	
Dummy si vive en pareja	0,0149*** (0,00488)		0,0184*** (0,00566)		0,00859* (0,00501)		0,0160*** (0,00573)	0,396*** (0,00717)
Años de edad en forma cuadrática		-0,0178*** (0,00296)		-0,0209*** (0,00284)		-0,0152*** (0,00300)		-0,0196*** (0,00288)
Log ingreso resto familia		0,000216*** (3,47e-05)		0,000315*** (3,33e-05)		0,000185*** (3,51e-05)		0,000300*** (3,38e-05)
Dummy para menores de 6 en hogar		0,0107*** (0,00365)		0,0101*** (0,00351)		0,00731** (0,00370)		0,00840** (0,00357)
Interac en pareja y niños en hogar		-0,00223 (0,00782)		0,519*** (0,0100)			-0,00361 (0,00784)	0,519*** (0,0100)
Dummy serv domest viviendo en hogar		-0,0145 (0,0103)		0,0616*** (0,0132)			-0,0162 (0,0104)	0,0607*** (0,0132)
				-0,332*** (0,0344)				-0,329*** (0,0344)

Continúa

Tabla A3. Continuación

Dummy para mayores 70 en hogar					-0,0349*** (0,00861)				-0,0346*** (0,00861)
Dummy para asistencia a sistema educarvto									-0,0307*** (0,0116)
Inverso tasa de Mill					-0,449*** (0,0139)				-0,424*** (0,0175)
Mills ratio					-0,491*** (0,0266)				-0,585*** (0,0260)
					-0,452*** (0,0140)				
Constant					4,032*** (0,0218)				3,599*** (0,0606)
					3,733*** (0,0634)				4,013*** (0,0245)
Observations					62.302				62.302
R-squared					0,052				0,052
					0,113				0,113
					0,201				0,201
					62.302				62.302
					0,052				0,052

Errores estándar en paréntesis *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

* Estimación de acuerdo a la metodología de Wooldridge

Fuente: elaboración propia.

Agradecimientos

A través de este artículo, los autores rinden homenaje a la memoria de Rocío Ribeiro: amiga, colega, coautora y gran mujer. Q. E. P. D.

Los autores quieren agradecer a varias personas, cuyos comentarios contribuyeron a mejorar versiones anteriores de este artículo. Entre ellos están Luisa Fernanda Bernat (Universidad Javeriana), Luis Eduardo Arango (Banco de la República), Ana María Díaz (Universidad Javeriana), Oriana Sofía Álvarez V. (Fundesarrollo – Barranquilla) y a los evaluadores anónimos. Los errores que aún quedan son responsabilidad únicamente de los autores.

Referencias

- Amador, D., Bernal, R., & Peña, X. (2013). *El aumento en la participación laboral femenina en Colombia: ¿fecundidad, estado civil o educación?* [serie de documentos CECE No. 25]. Universidad de los Andes. <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/8412>
- Arango, L. E., & Posada, C. E. (2002). La participación laboral en Colombia. *Borradores de Economía*, 217. <http://www.banrep.org/docum/ftp/borra217.pdf>
- Arango, L. E., Posada, C. E., & Charry, A. (2003). La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes? *Borradores de Economía*, 250. <http://www.banrep.org/docum/ftp/borra250.pdf>
- Arango Silva, J. (2020). *Diferencias en el uso de tiempo remunerado y no remunerado en Colombia: un análisis de género en las 13 Áreas Metropolitanas 2017* [tesis pregrado, Universidad Jorge Tadeo Lozano]. <https://expeditiorepositorio.utadeo.edu.co/handle/20.500.12010/14560>
- Becker, G. S. (1976a). A Theory of Allocation of Time. En G. S. Becker (ed.), *The Economic Approach to Human Behavior* (pp. 89-114). University of Chicago Press.

- Becker, G. S. (1976b). *A Theory of Marriage*. En G. S. Becker (ed.), *The Economic Approach to Human Behavior* (pp. 205-250). University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise of the Family*. Harvard University Press.
- Blau, F. D., & Winkler, A. E. (2018). *The Economics of Women, Men, and Work*. Oxford University Press.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Cortés, P., & Pam, J. (2019). When Time Binds: Substitutes for Household Production, Returns to Working Long Hours, and the Skilled Gender Wage Gap. *Journal of Labor Economics*, 37(2), 351-398. <https://doi.org/10.1086/700185>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE). (s.f.). Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). Consultado el 15 de mayo de 2021. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/599/get_microdata
- Duranton, G. (2016). Determinants of City Growth in Colombia. *Papers in Regional Science*, 95(1), 101-131. <https://doi.org/10.1111/pirs.12225>
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161. <http://www.jstor.org/stable/1912352>
- Ospina-Cartagena, V., & García-Suaza, A. F. (2020). Brechas de género en el trabajo doméstico y de cuidado no remunerado en Colombia [documento de trabajo MPRA No. 100917]. Munich Personal RePEc Archive. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/100917>
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>

- Ramírez Soler, M. F. (2016). *La pobreza de tiempo en Colombia* [tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia]. <https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/57507>
- Ribero M., R., & Meza, C. (1997). *Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995* [Archivos de Macroeconomía No. 63].
- Santamaría, M., & Rojas, N. (2001). *La participación laboral: ¿Qué ha pasado y que podemos esperar?* [serie Archivos de Economía No. 146]. Banco de la República y Departamento Nacional de Planeación. <https://www.worldcat.org/title/participacion-laboral-que-ha-pasado-y-que-podemos-esperar/oclc/860705788>
- Tenjo G., J. (2021). *Diferencias por género y segmentación laboral en Colombia* [documento de trabajo MPRA No. 108841]. Munich Personal RePEc Archive. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/108841/>
- Tenjo G., J., Álvarez V, O. S., Gaviria Jaramillo, A., & Jiménez, M. C. (2017). Evolution of Returns to Education in Colombia (1976-2014). *Coyuntura Económica Investigación Social*, XLVII(1 & 2), 15-48. https://repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/3652/Co_Eco_Junio-Diciembre_2017_Tenjo_et_al.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Tenjo, J. (1993). Evolución de los retornos a la educación 1976-1989. *Planeación y Desarrollo*, XXIV, 85-102.
- Tenjo, J., Ribero M., R., & Bernat D., L. F. (2004). Evolution of Salary Differences between Men and Women in Six Latin American Countries. En C. Piras (ed.), *Women at Work* (pp. 139-185). Inter-American Development Bank.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [second edition]. MIT Press.

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador

**Edison Roberto Valencia Núñez, Alexandra Tatiana Valle Álvarez,
Mary Elizabeth Cruz Lascano y Alexander Fernando Haro Sarango**

Lecturas de Economía - No. 97. Medellín, julio-diciembre 2022



Edison Roberto Valencia Nuñez, Alexandra Tatiana Valle Álvarez, Mary Elizabeth Cruz Lascano y Alexander Fernando Haro Sarango

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador

Resumen: *El presente artículo tiene como objetivo analizar a los beneficiarios del crédito de desarrollo humano, modalidad asociativa en el marco de la sostenibilidad financiera. Este análisis se realiza mediante el planteamiento de una propuesta de evaluación que consta de una estimación general del entorno social, ambiental y de bienestar, adjuntado a una evaluación financiera. Dicho análisis se ajusta a métricas enfocadas en el endeudamiento, rentabilidad y gestión, donde la ponderación se realiza mediante el estadístico de efectos fijos y aleatorios ajustado a la prueba de Hausman. Asimismo, el contraste de la información general se justifica mediante un modelo logístico multinomial y con un análisis de correspondencia múltiple (ACM), los cuales permiten mostrar la influencia de las generalidades en la inducción de la sostenibilidad. Los resultados visualizados en un antes y durante el COVID-19 demostraron que la pandemia perjudicó a cerca de los 30 beneficiarios, quienes representan el 29,70 % de la muestra. Adicional a esto, el ACM mostró que el bono variable, la educación secundaria y el rango etario de 30 a 45 años, son circundantes y coadyuvan a la sostenibilidad financiera.*

Palabras clave: *crédito de desarrollo humano, insolvencia, pobreza, sostenibilidad, rentabilidad operativa.*

Clasificación JEL: I31, I32, Q01.

Evaluation of the Financial Sustainability of the Associative Human Development Credit in the Province of Tungurahua, Ecuador

Abstract: *The aim of this article is to analyze the beneficiaries of the Human Development Credit in the framework of financial sustainability, this framing will be done through the approach of an evaluation proposal that will consist of a general estimation of the social, environmental and welfare environment, attached to a financial evaluation, this argument will be adjusted to metrics focused on indebtedness, profitability and management, The weighting will be done by means of the fixed and random effects statistic adjusted to Hausman's test, likewise, the contrast of the general information will be argued with a multinomial logistic model and Multiple Correspondence Analysis (MCA), which will allow concluding the influence of the generalities in the induction of sustainability; the results visualized in a before and during COVID-19 showed that the pandemic harmed about 30 beneficiaries, which represent 29.70 % of the sustainable sample, in addition to this, the MCA determines that the Variable Bonus, secondary education, age range (30 to 45 years) are surrounding and contribute to sustainability.*

Keywords: *human development credit, insolvency, poverty, sustainability, operational profitability.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346723>



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

Évaluation de la viabilité financière du Crédit Associatif pour le Développement Humain dans la province de Tungurahua, Equateur

Résumé: *L'objectif de cet article est d'analyser les bénéficiaires du crédit de développement humain, modalité associative, dans le cadre de la durabilité financière. Cette analyse est effectuée au moyen d'une évaluation dans les domaines social, environnemental et du bien-être, ainsi qu'une évaluation financière. L'analyse est ajustée aux métriques concernant l'endettement, la rentabilité et la gestion, où la pondération est effectuée au moyen d'une statistique des effets fixes et aléatoires ajustée au test d'Hausman. De même, le contraste de l'information générale est justifié par un modèle logit multinomial et une analyse des correspondances multiples (ACM), lesquels montrent l'influence des généralités sur l'induction de la durabilité financière. Les résultats visualisés avant et pendant le COVID-19, ont montré que la pandémie a porté préjudice à environ 30 bénéficiaires, lesquels représentent un 29,70 % de l'échantillon. En outre, l'ACM montre que le bon variable, l'enseignement secondaire et la tranche d'âge 30 à 45 ans, entourent et contribuent à la durabilité financière.*





Mots clés: *crédit de développement humain, insolvabilité, pauvreté, durabilité, rentabilité opérationnelle.*

Cómo citar / How to cite this item:

Valencia-Núñez, E. R., Valle-Alvarez., A. T., Cruz-Lascano, M. E., & Haro-Sarango, A. F. (2022). Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua. *Lecturas de Economía*, 97, 325-368.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346723>

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador

Edison Roberto Valencia Núñez ^a, Alexandra Tatiana Valle Álvarez ^b
Mary Elizabeth Cruz Lascano ^c y Alexander Fernando Haro
Sarango ^d

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

Primera versión recibida el 7 de julio de 2021; versión final aceptada el 5 de abril de 2022

Introducción

A pesar que el panorama en América Latina tenga una perspectiva negativa con respecto a la pobreza, su lucha incansable ha permitido obtener resultados satisfactorios, pero aún innecesarios para alcanzar un punto óptimo. Los resultados, desde el 2012 al 2020, de los gobiernos de Latinoamérica con respecto al nivel de pobreza muestran que Paraguay pasó de 49,6 % a 40,7 % (-8,9 %), El Salvador de 45,3 % a 40,9 % (-4,4 %), Chile de 10,9 % a 7,8 % (-3,1 %), Colombia de 32,9 % a 30,7 % (-2,2 %), Perú de 25,8 % a 23,9 % (-1,9 %), y Ecuador disminuyó en 3 puntos porcentuales situándose con un 22,5 % (Salas et al., 2016).

^a *Edison Roberto Valencia Núñez*: docente investigador de la Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador. Dirección electrónica: edisonrvalencia@uta.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0003-2280-9129>

^b *Alexandra Tatiana Valle Álvarez*: docente investigadora de la Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador. Dirección electrónica: alexandratvalle@uta.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0002-1000-2531>

^c *Mary Elizabeth Cruz Lascano*: docente investigadora de la Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador. Dirección electrónica: me.cruz@uta.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0002-4546-8366>

^d *Alexander Fernando Haro Sarango*: docente investigador de la Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador. Dirección electrónica: aharo8014@uta.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0001-7398-2760>

A nivel mundial son diversos los proyectos establecidos para mejorar las condiciones de los habitantes en situaciones precarias y concebir el desarrollo. Pese a que son diversos los argumentos de cuándo y dónde se originó este tipo de proyectos y la cobertura logística que mantenían (Mallardi, 2015), Hornes (2013) sugiere que su origen radica en el inicio de las premisas de los más influyentes organismos multilaterales como el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), Banco Mundial (BM) y el Fondo Monetario Internacional (FMI), con la certeza que erradicarán la pobreza a nivel mundial. A su vez, Francke & Cruzado (2009) manifiestan que este tipo de programas son instrumentos que permiten al beneficiario salir de la línea de pobreza a mediano plazo.

Para tener una cuantía más clara de que es el crédito de desarrollo humano (CDH), esta es una entrega anticipada del monto del bono de desarrollo humano (BDH), el mismo que en la práctica pasaría a convertirse en un microcrédito (Ponce et al., 2013). En la perspectiva del género, aunque no es explícito como tal en sus objetivos, forja en el hogar la participación de la mujer con respecto a la colaboración económica (Villatoro, 2005). Cabe señalar que para que exista la apertura del CDH, Barneche et al. (2010) señalan que existen diferentes enfoques, tales como la medición del consumo medio perpetrado o de la capacidad para solventar las necesidades básicas.

La puesta en escena de este producto promueve varios antecedentes en la evaluación de la sostenibilidad de los emprendimientos y su congruismo en la erradicación de la pobreza. Dicho objetivo es simultáneo al programa mundial Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible —ODS— que incentivan al estudio de la sustentabilidad en 17 ejes con criterio a largo plazo, y presentan una oportunidad histórica para estimular la investigación; la objetividad del CDH se vincula a los objetivos 1 y 8 —“Fin de la pobreza, Trabajo decente y crecimiento económico” (Capitán et al., 2019; Lalama & Lalama, 2019)—.

Con lo antes enfatizado, el objetivo de este artículo es diseñar una propuesta de evaluación enfocado a la sostenibilidad económica de los emprendimientos de los beneficiarios del Crédito de Desarrollo Humano de la modalidad asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador. En primera

instancia se elabora el instrumento de investigación y la ponderación de valoración posterior al análisis estadístico-financiero, luego, la aplicación de este y, por último, la determinación de los aspectos categóricos relevantes que conciben la sostenibilidad financiera. Este artículo, con mira en el CDH, ha considerado tres perspectivas para cumplir con el objetivo de investigación: enfoque de tipo cualitativo y cuantitativo —el primero radica en el análisis de los beneficiarios, el segundo, reside en llevar esos datos a una métrica financiera para la valoración de sostenibilidad—, cobertura y alcance —beneficiarios posicionados en la provincia de Tungurahua—, diseño de la investigación —se establece como cuasiexperimental porque, en sí, las variables no sufren cambios, pero se realiza una ponderación a cada una de las preguntas en base a su influencia—.

I. Revisión de la literatura

Las transferencias monetarias condicionadas —TMC— han evolucionado de manera gratificante en el combate contra la pobreza. Los países de América Latina y el mundo tienen múltiples enfoques que buscan direccionar esfuerzos para mitigar la pobreza y conseguir el anhelado desarrollo para sus habitantes, entre ellos tenemos los expuestos en la Tabla 1.

Tabla 1. Países y sus programas de TMC

País	Programa	Inicio	Enfoque	Fuente
Argentina	Asignación Unversal por Hijo	2009	Personas desocupadas, empleadas con salario más abajo del mínimo que cuenten con un hijo menor de 18	(Pautassi et al., 2014)
Brasil	Bolsa Familia	2003	Familias pobres, hijos entre 6 y 15 años en escolaridad	(Loureiro, 2012)
Chile	Ingreso Ético Familiar	2002	Adultos mayores de 65 años en situación de pobreza	(Vargas et al., 2017)
Colombia	Familias en Acción	2002	Transferencias en efectivo a las familias pobres condicionadas, <i>hijos con escolaridad</i>	(Núñez & Cuesta, 2006)

Continúa

Tabla 1. Continuación

País	Programa	Inicio	Enfoque	Fuente
Costa Rica	Avancemos	2006	Jóvenes, entre los 12 y los 25 años en condición de pobreza y que se encuentren cursando la educación secundaria	(Molina & Jiménez, 2009)
Honduras	Bono 10 000	2010	Busca aliviar la situación de las familias hondureñas que viven en extrema pobreza	(Benedetti et al., 2014)
Jamaica	Programa de avance mediante la salud y la educación (PATH)	2001	Proporciona transferencias en efectivo a las familias pobres, para que promuevan el desarrollo del capital humano de sus hogares	(Ayala, 2006)
Indonesia	Programa Keluarga Harapan y Programa Nasional Pemberdayaan Masyarakat-Generasi Sehat dan Cerdas	2007	Se centran en la reducción de la pobreza, la mortalidad materna e infantil	(Rahayu et al., 2008)
México	PROSPERA	1997	Se ajusta en ayudar a las familias pobres de las comunidades rurales y urbanas invirtiendo en capital humano	(Attanasio et al., 2012)
Guatemala	Mi Familia Progresá	2008	Se destina a proporcionar apoyo financiero a las familias que viven en condiciones de pobreza y extrema pobreza, que tengan niños de 0 a 15 años y / o mujeres embarazadas o en período de lactancia que viven principalmente en las zonas rurales y marginales	(Greener et al., 2010)
Nicaragua	La Red de Protección Social	2000	Busca cubrir necesidades radicadas de un conjunto de efectos adversos; se consumó en 2005	(Maluccio & Flores, 2005)
Panamá	Red de Oportunidades	2007	Destinado a la población menor de 18 años para proporcionar acceso a servicios de salud y educación	(Camaño et al., 2019)
Filipinas	Departamento de Bienestar Social y Desarrollo - Programa Filipino Pamilyang Pantawid	2008	Donaciones en efectivo condicionadas a los hogares extremadamente pobres	(Fernández & Hamanaka, 2011)
Perú	Juntos	2005	Ofrece un dividendo mensual a las madres (casadas o solteras) que viven en la pobreza extrema	(Sánchez et al., 2016)

Continúa

Tabla 1. Continuación

País	Programa	Inicio	Enfoque	Fuente
Turquía	Şartli Nakit Transferi	2003	Asistencia Social y Solidaridad	(Coloma-Arques, 2017)
Egipto	Programa Minhet El-Osra	2009	Solo se ha probado en un barrio del Cairo y en 65 aldeas	(Coloma-Arques, 2017)
Estados Unidos de América	Opportunity NYC	Finalizó el 31 de agosto de 2010	Buscaba probar el impacto de los incentivos monetarios en la educación, salud de las familias y de los niños	(Riccio et al., 2010)
Bangladesh	Mujer Proyecto de Asistencia Escuela Secundaria	1994	Condicionado sólo a la asistencia escolar y las niñas que se quedan solteras; ofrece matrícula y estipendios	(UNESCO, 2016)
Camboya	Proyecto de Apoyo al Sector de Educación de Camboya	2005	Está condicionado a la asistencia y el mantenimiento de buenas calificaciones	(Programa Mundial de Alimentos, 2019)
Ecuador	Bono de Desarrollo Humano (BDH)	1998	Surgió como un subsidio para las familias más pobres del país, con el fin de compensar los efectos sufridos por la crisis financiera experimentada en ese momento	(Burgos, 2014)

Fuente: elaboración propia.

II. Metodología

A. Propósito de la investigación

En primera instancia, mediante los bosquejos teóricos y metodológicos circundantes en la sostenibilidad financiera, se procura diseñar un instrumento de evaluación sustancial y pertinente para los beneficiarios del Crédito de Desarrollo Humano Asociativo de la provincia de Tungurahua, Ecuador. Dada la necesidad de clasificar a los emprendimientos, una vez plasmado el instrumento y posterior aplicación se identifican los proyectos que se encuentran en la sostenibilidad y no sostenibilidad. Esta información será de suma importancia en caso de que el organismo competente vinculado al proyecto requiera dar seguimiento continuo a los emprendimientos y buscar las necesidades que subyacen en su actividad económica.

B. Delimitación de los parámetros del instrumento de investigación

Para la elaboración del instrumento de investigación denominada “Encuesta de Sostenibilidad de Emprendimientos”, se realizaron seis pasos que, bajo el análisis teórico, resultaron pertinentes para la indagación. Estos son:

1. Diagnóstico socioeconómico
2. Características del emprendimiento
3. Gestión económica-financiera
4. Ciclo de vida del negocio
5. Nivel de bienestar
6. Responsabilidad social y ambiental

Diagnóstico Socioeconómico

Este se refiere al conocimiento de las atribuciones y particularidades adjudicadas por parte de los beneficiarios. Sus características permitirán conciliar si el instrumento planteado es válido y confiable para promover una aplicación (Silva & Brain, 2006); para efectos de este artículo, el objetivo de este paso radica en la autoevaluación y consideración de su situación con respecto al emprendimiento forjado o capitalizado mediante el CDHA.

Características del emprendimiento

Aquí se verifica si el dinero del CDH fue destinado al desarrollo o fortalecimiento de un emprendimiento. Además, se obtiene información acerca del giro del negocio, así como el lugar en donde se oferta su producto o servicio. Con este diagnóstico se pretende comprender la estructura del emprendimiento y su entorno (Moreno & Espíritu, 2010).

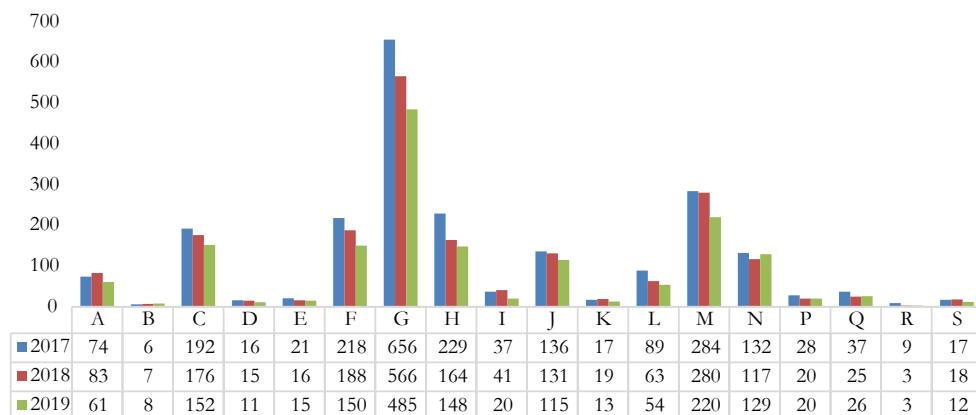
Gestión económica-financiera

Esta se enfoca en aspectos estratégicos, que se vinculan a la creación de valor en un mercado altamente competitivo (Córdoba, 2012). Uno de los medios particulares para evaluar la gestión es a través de indicadores, los cuales expresan dependencias como liquidez, solvencia, renta y gestión, con la finalidad de diagnosticar y predecir la situación de una entidad (Ortiz, 2013;

Rosillón & Alejandra, 2009). Con la finalidad de especificar el procedimiento de evaluación de la encuesta, este paso se subdividió en cuatro etapas con la finalidad de especificar el accionar y los criterios abordados en el estudio; a continuación, se describe y detalla cada una de las etapas:

Etapa 1: recopilar, analizar y estratificar las bases de datos provenientes de la Superintendencia de Compañías, Valores y Seguros (SUPERCIAS, s.f.), mediante la observación de microempresas. Es decir, empresas con ingresos menores a USD \$100 000 y con 1 a 9 trabajadores, predominando el ingreso sobre el número de colaboradores. Se detalla la cantidad de empresas para la valoración financiera en la Figura 1.

Figura 1. Población de estudio por CIU. Evaluación financiera



Fuente: elaboración propia, a partir de los datos de SUPERCIAS (s.f.).

Etapa 2: definir las proporciones financieras que permitan la evaluación mediante la premisa de sostenibilidad e insolvencia empresarial. La Tabla 2 presenta las metodologías que permiten establecer las inferencias clave en la consideración de una empresa sólida en un mercado altamente competitivo. Mientras que, la Tabla 3 detalla los indicadores financieros a usar en el modelo estadístico.

Tabla 2. *Consideraciones teóricas de insolvencia. Evaluación financiera*

Modelo	Consideración	Ratios
Altman Z-Score	Modelo creado por Edward Altman en el año de 1960, el objetivo es evaluar la fortaleza financiera (Kenton, 2021)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Ponderación de las ventas con respecto a los activos. ▪ Generación de valor frente a la deuda.
Termómetro de insolvencia de Kanitz	Modelo de previsión de insolvencia empresarial elaborado por medio de análisis de los balances contables, funciona en un contexto de evaluación directa o en conjunto mediante un comparativo (Weil, 1980).	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Evaluación mediante los criterios del circulante
Modelo de Matia	Modelo con ratios financieros, en el cual el factor crítico indica una valoración de 0,5 (Orestes-da Silva et al., 2012).	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Rentabilidad neta. ▪ Influencia del stock. ▪ Valores de circulante.

Fuente: elaboración propia.

Etapa 3: seleccionar los estadísticos que permitan observar y categorizar qué variables implican mayor impacto en la generación de valor, por ende, la sostenibilidad a largo plazo (Tabla 4).

Etapa 4: seleccionar el modelo más eficiente y eficaz con respecto a residuos generados de los parámetros de cálculo (Tabla 5).

Tabla 3. Indicadores. Evaluación financiera

Indicador	Conceptualización	Fórmula	
Rentabilidad operativa	Indicador que se ve afectado por los costos y los gastos generados en una escala de tiempo, frente a los valores generados en la actividad ordinaria (de Jaime-Eslava, 2003).	$\frac{\text{Utilidad operacional}}{\text{ventas}} \quad (1)$	
Nivel de endeudamiento	Demuestra el compromiso de una entidad con terceros (proveedores, Instituciones financieras intermediarias, entre otros) (Briseño-Ramírez, 2006). El desempeño financiero a través de la deuda con una correcta gestión podrá ser orientada a la creación de valor para la entidad (San Martín-Reyna & Durán-Encalada, 2016).	$\frac{\text{Pasivo Total}}{\text{Activo total}} \quad (2)$	
Periodo promedio de adquisición y rotación de ventas	Se busca determinar una brecha, con la cual la entidad posea un colchón de solvencia económica sin necesidad de requerir recursos ajenos.	$\frac{(\text{Cuentas y Documentos por Pagar} * 365)}{\text{Compras}} \quad (3)$ $\frac{\text{Ventas}}{\text{Activo Total}} \quad (4)$	
Análisis elaborado mediante diversos métodos de inversión y de recuperación del valor inicial			
	Premisa	Criterio	Meses
	Teórica (Canales-Salinas, 2015)	<2 años	Media de 21 meses
	Tasa pasiva-COAC segmento 1	9 % (541 días) tasa anual	96 meses
	Renta fija-empresas externas	9 % (2 años) tasa anual	96 meses
	Póliza de inversión NASDAQ-Islas Caimán	7,99 % 12 % anual	72-108 meses
	Renta variable-acciones (UNACEM)	64,21 % rendimiento 2020-2021	18,68 meses
	Rentabilidad sobre el capital	Media de 35,08 %	34,20 meses
Variable fija-ROA (Rentabilidad sobre los activos)	Enfatiza a aquellas ratios que miden la renta obtenida en un determinado periodo de análisis (Echevarría, 1994).	$\frac{\text{Beneficios Neto}}{\text{Activo Total}} \quad (5)$	
Variable fija-ROE (Rentabilidad sobre el capital)	El ROA en base a los activos totales, y el ROE adjudica valores de capital.	$\frac{\text{Beneficio Neto}}{\text{Fondos Propios}} \quad (6)$	

Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. *Estadístico de ponderación. Evaluación financiera*

Estadístico	Concepto	Fórmula
Modelo de efectos fijos	Para Montero-Granados (2011) el modelo de efectos fijos se caracteriza por presentar una hipótesis con menor cantidad de suposiciones sobre la conducta de los residuos generados en la elaboración del modelo estadístico.	$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}$ (7)
Modelo de efectos aleatorios	Tiene las mismas particularidades del modelo fijo, sin embargo, en este descriptivo, las consideraciones son aleatorias con respecto al valor medio y a la varianza, conjuntamente, resuelven que este modelo es más eficiente por dichas consideraciones como parámetro de cálculo (Arnau-i Gras, 1996).	$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + v_i + u_{it}$ (8)

Fuente: elaboración propia.

Ciclo de Vida del Negocio

La dinámica empresarial de las microempresas se posiciona como el factor determinante en el desarrollo del ciclo de vida en las organizaciones (Padilla-Martínez et al., 2018). El contexto de las decisiones financieras arraigado por la insolvencia empresarial demuestra que el riesgo se produce generalmente en la etapa de maduración, por ende, el desafío es superar la primera etapa mediante el posicionamiento (Terreno et al., 2017).

Nivel bienestar

El bienestar social se deriva del bienestar económico, el cual se entiende como el conjunto de factores esenciales en la calidad de vida de las personas para la tranquilidad y satisfacción humana (Reyes-Blanco & Franklin-Sam, 2014). Para ello, es fundamental identificar las dimensiones que lo conforman, por ejemplo: las formas tradicionales de concebir el nivel de vida o el bienestar de las personas, ingresos, gastos y activos que poseen (de la Torre, 2009).

Tabla 5. *Test de selección. Evaluación financiera*

Test	Concepto	Criterio
Prueba de Hausman	<p>Mutl & Pfaffermayr (2011) argumentan que la prueba de Hausman en este apartado es un método de suma importancia para fijar qué modelo es el más apropiado para determinado grupo de variables explicativas, la prueba de Hausman tiene dos observaciones:</p> <p>Si, $\text{Prob} > \text{Chi}^2$ es menor que 0,05 se accede a presentar la metodología de efectos fijos</p> <p>Si, $\text{Prob} > \text{Chi}^2$ es mayor que 0,05 se consiente la metodología de efectos aleatorios</p>	$\text{Cov}(X_{it}, u_{it}) \neq 0$ (9)

Fuente: elaboración propia.

Responsabilidad social y ambiental

Este apartado se basa en la metodología acuñada por John Elkington conocido como “Triple Resultado Final” o “Triple Bottom Line” por sus siglas en inglés (TBL), el cual tiene como objetivo medir el desempeño financiero, social y ambiental de la empresa a lo largo del tiempo. La idea principal de Elkington arguye que las empresas no solo pueden generar dinero, sino que también pueden mejorar la vida de las personas y de la naturaleza (Hisour, 2018; Norman & MacDonald, 2004).

C. Cálculo de la muestra

Según la base de datos abierta presentada por el Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES, s.f.) en su categoría Información Estadística Emprendimientos y Gestión del Conocimiento pertenecientes al periodo 2019, donde se otorgaron un total de 569 CDHA; mediante cálculo se determinó que la muestra con la que se trabajaría era de 230, la cual debió contar con la diversificación óptima entre los datos, con la finalidad de facultar

resultados veraces que solventasen los requerimientos de la población. El cálculo realizado como delimitación del estudio se presenta en la Tabla 6.

Tabla 6. *Cálculo de la muestra*

Variable	Definición	Valor
$Z =$	Mide la diferencia entre un estadístico observado y su parámetro hipotético	1,96
$p =$	Probabilidad de éxito	50 %
$q =$	Probabilidad de fracaso	50 %
$N =$	Tamaño del universo/población	569
$e =$	Margen de error	5 %
$n =$	Tamaño de la muestra	229,57

Fuente: elaboración propia (MIES s.f.).

D. Regresión logística multinomial

Esta es esgrimida en estructuras con más de dos categorías (politómicas) con variable dependiente de tipo nominal (Roque-Cruz, 2018; Gómez & Palacios, 2013). El proceso de cálculo se determina mediante la definición de una variable aleatoria dependiente de tipo nominal, politómica y categórica, de la forma $(Y) = \{1, 2, 3\}$ y con distribución de probabilidades $p_1 = p(Y = 1)$, $p_2 = p(Y = 2)$ y $p_3 = p(Y = 3) = 1 - p_1 - p_2$, el objetivo de las variables consiste en analizar la influencia de las variables explicativas continuas x_1, x_2 , sobre las formulaciones de probabilidad p_1 y p_2 . La construcción de la variable Y por medio de vector, se representa de la siguiente forma:

$$(Y_1, Y_2) = (1, 0) \text{ si } Y = 1 \quad (0, 1) \text{ si } Y = 2 \quad (0, 0) \text{ si } Y = 3. \quad (1)$$

Las variables Y_1 e Y_2 tienen una uniformidad de Bernouilli (que expresa las variables aleatorias de tipo discreta en sucesos excluyentes), de la forma $E(Y_1) = p_1$ y $E(Y_2) = p_2$, se formula el multivariante en las siguientes expresiones:

$$p_1(x_1, x_2) = p_1 = E(Y_1) = \frac{\exp(z_1)}{1 + \exp(z_1) + \exp(z_2)} \quad (2)$$

$$p_2(x_1, x_2) = p_2 = E(Y_2) = \frac{\exp(z_2)}{1 + \exp(z_1) + \exp(z_2)}, \quad (3)$$

donde $Z_1 = \beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \beta_{21}x_2$ y $Z_2 = \beta_{02} + \beta_{12}x_1 + \beta_{22}x_2$, siendo $\beta_{01}, \beta_{11}, \beta_{21}, \beta_{02}, \beta_{12}, \beta_{22}$ parámetros de estimación, y:

$$p_3(x_1, x_2) = p_3 = 1 - p_1 - p_2 = \frac{1}{1 + \exp(z_1) + \exp(z_2)}. \quad (4)$$

Con el propósito de alinear los parámetros, se ejemplifica el modelo reescrito de la siguiente forma:

$$\frac{p_1}{p_3} = \exp(Z_1) = \exp(\beta_{01}) (\exp(\beta_{11}))^{x_1} (\exp(\beta_{21}))^{x_2} \quad (5)$$

$$\frac{p_2}{p_3} = \exp(Z_2) = \exp(\beta_{02}) (\exp(\beta_{12}))^{x_1} (\exp(\beta_{22}))^{x_2}. \quad (6)$$

La Ecuación 5 y 6 establece el valor dado por $\frac{p_1}{p_3}$ y, manifiesta los *odd* de la categoría 1 con respecto a la 3, representado por $O_1(x_1, x_2) = O_1$, de igual manera corresponde para O_2 ; se concluye que al generar una unidad adicional en x_1 existe una cierta razón de cambio en una constante de O_1 , la variable viene dada de la siguiente forma:

$$x_2 \text{ formulada como } \frac{O_1(x_1 + 1, x_2)}{O_1(x_1, x_2)} = \exp(\beta_{11}), \quad (7)$$

La Ecuación 7 recibe la percepción de “*odds-ratio*” de la categoría 1 respecto a la incógnita x_1 y se representa por $OR_1(x_1)$ al igual que en las mismas incógnitas.

Para ser específicos, el objetivo del estadístico radica en analizar y concatenar las variables polinómicas, dicotómicas y numéricas concebidas de la aplicación del instrumento de investigación, con la finalidad de buscar la asociatividad de aquellos en la categoría de sostenibilidad.

E. Análisis de correspondencias múltiples (ACM)

Olivares (1996) y Algañaraz-Soria (2016) indican que esta metodología constituye una herramienta avanzada de análisis de datos en espacios

relacionales, que busca plasmar la multiplicidad de forma analítica configurada mediante espacios. El primer parámetro de consideración es la evaluación de la métrica de proximidad entre valores, expresada en la ecuación 8:

$$d^2(i, i') = \sum_{j=1}^J \frac{1}{f_{+j}} \left(\frac{f_{ij}}{f_{i+}} - \frac{f_{i'j}}{f_{i'+}} \right)^2. \quad (8)$$

El siguiente paso es evaluar mediante la tabla de correspondencias la inserción de cada fila y columna con base en valores absolutos. A dichos valores se le denota genéricamente por n_{ij} , en el cual i representa las categorías de las filas, y j las columnas. El cálculo para la misma corresponde a:

$$f_{ij} = \frac{n_{ij}}{N}. \quad (9)$$

La discrepancia de las hipótesis al plantear este tipo de tablas reside en su asociatividad intrínseca. Es decir, H_0 : confiere que las variables son independientes, H_1 : ratifica que existe una dependencia; el estadístico formulado es:

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(n_{ob} - n_{es})^2_{ij}}{(n_{es})_{ij}}. \quad (10)$$

En la cual n_{ob} son las frecuencias absolutas y n_{es} las esperadas bajo la correspondencia de la hipótesis nula, las frecuencias esperadas son consentidas mediante esta ecuación:

$$n_{es} = \frac{n_{i.} \cdot n_{.j}}{N}. \quad (11)$$

Una vez impuestas las observaciones, se analiza cómo se distribuyen con respecto a $(i - 1)(j - 1)$ grados de libertad; asimismo, si dicha observación muestra que el p-valor es menor que el alfa de 0,05 se rechaza la hipótesis nula. Los residuos tipificados se calculan con la ecuación:

$$r_{ij} = \frac{n_{ob} - n_{esp}}{\sqrt{n_{esp}} \sqrt{\left(1 - \frac{n_{i.}}{N}\right) \left(1 - \frac{n_{.j}}{N}\right)}}. \quad (12)$$

Según Ledesma (2008) una vez implementada la metodología del análisis de correspondencia múltiple (ACM), se procede a realizar la interpretación, para lo cual se contemplan los siguientes elementos:

- Existe asociación entre las variables cuando se rechaza la hipótesis nula de independencia.
- Aún sin rechazarse la existencia de grandes diferencias en los porcentajes de la varianza explicada de los diferentes factores, se interpreta en términos de asociaciones de las variables.
- Se busca las categorías mejor detalladas por el factor, por ende, cuanto mayor es la contribución, mejor se encuentra representada la categoría del factor.

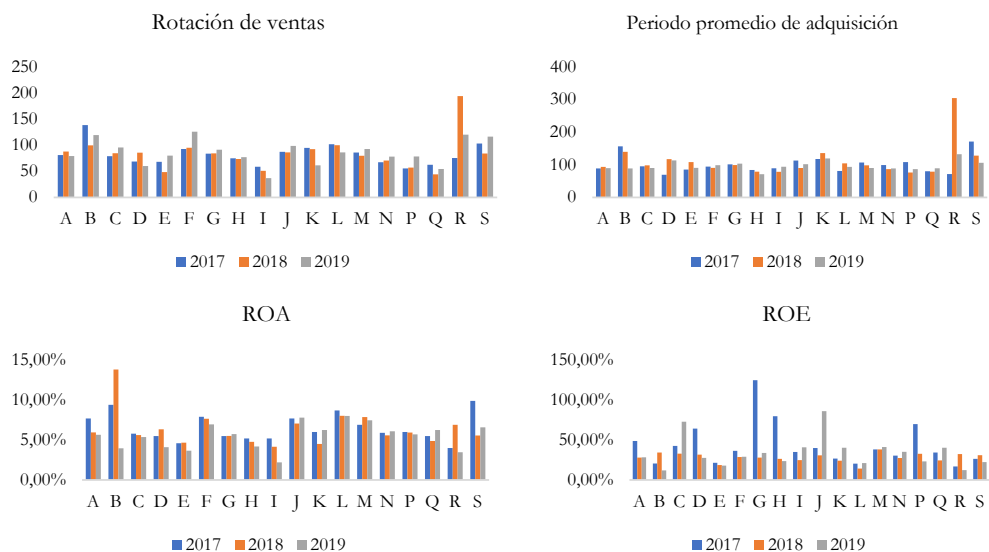
El objetivo de este instrumento estadístico es analizar las estratificaciones resultantes en todos los aspectos coexistentes, mediante este se complementa el análisis mediante espacios dimensionales que no logran exponerse en su totalidad mediante el modelo logístico multinomial.

III. Discusión de resultados

Como se detalló en la metodología, el primer paso para evaluar los emprendimientos provenientes del CDHA, es elaborar y ponderar una encuesta con base a parámetros estadísticos-financieros procedentes del análisis de información secundaria perteneciente a la SUPERCIAS en los periodos 2017 al 2019; adicional a esto, segmentado por actividades económicas, aquello se detalla en la Figura 2. A continuación, se presenta la resolución de las etapas 1 y 2 de cuarto paso —gestión económica-financiera.

Por consiguiente, el estudio debe medir qué variable influye significativamente a la sostenibilidad y generación de valor económico, esto se presenta en la Tabla 7, especificando el estadístico de efectos fijos y aleatorios ajustado a la prueba de Hausman. Con dicho criterio se da resolución a las etapas 3 y 4 de la gestión económica-financiera.

Figura 2. Promedio ratios 2017-2019 – Evaluación financiera



Fuente: elaboración propia.

Tabla 7. Evaluación de variables significativas

R-sq: Fixed-Effects	Number of obs. = 54					
Within = 0,5507	Number of groups 18					
Between = 0,6161	F(6, 30) 6,13					
overall = 0,558	Prob > F 0,0003					
$Corr(u : i, xb) = 0,2524$						
ROA	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95 % Conf. Interval]	
Rentabilidad Operativa	0,5487	0,1359	4,04	0,000	0,2711	0,8263
Nivel de endeudamiento del activo	-0,0019	0,0321	-0,06	0,953	-0,0675	0,0637

Continúa

Tabla 7. Continuación

Periodo promedio de cobro	-0,7042	0,4216	-1,67	0,105	-1,5653	0,1568
Periodo promedio de pago	0,7041	0,4216	1,67	0,105	-0,1569	1,5652
Brecha	-0,7039	0,4216	-1,67	0,105	-1,565	0,1571
Rotación de ventas	-0,0021	0,0043	-0,5	0,621	-0,0111	0,0067
Constante	0,0374	0,0244	1,53	0,136	-0,0124	0,0874
Sigma _u	0,0097					
Sigma _e	0,011					
RHO	0,4364					
R-sq: Random-Effects				Number of obs. = 54		
Within = 0,045				Number od groups = 18		
Between = 0,349				F(6, 30) = 7,69		
overall = 0,141				Prob > F = 0,261		
Corr(u : i, xb) = (assumed) 0						
ROE	Coef.	Std. Err.	t	P t	[95 % Conf. Interval]	
Rentabilidad Operativa	2,145	1,709	1,260	0,209	-1,203	5,494
Nivel de endeudamiento del activo	0,611	0,406	1,510	0,132	-0,184	1,407
Periodo promedio de cobro	-7,098	5,605	-1,270	0,205	-18,083	3,887
Periodo promedio de pago	7,098	5,604	1,270	0,205	-3,887	18,082
Brecha	-7,098	5,604	-1,270	0,205	-18,083	3,886
Rotación de ventas	0,071	0,043	1,640	0,100	-0,014	0,156
Sigma _u	0,000					
Sigma _e	0,207					
RHO	0,000					

Continúa

Tabla 7. Continuación

<p>Con un valor $Prob > chi^2(0,0345)$ menor a 0,05 se determina que el modelo óptimo es el de <i>efectos fijos</i>. Con un valor $Prob > F(0,003)$ en un total de 18 grupos (CIU) en 54 observaciones se determina que el modelo es veraz, los resultados muestran que la variable significativa en la promoción de sostenibilidad con un $P > t$ de 0,00 y una t de 4,04, fija a la rentabilidad operativa con un coeficiente de 0,5887 en una constante de 0,0374.</p>	<p>Con un valor $Prob > chi^2(0,9753)$ mayor a 0,05 se determina que el modelo óptimo es el de <i>efectos aleatorios</i>. Con un valor $Prob > chi(0,2614)$ en un total de 18 grupos (CIU) en 54 observaciones se determina que el modelo no es tan factible, por lo tanto la consideración de las variables frente al ROE, tendrán mínima ponderación en la Encuesta del Emprendimiento Sostenible, los resultados muestran que la variable significativa en la promoción de sostenibilidad con respecto al capital con un $P t$ de 0,100 y una t de 1,64, fija a la rentabilidad operativa con un coeficiente de 2,1415 en una constante de -0,2160.</p>
--	---

Nota: estadístico realizado en STATA v.14 cod. Xtreg, fe/re.

Fuente: elaboración propia.

Por último, para culminar con la gestión económica-financiera, se evalúa mediante la significancia y los coeficientes, teniendo en cuenta que el ROA tuvo un p-valor más pequeño alineado a la aceptación estadística ($P < 0,05$). Por otra parte, el ROE tuvo un valor alto, el cual no se ajustaba a la crítica antes mencionada, por lo cual, el ROA perpetró mayor influencia para la toma de decisiones en la ponderación. La Tabla 8 presenta la evaluación realizada, midiendo el impacto por los coeficientes cuando existe aumento en una unidad absoluta.

A continuación, la Tabla 10 presenta la ponderación realizada a la “Encuesta de Sostenibilidad de Emprendimientos” para delimitar qué emprendimientos son sostenibles y cuáles no adjudican ese criterio:

Tabla 8. Ponderación de variables. Gestión económica-financiera

Variable	ROA 90 %	COEF	Valor	Peso	ROE 10 %	COEF	Valor	Peso	Impacto 100 %	SECCIÓN IV = 70 %
Rentabilidad operativa	4,04	0,5487	2,2169	56,17 %	1,26	2,1454	2,7032	20,32 %	0,5258	36,81 %
Nivel de ende- damiento	0,06	0,0019	0,0001	0,00 %	1,51	0,6113	0,9231	6,94 %	0,0069	0,49 %
Brecha	1,67	0,7039	1,1755	29,79 %	1,27	7,09	9,0043	67,67 %	0,3357	23,50 %
Recuperación de Inversión	2,02	0,2743	0,5542	14,04 %	0,63	1,0727	0,6758	5,08 %	0,1314	9,20 %
			3,9468				13,3064		1	70 %

Fuente: elaboración propia.

Tabla 9. Matriz de calificación del emprendimiento sostenible

Sección	Pregunta	Puntajes	Total	%	% Total
II. Diagnóstico Socioeconómico = 6 %	Pregunta 8. ¿Cree usted que su emprendimiento es próspero?	Si = 1 No = 0	1	6 %	6 %
	Pregunta 9. ¿A qué destinó el fondo proveniente del CDH ?	Emprender = 1 Otros gastos = 0	1	3 %	6 %
III. Características Del Emprendimiento = 6 %	Pregunta 12. ¿Su emprendimiento sigue existiendo?	Si = 1 No = 0	1	3 %	
	Pregunta 14. Rango de ingresos mensuales – antes de marzo 2020 y durante el COVID.	< 2,38 %	0 %	0 %	36,81 %
IV. Gestión Económico – Financiero = 70 %	Pregunta 15. Cuánto es su costo y gasto mensual – antes de marzo 2020 y durante el COVID	>= 2,38 %-6,97 > 6,97 %	50 % 100 %	18,405 %	
	Pregunta 16-a. A cuánto asciende su deuda total - antes de marzo 2020 y durante el COVID.	> 67,03 %	0 %	0,0000 %	
IV. Gestión Económico – Financiero = 70 %	Pregunta 17. Cuánto tiene invertido en su empresa - antes de marzo 2020 y durante el COVID.	> 47,35 %-67,03 % > 31,22 %-47,35 % 0-31,22 %	25 % 50 % 100 %	0,1225 % 0,245 % 0,49 %	0,49 %
	Pregunta 18. ¿Cada cuánto vende? (días) - antes de marzo 2020 y durante el COVID.	< 0 días	0 %	0 %	
	Pregunta 19. ¿Cada cuánto adquiere? (días) - antes de marzo 2020 y durante el COVID	> 0-18,83 > 18,83 días > 108 meses >= 96-108 meses	50 % 100 % 0 % 17 %	11,75 % 23,5 % 0,00 % 1,533 %	23,50 %
IV. Gestión Económico – Financiero = 70 %	Pregunta 20. ¿En qué tiempo recuperó su inversión?	>= 72-95 meses >= 34-71 meses >= 21-33 meses >= 19-20 meses <19 meses	33 % 50 % 67 % 83 % 100 %	3,067 % 4,6 % 6,164 % 7,636 % 9,20 %	9,20 %
	Pregunta 21. ¿Considera usted que el CDH le ayudó a generar mayores ganancias en su negocio?	Si = 1 No = 0	1	3 %	6 %
	Pregunta 22. ¿Conoce usted cuánto le cuesta producir su producto o servicio?	Si = 1 No = 0	1	3 %	

Continúa

Tabla 9. Continuación

Sección	Pregunta	Puntajes	Total	%	% Total
VI. Nivel De Bienestar = 6 %	Pregunta 24. ¿Con el CDH, considera usted que su nivel de vida y de su familia?	Aumentó = 1 Disminuyó = 0	1	6 %	6 %
VII. Responsabilidad Social Y Ambiental = 6 %	Pregunta 28. ¿Su emprendimiento generó fuentes de trabajo?	Si = 1 No = 0	1	2 %	6 %
	Pregunta 30. ¿Los desechos provenientes de su emprendimiento, los reduce, recicla y reutiliza?	Si = 1 No = 0	1	2 %	

Fuente: elaboración propia.

Una vez revisadas las premisas del MIES y valorando deducciones teóricas, prácticas y estadísticas se plantea que, la no sostenibilidad radica en un cumplimiento parcial inferior al 66,66 % del instrumento —es decir las dos terceras partes de la valoración total—. Por otra parte, la categoría de sostenibilidad adjudica dos enfoques: el primero reside en el cumplimiento ponderado superior o igual a 66,66 % del total general de la encuesta, el segundo, si el beneficiario cumple con el 75 % de la consideración de la gestión económica-financiera.

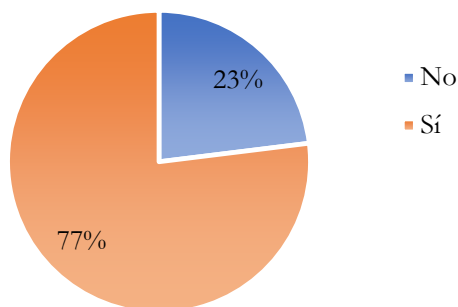
A. Evaluación descriptiva del instrumento de investigación

La Figura 3 establece que, del 100 % de las encuestas realizadas, el 77 % (53) beneficiarios contestaron que se sienten a gusto con el desarrollo de su emprendimiento, por otra parte, el 23 % (53) aludieron que se encuentran en una etapa crítica, entre los comentarios enfatizan que la pandemia COVID-19 debilitó el nivel de ventas, limitó el número de salidas para la distribución de su producto y ciertos usuarios mostraron molestias por el desplazamiento de sus actividades económicas al no ser de primera necesidad.

Es importante destacar que una cláusula primordial para el desarrollo de la encuesta es que los emprendimientos estén activos, con la finalidad de analizar la influencia de la pandemia en la sostenibilidad de los emprendimientos,

Figura 3. Respuestas. Diagnóstico socioeconómico

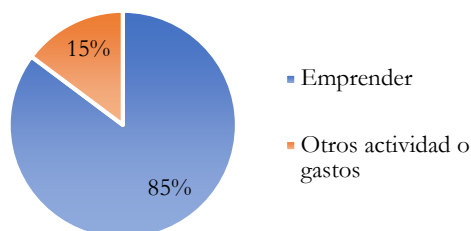
1. ¿Cree usted que su emprendimiento es próspero?



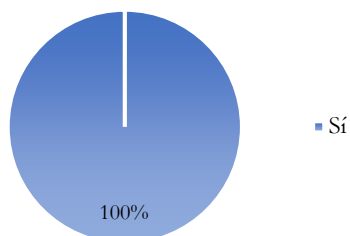
Fuente: elaboración propia.

Figura 4. Respuestas. Características del emprendimiento

2. ¿A qué destinó el fondo proveniente del CDH Asociativo?



3. ¿Su emprendimiento sigue activo?

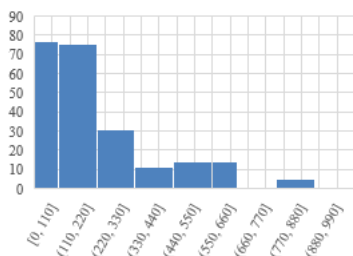


Fuente: elaboración propia.

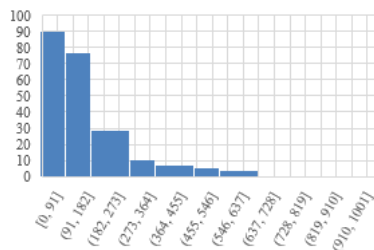
tanto en las generalidades como en el factor financiero. La Figura 4 establece que, del 100 % de encuestas realizadas, el 85 % (196) usaron sus desembolsos para invertir en sus emprendimientos, no obstante, el 15 % (34) dieron uso a los recursos para gastos varios, como alimentación, adquisición de materiales escolares, atención médica y servicios varios.

Figura 5. Respuestas. Gestión económica-financiera

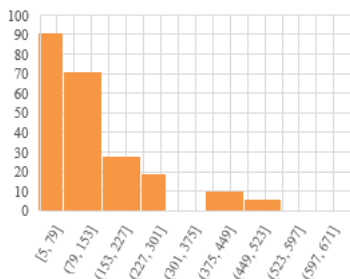
4.1. ¿Cuáles fueron sus ingresos mensuales antes de marzo de 2020?



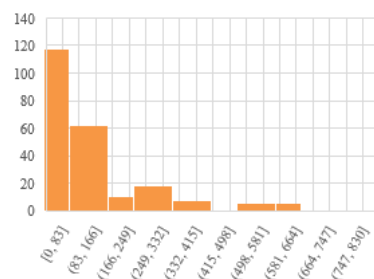
4.2. ¿Cuáles son sus ingresos mensuales, durante el COVID?



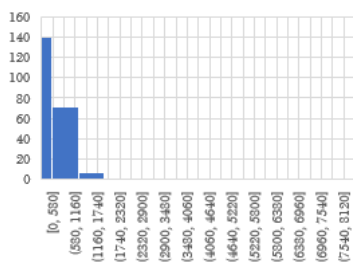
5.1. ¿Cuáles fueron sus costos y gastos antes de marzo de 2020?



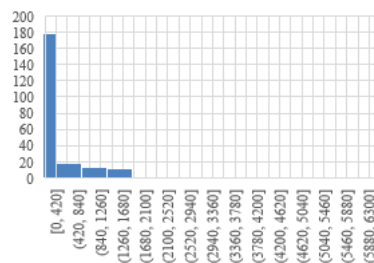
5.2. ¿Cuáles son sus costos y gastos, durante el COVID?



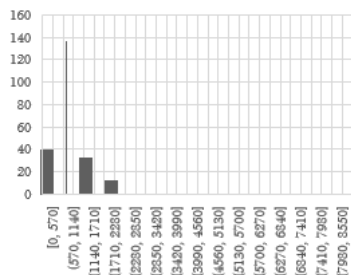
6.1. ¿A cuánto asciende su deuda total antes de marzo de 2020?



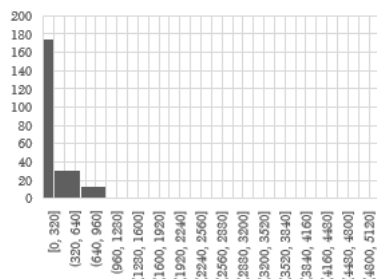
6.2. ¿A cuánto asciende su deuda total, durante el COVID?



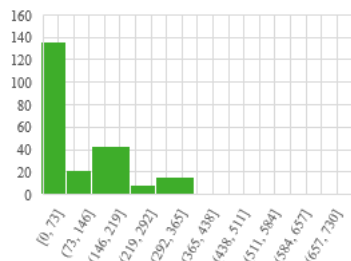
7.1. ¿Cuánto invirtió en su negocio antes de marzo de 2020?



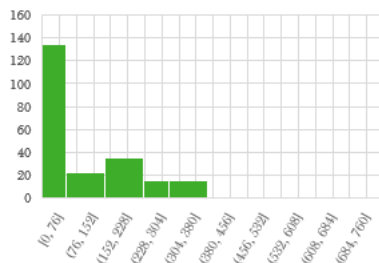
7.2. ¿Cuánto ha invertido en su negocio, durante el COVID?



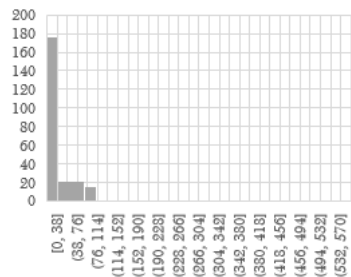
8.1. ¿Cada cuántos días vendía su producto, antes de marzo de 2020?



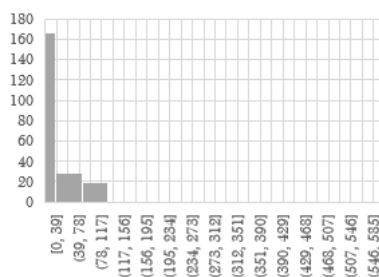
8.2. ¿Cada cuántos días vende su producto, durante el COVID?



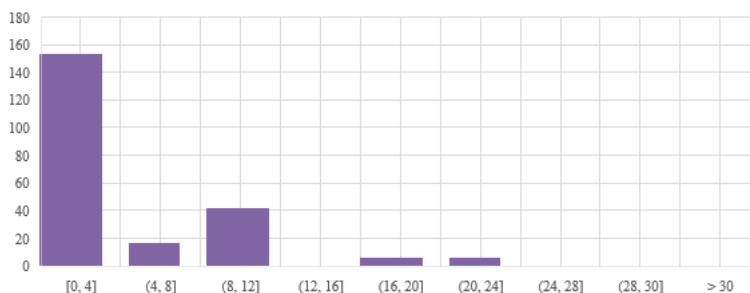
9.1. ¿Cada cuántos días adquiere insumos (proveedores), antes de marzo 2020?



9.2. ¿Cada cuántos días adquiere insumos (proveedores), durante el COVID?



10. ¿En cuánto tiempo recuperó su inversión?



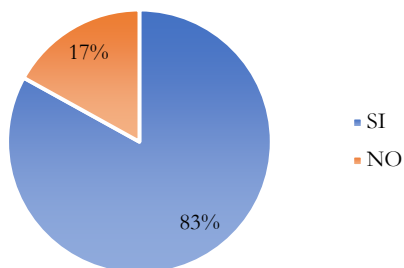
Fuente: elaboración propia.

La Figura 5 determina que, el nivel de ingresos medio mensual antes del marzo del 2020 reflejó un valor de USD \$233,17, mientras que, durante la pandemia, la media se posicionó en USD \$155,08; debido a la gran variabilidad de las actividades desempeñadas y el volumen del negocio, la desviación generada en la primera circunstancia es de USD \$189,41 y en el otro apartado USD \$159,32.

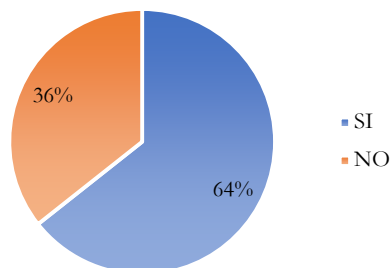
Asimismo, la Figura 5 detalla que los costos y gastos generados en la actividad reflejan una media mensual antes de marzo del 2020 fue de USD \$135,93; mientras que durante el COVID es de USD \$128,67; debido a la circunstancia y el riesgo existente el nivel de deuda para satisfacer necesidades operativas y de inversión se han visto sosegadas, teniendo una disminución de la deuda de USD \$566,28 a USD \$320,06, es decir, una disminución de USD \$246,22, en otras palabras la adherencia a la deuda se comprimió en 43,47%; por otro lado, la inversión antes de marzo del 2020 era mucho más alta que durante la pandemia, reflejando una diferencia de USD \$810,26, en este aspecto se puede determinar que la paridad de deuda con inversión forjan una correlación de 0,280. También, la Figura 5 especifica que la temporalidad de recuperación de inversión determinó que el 69,91 % de los beneficiarios aún no recuperan la inversión, mientras que el 14,34 % recuperó en menos de 12 meses, el 14,35 % alude que recuperaron sus valores en un período de 12 meses, y el 7,39 % en un tiempo mayor a este.

Figura 6. Respuestas. Ciclo de vida del negocio

11. ¿Considera usted que el CDH le ayudó a generar mayores ganancias en su negocio?



12. ¿Conoce usted cuánto cuesta producir su producto o servicio?



Fuente: elaboración propia.

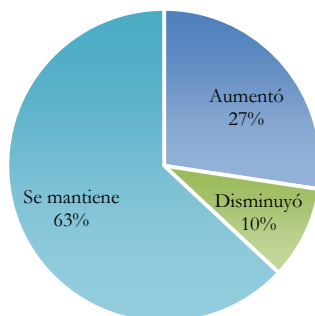
La Figura 6 determina que, el 83% de los beneficiarios del CDHA enfatizaron agrado por el financiamiento aludiendo que ayudó a formar su emprendimiento. También, acordaban que este les ha ayudado en el lapso de la pandemia por la carencia de trabajo; no obstante, el 17% resaltó que el financiamiento fue bueno, sin embargo, por causas diversas no ayudó a generar ganancias significativas. De esta manera, mediante argumentos y críticas el 64% ostentaba conocimiento específico sobre el emprendimiento (costos, gastos e inversión), mientras que el 36% carecía de esta singularidad.

Aunque existen comentarios alentadores sobre el financiamiento, la mayoría destacaba que aún era insuficiente. La Figura 7 infiere que el desembolso realizado permitió al 27,39% de los beneficiarios aumentar su nivel o calidad de vida, mientras que el 9,57% no obtuvo resultados alentadores y la mayoría argumentaba que el nivel de vida seguía siendo el mismo y que no sentían un cambio significativo.

Ante las limitaciones monetarias, les resultaba difícil acceder a mano de obra externa, por lo que sus actividades eran realizadas por el entorno familiar. Según lo expuesto en la Figura 8 este argumento se dio en el 85% de los beneficiarios, mientras que el 15% restante poseía el nivel suficiente para contratar mano de obra. En la categoría de cuidado ambiental el 65%

Figura 7. Respuestas. Nivel de bienestar

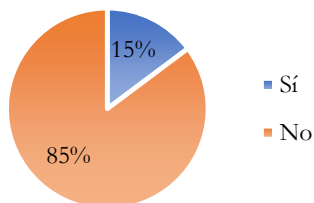
13. ¿Con el CDH, considera usted que su nivel de vida y de su familia?



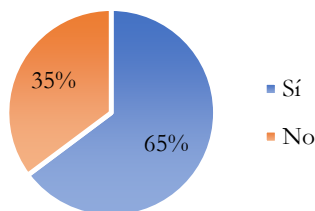
Fuente: elaboración propia.

Figura 8. Respuestas. Responsabilidad social y ambiental

14. ¿Su emprendimiento generó fuentes de trabajo?



15. ¿Los desechos provenientes de su emprendimiento, los reduce, recicla y reutiliza?

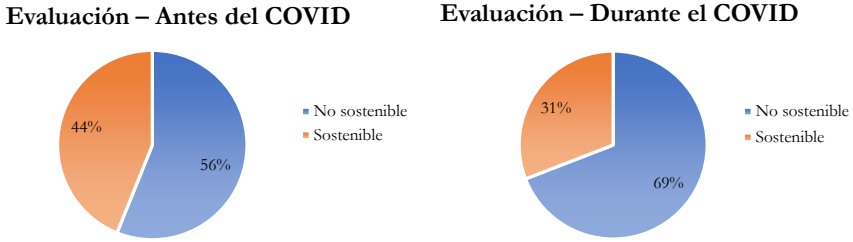


Fuente: elaboración propia.

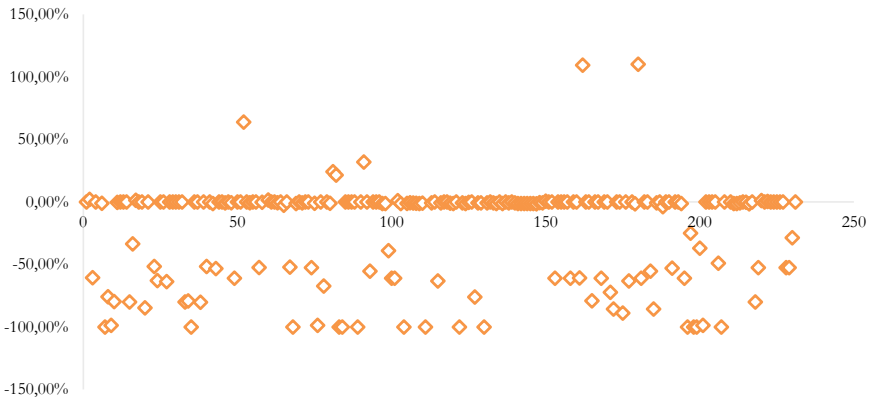
de los beneficiarios arguyen que realizan algún proceso en el cual rehúsan determinados desechos, esto se adheriría más en el sector agrícola y ganadero.

Según lo detallado en la Figura 9, el COVID ha impactado de forma negativa en la sostenibilidad de los emprendimientos, derivando una influencia del 29,70%, en otras palabras, durante la cuarentena provocada por el COVID-19, 30 emprendimientos dejaron de ser sostenibles.

Figura 9. Cualificación de los emprendimientos



Impacto del COVID-19 en la sección IV Gestión económica-financiera



Fuente: elaboración propia.

Una vez valorada la información mediante expresiones descriptivas, se hizo necesaria la inducción de estadísticos para analizar si la información concebida se podía vincular a determinados aspectos sociodemográficos adjudicado al sujeto de estudio en su naturaleza. La Tabla 10 presenta los detalles.

Con un R^2 de 34,83% y un $Prob > Chi^2$ de 0,0000 menor a 0,05, se determinó que el modelo era confiable; el ingreso y rotación de las ventas se categorizaron como variables significativas adheridas al fortalecimiento de la sostenibilidad. Por otra parte, aquellos que argumentan una posibilidad de suprimir esa categoría son los gastos y el periodo de adquisición, los mencionados adjudican valores que denotan un $p < 0,001$ (99,99% nivel de confianza).

Tabla 10. Regresión logística multinomial

Multinomial Logistic Regression	Number of obs. = 230
LR $Chi^2(14)$	104,36
$Prob > Chi^2$	0,0000000
Log likelihood = -97.639623	Pseudo $R^2 = 0,3483$
1. Sostenibilidad	
(Sí) ¿Cree usted qué su emprendimiento es próspero?	0,50442376
(Sí) ¿A qué destinó el fondo proveniente del CDH Asociativo?	0,70428922
Ingresos	0,00918656***
Gastos	-0,0108779***
Deuda	0,00015156
Inversión	0,00018257
Rotación de ventas	0,01389307***
Adquisición	-0,01862857***
(Sí) ¿Considera usted que el CDH Asociativo le ayudó a generar mayores ganancias en su negocio?	0,63996568
(Sí) ¿Conoce usted cuánto le cuesta producir su producto o servicio?	0,36100186
(Se mantiene) Con el CDH el nivel de vida	1,0447829
(Aumentó) Con el CDH el nivel de vida	0,27567071
(Sí) ¿Su emprendimiento generó fuentes de trabajo?	0,10952447
(Sí) Gestiona desechos	0,4995915
_cons	-2,928605***
<i>Statistics</i>	
N	230
R^2	
R_A^2	

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 11. Análisis de correspondencia múltiple

Número de iteraciones	Varianza explicada		Pérdida
	Total	Incremento	
100 ^a	12,653524	,000022	30,346476

a. Se ha detenido el proceso de iteración debido a que se ha alcanzado el número máximo de iteraciones.

Dimensión	Alfa de Cronbach	Varianza explicada		
		Total (Autovalores)	Inercia	% de la varianza
1	,948	13,509	,314	31,417
2	,937	11,798	,274	27,437
Total		25,307	,589	
Media	,943 ^a	12,654	,294	29,427

a. El Alfa de Cronbach Promedio está basado en los autovalores promedio.

Medidas de discriminación

	Ponderación de la variable	Dimensión		Media
		1	2	
Canton	9	,851	,661	,756
DESAC1	4	,024	,093	,059
RangoEdad	4	,013	,225	,119
EstadoCivil	6	,388	,100	,244
Etnia	4	,299	,132	,216
NiveldelInstrucción	6	,307	,323	,315
Género	2	,000	,002	,001
CUALIFICACIÓN	2	,008	,016	,012
Zona	2	,144	,206	,175
TipoSubsidio	4	,006	,264	,135
Total activo ^a		13,509	11,798	12,654
% de la varianza		31,417	27,437	29,427

a. Las ponderaciones de las variables están incorporadas en los estadísticos de Total activo.

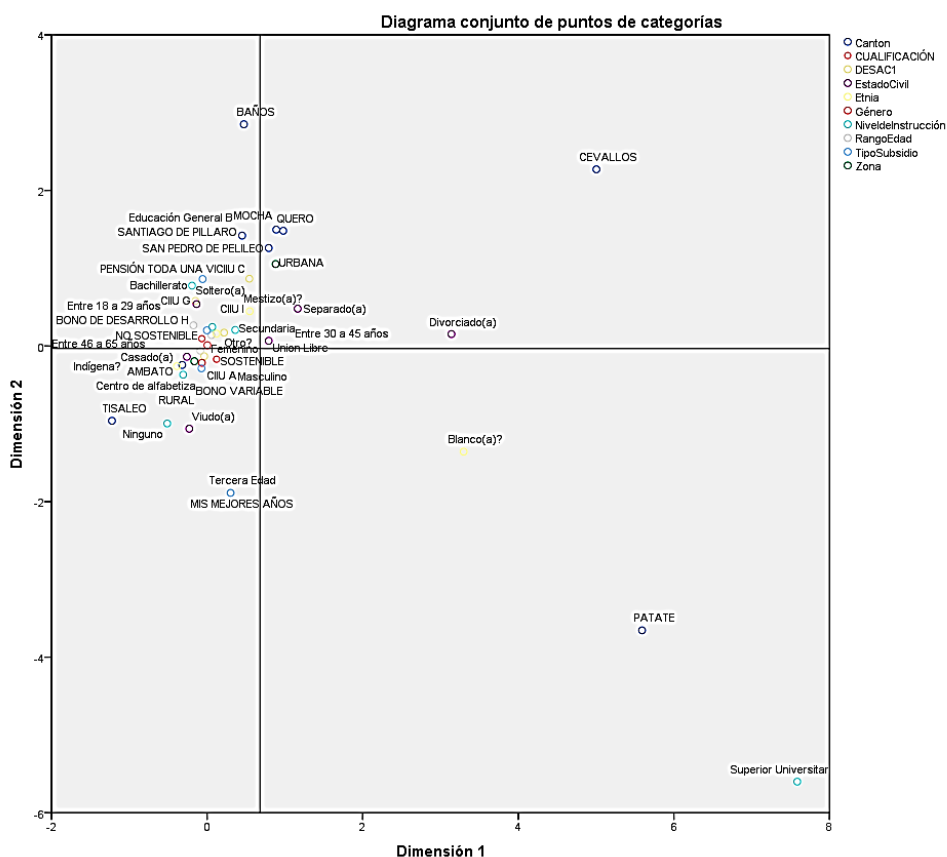
Fuente: elaboración propia.

El 100 % de casos insertados se consideraron válidos; el proceso culminó cuando la prueba para la convergencia alcanzó las 100 interacciones, el alfa de Cronbach determinó un valor para la primera dimensión de 0,948 y para la segunda de 0,937 lo cual afirma que el instrumento y sus respuestas son confiables, las varianzas expresadas en cada dimensión son ligeramente similares, lo cual ratifica valores con distribución normal. Adicional a esto, los cálculos adjudicaron que la dimensión 1 es más confiable con una diferencia de 1,17 % o en valores absolutos de 0,011.

En las medidas de discriminación de la dimensión (1 y 2), se encuentra explicada principalmente por el Cantón con 0,851 y 0,661 respectivamente, el gráfico representa la misma información y refleja una significancia relativa y

visible. Por otra parte, el valor que le sigue al cantón en la dimensión (1) es el estado civil 0,388 y en la dimensión (2) el nivel de instrucción con 0,323.

Figura 10. ACM. Diagrama conjunto



Nota: normalización principal por variables.

Fuente: elaboración propia.

El diagrama en conjunto de puntos de categoría muestra el mapa de correspondencias con todas las variables categóricas. El cuadrante inferior izquierdo donde se ubica la sostenibilidad asocia a la actividad agricultura, ganadería y pesca, el Bono Variable, la educación secundaria y rango etario de 30 a 45 años. Adicional a esto, el género no es factor de disputa. En el

apartado de no sostenible, ubicado en el cuadrante superior izquierdo, se puede observar al BDH, así como a la actividad económica de alojamiento y servicio de comidas y un rango etario de 46 a 65 años.

Conclusiones

El CDH como un medio para la superación de la pobreza ha asumido diferentes formas y modalidad de aplicación, así como fines, objetivos y grupo meta. Algunos países lo hacen enfocados en la educación, otros a la seguridad alimentaria y otros cuantos a mejorar la capacidad monetaria en el núcleo familiar. Sin embargo, todos tienen el mismo objetivo general de combatir la pobreza, aquel mal que en zonas rurales acecha cerca del 35,3 % al 43,8 % de la población; mientras que la extrema pobreza cubre entre 14,3 % al 18,7 %. Ciertamente, es correcto que el estadístico regresión logística multinomial es específico al mencionar que el nivel de ingresos es una variable trascendental en la sostenibilidad de los beneficiarios del CHDA y, por lo contrario, todos aquellos desembolsos o demora en el giro del negocio son valores que inhiben la consecución de la categoría de sostenibilidad.

Sin embargo, ¿por qué es tan difícil mitigar la pobreza en el sector rural?, Yanes (2017) y Boltvinik (2005), afirman que el desarrollo del capital humano es clave para que estas zonas evolucionen, tanto en capacidad académica, como en medios para el desarrollo territorial. Es importante destacar que, al momento de evaluar, es trascendental considerar que no es lo mismo riqueza que desarrollo, el primero ha sido manipulado o malentendido como el fin de la pobreza, pero es irreal; por otra parte, el desarrollo mide la forma en la cual determinado grupo de personas sienten mejora considerable en los factores económicos, sociales, ambientales y culturales, por lo cual es circunstancial buscar el desarrollo y no el aumento de la riqueza. Mientras la riqueza es cubierta por unos pocos, el desarrollo abarca a todos.

En congruencia con lo antes mencionado, cabe señalar que evidentemente la capacidad académica es relevante para mitigar la pobreza. Esto se puede ver en el estadístico ACM. A partir de este, se percibe que si los sujetos de estudio han cursado —por lo menos— la secundaria, esto se convierte en un aspecto relevante para ser sostenibles. También, existe una alta asociatividad

al Bono Variable, el cual es desarrollado para fomentar el principio de corresponsabilidad, a través de un mecanismo de acompañamiento familiar, para garantizar que las niñas, niños y adolescentes ejerzan su derecho a educación, salud y alimentación. La educación es un factor elemental que puede suprimir parcial o totalmente la pobreza generacional y brinda oportunidades en un entorno competitivo (desarrollo del capital humano).

En el marco del endeudamiento, el acceso al mismo se ha visto sesgado por el alto costo anual total (CAT), al encontrarse con una estructura de microempresa. El interés generado por microcréditos alcanza en la acumulación ampliada entre el 20,24% y 24,35%; la acumulación simple se encuentra entre 23,26% y 26,90%; por último, el microcrédito minorista ronda del 25,18% hasta el 29,04% (Banco Central del Ecuador, 2021). Puesto en escena, el costo por intereses es un valor extremadamente alto para microemprendimientos que aún no tienen una solvencia o un colchón financiero. Por otra parte, al encontrarse en actividades agropecuarias, el interés es relativamente más bajo. Sin embargo, este tipo de crédito genera una problemática significativa, ya que solo el 4,2% de los comensales de esta actividad económica financian sus actividades con la misma; argumentos indican que la formalidad impuesta por los trámites hacen complicado el acceso (Primicias, 2020).

Una vez identificadas las problemáticas concebidas por los beneficiarios del CDHA, se procede a emitir las siguientes recomendaciones.

Al existir —en su mayoría— beneficiarios de la actividad económica agricultura, silvicultura, ganadería y pesca, es necesario contar con un seguimiento enfocado al tipo de actividad que realizan. Es decir, contar con personas especializadas del campo para que no solo evalúen, sino que aporten recomendaciones clave para que su actividad sea sostenible, esto se puede realizar con las universidades aledañas a las zonas mediante proyectos vinculados. Al tener cerca del 83,04% de beneficiarios en el CIU rev. 4.0 A, sería fructífero que se creen centros de acopio formalizados para distribuir sus productos a organizaciones que adquieren por mayor volumen. Según comentarios de los mismos beneficiarios, al vender sus productos de manera informal arriesgan lo poco que poseen.

Se hace necesario mejorar el crédito agropecuario. Como se mencionó con anterioridad, la mayor cantidad de beneficiarios se dedican al campo, y un crédito adicional al CDH-A permitiría contar con los fondos necesarios para administrar un volumen mayor. Los beneficiarios afirmaron que es necesario tener más recursos para poder invertir. Sin embargo, la calidad del crédito debería forjar ideales de adaptación a los ciclos productivos. Asimismo, deberían adjudicar costos relativamente bajos y con trámites que permitan ser accesibles.

Agradecimientos

Este artículo se deriva del proyecto de investigación denominado “*Salidas sostenibles de la pobreza a través de la inclusión productiva: la alternativa del crédito de desarrollo humano en la Provincia de Tungurahua*”, aprobado a través de la Resolución No. UTA-CONIN-2020-0367-R y financiado con fondos DIDE de la Universidad Técnica de Ambato, Ecuador.

Referencias

- Algañaraz-Soria, V. H. (2016). El “Análisis de Correspondencias Múltiples” como herramienta metodológica de síntesis teórica y empírica. *Revista Latinoamericana de Metodología de las Ciencias Sociales*, 6(1). <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/54585>
- Arnau-i Gras, J. (1996). *Métodos y técnicas avanzadas de análisis de datos en ciencias del comportamiento*. Universitat Barcelona.
- Attanasio, O. P., Meghir, C., & Santiago, A. (2012). Education Choices in Mexico: Using a Structural Model and a Randomized Experiment to Evaluate Progres. *The Review of Economic Studies*, 79(1), 37-66. <https://doi.org/10.1093/restud/rdr015>
- Ayala, F. (2006). *The Programme for Advancement through Health and Education (PATH), Jamaica* [Inter-Regional Inequality Facility Policy Brief No. 4]. <https://rise.esmap.org/data/files/library/jamaica/JAMAICA%20Supporting%20Documents/CC/CC%2023.2%20JAMAIC>

[A%20Programme%20for%20Advancement%20through%20Health%20and%20Education%20-%20PATH.pdf](#)

- Banco Central del Ecuador. (2021). *Tasas de interés activas efectivas vigentes para el sector financiero privado, público y popular y solidario*. <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/Estadisticas/SectorMonFin/TasasInteres/Indice.htm>
- Barneche, P., Bugallo, A., Ferrea, H., Ilarregui, M., Monterde, C., Pérez, M. V., Santa María, T., Serrano, S., & Angeletti, K. (2010). Métodos de Medición de la Pobreza. Conceptos y aplicaciones en América Latina. *Entrelíneas de la Política Económica*, 26(4), 31-41. http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/15399/Documento_completo.pdf?sequence=1
- Benedetti, F., Farach, M., Ibararán, P., & Villa, J. M. (2014). *Focalización del programa de transferencias monetarias condicionadas en Honduras* [nota técnica No. IDB-TN-705]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/Focalizaci%C3%B3n-del-programa-de-transferencias-monetarias-condicionadas-en-Honduras.pdf>
- Orestes-da Silva, J., Weinhage, P., Petson-Santana-de Souza, R., Wüst-Corrêa-de Lyra, R. L., & Bezerra, F. A. (2012). Capacidad predictiva de modelos de insolvencia con base en números contables y datos descriptivos. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade* 6(3), 246-261. <https://www.redalyc.org/pdf/4416/441642777003.pdf>
- Boltvinik, J. (2005). Ampliar la mirada: un nuevo enfoque de la pobreza y el florecimiento humano. *Papeles de población*, 11(44), 9-42. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252005000200002
- Briseño-Ramírez, H. (2006). *Indicadores Financieros*. Ediciones Umbral.
- Burgos, S. (2014, 4 de noviembre). Pobreza por ingresos y eliminación de transferencias monetarias condicionadas: El caso del bono de desarrollo Humano en Ecuador. *Foro Economía Ecuador*, 6(6). <http://foroeconomiaecuador.com/fee/pobreza-por-ingresos-y-eliminacion-de-transferencias-monetarias-condicionadas/>

- Camaño, M. I. H., Escolar, B. M., Herrero, H. C., & Canabal, O. O. (2019). Evaluación de la gobernanza del Programa Red de Oportunidades de Panamá: Logros alcanzados y retos pendientes. *Economía Aplicada*, 37(1), 192-209. <https://doi.org/10.25115/eea.v37i1.2580>
- Canales-Salinas, R. J. (2015). Criterios para la toma de decisión de Inversiones. *REICE: Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*, 3(5), 101-117. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5140002>
- Capitán, A. L. H., Álvarez, S. G., Guevara, A. P. C., & Carranco, N. M. (2019). Los Objetivos del Buen Vivir. Una propuesta alternativa a los Objetivos de Desarrollo Sostenible. *Revista Iberoamericana de Estudios de Desarrollo= Iberoamerican Journal of Development Studies*, 8(1), 6-57. https://doi.org/10.26754/ojs_ried/ijds.354
- Coloma-Arques, P. (2017). *Transferencias Monetarias Condicionadas como contención de la pobreza* [tesis de pregrado, Universidad de Alicante]. <http://rua.ua.es/dspace/handle/10045/67434>
- Córdoba-Padilla, M. (2012). *Gestión financiera*. Ecoe.
- de Jaime-Eslava, J. (2003). *Análisis Económico-Financiero de Las Decisiones de Gestión Empresarial*. ESIC.
- de la Torre, R. (2009). La medición del bienestar y el progreso social. *Realidad, datos y espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 2(1). 18-35. https://rde.inegi.org.mx/rde_02/doctos/rde_02_art2.pdf
- Echevarría, S. G. (1994). *Introducción a la economía de la empresa*. Díaz de Santos.
- Fernández Delgado, L. P., & Hamanaka R. O. (2011). *Overview of the Philippines' Conditional Cash Transfer Program: The Pantawid Pamilyang Pilipino Program (Pantawid Pamilya)* [World Bank Social Protection Policy Note No. 2]. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/313851468092968987/Overview-of-the-Philippines-Conditional-Cash-Transfer-Program-the-Pantawid-Pamilyang-Pilipino-Program-Pantawid-Pamilya>
- Francke, P., & Cruzado, E. (2009). *Transferencias monetarias condicionadas e instrumentos financieros en la lucha contra la pobreza*. Proyecto Capital.

- Gómez, S., & Palacios, D. (2013). *Modelación logística multinomial para clasificar los hogares de El Salvador por nivel de pobreza* [tesis de pregrado, Universidad de El Salvador]. <http://ri.ues.edu.sv/id/eprint/9807/>
- Greener, I., Holden, C., & Kilkey, M. (2010). *Social policy review 22: Analysis and debate in social policy, 2010*. Policy Press Scholarship.
- Hisour. (2018, septiembre 9). Triple resultado final. *HiSoUR Arte Cultura Historia*. <https://www.hisour.com/es/triple-bottom-line-39381/>
- Hornes, M. E. (2013). Los programas de transferencias monetarias condicionadas: Una aproximación desde la socioantropología económica. *Revista Debate Público. Reflexión de Trabajo Social*, 3(5), 103-112. http://trabajosocial.sociales.uba.ar/wp-content/uploads/sites/13/2016/03/12_Hornes.pdf
- Kenton, W. (2021, 19 de noviembre). *Altman Z-Score*. Investopedia. <https://www.investopedia.com/terms/a/altman.asp>
- Lalama, R. A., & Lalama, A. B. (2019). América Latina y los objetivos de desarrollo sostenible: Análisis de su viabilidad. *Revista de ciencias sociales*, 25(Extra 1), 12-24. <https://doi.org/10.31876/rsc.v25i1.29591>
- Ledesma, R. (2008). Software de análisis de correspondencias múltiples: una revisión comparativa. *Metodología de Encuestas*, 10(1), 59-75. <http://casus.usal.es/pkp/index.php/MdE/article/view/987>
- Loureiro, A. O. (2012). *Can Conditional Cash Transfers Reduce Poverty and Crime? Evidence from Brazil* [working paper]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2139541
- Mallardi, M. W. (2015). Banco Mundial y gestión de la fuerza de trabajo en América Latina: Implicancias de los Programas de Transferencia Monetaria Condicionada. *Revista Praia Vermelha*, 24(2), 563-587. <https://revistas.ufrj.br/index.php/praiavermelha/article/view/4306>
- Maluccio, J., & Flores, R. (2005). *Impact Evaluation of A Conditional Cash Transfer Program: The Nicaraguan Red de Protección Social* [research report No. 4, International Food Policy Research Institute]. <https://www.ifpri.org/publication/impact-evaluation-conditional-cash-transfer-program>

- MIES (s.f.). *Consulta de Datos Interactivos*. Información Estadística Emprendimientos y Gestión del Conocimiento. Consultado el 1 de mayo de 2021. <https://info.inclusion.gob.ec/index.php/cdh/historico>
- Molina, M. L. M., & Jiménez, Y. F. (2009). Transferencias monetarias condicionadas en Costa Rica: el caso del programa AVANCEMOS. *Revista de Políticas públicas*, 13(2), 219-229. <https://www.redalyc.org/pdf/3211/321127276007.pdf>
- Montero-Granados, R. M. (2011). *Efectos fijos o aleatorios: Test de especificación* [documento de trabajo de economía aplicada]. Universidad de Granada. <https://www.ugr.es/~montero/matematicas/especificacion.pdf>
- Moreno-Zacarías, H. M., & Espiritu-Olmos, R. (2010). Análisis de las características del emprendimiento y liderazgo en los países de Asia y Latinoamérica. *Portes, revista mexicana de estudios sobre la Cuenca del Pacífico*, 4(8), 101-122. <http://www.portesasiapacifico.com.mx/revistas/epocaiii/numero8/5.pdf>
- Mutl, J., & Pfaffermayr, M. (2011). The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model. *The Econometrics Journal*, 14(1), 48-76. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2010.00325.x>
- Norman, W., & MacDonald, C. (2004). Getting to the Bottom of «Triple Bottom Line». *Business Ethics Quarterly*, 14(2), 243-262. <https://www.jstor.org/stable/3857909>
- Núñez, J., & Cuesta, L. (2006). Colombia: programa Familias en Acción. En E. Cohen, & R. Franco (coords.), *Transferencias con corresponsabilidad: una Mirada Latinoamericana* (227-278). FLACSO y SEDESOL.
- Olivares, J. E. P. (1996). Modelo de análisis de correspondencias múltiples. *Revista de ciencias sociales*, 2(2), 183-196. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4276768>
- Ortiz, J. (2013). *Gestión Financiera*. Editex.
- Padilla-Martínez, M., Lascano-Pérez, L., & Jimenez-Silva, W. R. (2018). La dinámica empresarial y el emprendimiento, factores determinantes para el desarrollo del ciclo de vida de las pymes. *Revista Publicando*, 5(15), 308-325. <https://revistapublicando.org/revista/index.php/crv/article/view/1376>

- Pautassi, L. C., Arcidiacono, A. del P. J., & Straschnoy, M. (2014). Condicionando el cuidado: La Asignación Universal por Hijo para la protección social en Argentina. *Íconos. Revista de Ciencias Sociales*, (5), 61-75. <https://siteal.iiep.unesco.org/investigacion/2102/condicionand-o-cuidado-asignacion-universal-hijo-proteccion-social-argentina>
- Ponce, J., Bermeo, F. E., Molyneux, M., & Thomson, M. (2013). *Hacia una reforma del bono de desarrollo humano: Algunas reflexiones*. Abya Yala.
- Primicias. (2020, 18 de abril). El impacto del COVID-19 en la economía tiene tres escenarios. *Primicias*. <https://www.primicias.ec/noticias/economia/impacto-COVID-19-economia-escenarios/>
- Programa Mundial de Alimentos. (2019, 31 de enero). *Plan estratégico para Camboya (2019-2023)* [documento de la Junta Ejecutiva, WFP]. https://executiveboard.wfp.org/document_download/WFP-0000101938
- Rahayu, S. K., Toyamah, N., Hutagalung, S. A., Rosfadhila, M., & Syukri, M. (2008). *Qualitative Baseline Study for PNPM Generasi and PKH: The Availability and Use of the Maternal and Child Health Services and Basic Education Services in the Provinces of West Java and East Nusa Tenggara* [reporte, SMERU Research Institute.]. <https://www.neliti.com/publications/51029/qualitative-baseline-study-for-pnpm-generasi-and-pkh-the-availability-and-use-of>
- Reyes-Blanco, O., & Franklin-Sam, O. R. (2014). Teoría del bienestar y el óptimo de Pareto como problemas microeconómicos. *La Calera*, 14(22), 50-56. <https://doi.org/10.5377/calera.v14i22.2657>
- Riccio, J., Dechausay, N., Miller, C., Nuñez, S., Verma, N., & Yang, E. (2013). Conditional Cash Transfers in New York City: The Continuing Story of the Opportunity NYC-Family Rewards Demonstration. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED545453.pdf>
- Roque-Cruz, M. J. (2018). *Modelos de regresión logística multinomial de la calidad de fibra de alpaca Huacaya en función de sus características: Sexo y edad-Corani, Carabaya, Puno-2017* [tesis de pregrado, Universidad Nacional del Altiplano]. <http://repositorio.unap.edu.pe/handle/UNA/P/7755>

- Rosillón, N., & Alejandra, M. (2009). Análisis financiero: una herramienta clave para una gestión financiera eficiente. *Revista Venezolana de Gerencia*, 14(48), 606-628. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1315-99842009000400009&lng=es&nrm=iso&tlng=en
- Salas, E.-E., del Cisne Espinoza, V., Samaniego, A., & Martínez-Fernández, V.-A. (2016). *Inclusión financiera a través del Crédito de Desarrollo Humano como herramienta para el fomento de capacidades y emprendimiento*. 2(14), 89-103. https://www.researchgate.net/profile/Valentin-Alejandro-Fernandez/publication/289345386_Inclusion_financiera_a_traves_del_credito_de_desarrollo_humano_como_herramienta_para_el_fomento_de_capacidades_y_emprendimiento/links/568bb44508ae1e63f1fdd4db/Inclusion-financiera-a-traves-del-credito-de-desarrollo-humano-como-herramienta-para-el-fomento-de-capacidades-y-emprendimiento.pdf
- San Martín-Reyna, J. M., & Durán-Encalada, J. A. (2016). Sucesión y su relación con endeudamiento y desempeño en empresas familiares. *Contaduría y administración*, 61(1), 41-57. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.09.005>
- Sánchez, A, Melendez G., & Behram, J. (2016). *Impact of the Juntos Conditional Cash Transfer Programme in Peru on Nutritional and Cognitive Outcomes: Does the Age of Exposure Matter?* [Young Lives working paper No. 153]. University of Oxford. <https://www.younglives.org.uk/sites/www.younglives.org.uk/files/YL-WP153-Impact%20of%20Juntos%20on%20nutrition%20and%20education%20in%20Peru.pdf>
- Silva Arciniega, M. D. R., & Brain Calderón, M. L. (2006). *Validez Y Confiabilidad Del Estudio Socioeconómico* [serie de salud pública y trabajo social No. 1]. Universidad Nacional Autónoma de México. <http://www.trabajosocial.unam.mx/publicaciones/descarga/ValidezyConfiabilidadDelEstudioSocioeconomico.pdf>
- SUPERCIAS (s.f.). Estados Financieros por Ramo. Consultado el 12 de mayo de 2021. https://reporteria.supercias.gob.ec/portal/cgi-bin/cognos.cgi?b_action=cognosViewer&ui.action=run&ui.object=%2fcontent%2ff

older%5b%40name%3d%27Reportes%27%5d%2ffolder%5b%40name%3d%27Estados%20Financieros%27%5d%2freport%5b%40name%3d%27Estados%20Financieros%20x%20Rama%27%5d&ui.name=Estados%20Financieros%20x%20Rama&run.outputFormat=&run.prompt=true

- Terreno, D. D., Sattler, S. A., & Pérez, J. O. (2017). Las etapas del ciclo de vida de la empresa por los patrones del estado de flujo de efectivo y el riesgo de insolvencia empresarial. *Contabilidad y Negocios: Revista del Departamento Académico de Ciencias Administrativas*, 12(23), 22-37. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6185944>
- UNESCO. (2016, 31 de agosto). El Comité para el progreso Rural de Bangladesh (BRAC), Bangladesh. <https://uil.unesco.org/node/7693>
- Vargas, L. H., Cueva, P., & Medellín, N. (2017). *¿Cómo funciona Ingreso Ético Familiar?: Mejores prácticas en la implementación de programas de transferencias monetarias condicionadas en América Latina y el Caribe* [nota técnica No. IDB-TN1163]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0000628>
- Villatoro, P. (2005). Programas de transferencias monetarias condicionadas: Experiencias en América Latina. *Revista de CEPAL*, 86, 87-101. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/11070/086087101_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Weil, K. E. (1980). Como prever falências. *Revista de Administração de Empresas*, 20(2), 80-81. <https://doi.org/10.1590/S0034-7590198000200014>
- Yanes, P. (2017). From Conditional Cash Transfers to Universal Citizens Income? *Acta Sociológica*, 70. 129-149. https://www.scipedia.com/public/Yanes_2017a

**Selección óptima de portafolios usando el modelo
Black-Litterman con *views* difusas**

**Yuly Andrea Franco Gómez, John Freddy Moreno Trujillo
y Carlos Andrés Zapata Quimbayo**



Yuly Andrea Franco Gómez, John Freddy Moreno Trujillo y Carlos Andrés Zapata Quimbayo

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con *views* difusas

Resumen: *En este artículo se implementa un enfoque robusto para la selección óptima de portafolios de inversión, al incorporar los desarrollos del modelo Black-Litterman (BL) y la lógica difusa. Para ello, los retornos esperados, las opiniones del inversor (views) y la matriz de incertidumbre del modelo BL, se redefinen mediante la lógica difusa y se implementa un ejercicio de optimización para un portafolio constituido por acciones del mercado de valores colombiano. Los resultados muestran un desempeño favorable —fuera de muestra— del portafolio, en comparación con el modelo BL tradicional y el modelo media-varianza (MV), lo cual demuestra que el enfoque de lógica difusa permite incorporar información adicional para definir las views y medir la incertidumbre.*

Palabras clave: *portafolio óptimo, modelo Black-Litterman, lógica difusa.*

Clasificación JEL: C61, D81, G11.

Optimal Portfolio Selection Using the Black-Litterman Model With Fuzzy Views

Abstract: *In this article, a robust approach to the optimal selection portfolio is implemented by incorporating the advances of the Black-Litterman (BL) model and fuzzy logic. To do that, the expected returns, the investor's opinions (views) and the uncertainty matrix of the BL model are redefined using fuzzy logic and an optimization exercise is implemented for a portfolio of shares in the Colombian stock market. The results show an appropriate performance (out-sample) from the portfolio, in comparison with the traditional BL model and the mean-variance (MV) model, which shows that the fuzzy logic approach allows incorporating additional information to define the views and measure the uncertainty.*

Keywords: *optimal portfolio, Black-Litterman model, fuzzy logic.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346171>



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/>

Sélection optimale de portefeuille à l'aide du modèle Black-Litterman avec des *views* floues

Résumé: *Cet article propose une approche robuste de la sélection optimale de portefeuille, en intégrant les développements du modèle Black-Litterman (BL) et la logique floue. À cette fin, les rendements attendus, les opinions des investisseurs (les *views*) et la matrice d'incertitude du modèle BL, sont redéfinis à l'aide de la logique floue. Ensuite, un exercice d'optimisation est mis en œuvre pour un portefeuille composé d'actions sur le marché boursier colombien. Les résultats montrent une performance hors échantillon favorable du portefeuille par rapport au modèle traditionnel BL et au modèle moyenne-variance (MV), ce qui démontre que l'approche de la logique floue permet d'incorporer des informations supplémentaires pour définir les *views* et mesurer l'incertitude.*

Mots clés: *portefeuille optimal, modèle Black-Litterman, logique floue.*

Cómo citar / How to cite this item:

Franco-Gómez, Y. A., Moreno-Trujillo, J. F., & Zapata-Quimbayo, C. A. (2022). Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con *views* difusas. *Lecturas de Economía*, 97, 369-393. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346171>

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con *views* difusas

Yuly Andrea Franco Gómez ^a, John Freddy Moreno Trujillo ^b y
Carlos Andres Zapata Quimbayo ^c

–Introducción. –I. Revisión de literatura –II. Metodología –III. Aplicación y discusión de resultados –Conclusiones –Referencias.

Primera versión recibida el 2 de mayo de 2021; versión final aceptada el 8 de mayo de 2022

Introducción

El modelo Black-Litterman (BL) proporciona un marco bayesiano intuitivo para la selección de portafolios de inversión al combinar las opiniones subjetivas (*views*) con la solución del modelo de valoración de activos de capital (CAPM) o modelo de equilibrio y del modelo media-varianza (MV). Esta novedad del modelo BL, les permite a los inversionistas gestionar los portafolios de inversión de forma prospectiva (Kolm et al., 2014). Para ello, se incorporan las *views* de los inversionistas como una entrada en el proceso de optimización del portafolio, lo cual permite romper con la

^a *Yuly Andrea Franco Gómez*: profesora investigadora de la Universitaria Uniagustiniana, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: yuly.franco@uniagustiniana.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-2938-9331>

^b *John Freddy Moreno Trujillo*: profesor investigador de la Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: jhon.moreno@uexternado.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-2772-6931>

^c *Carlos Andres Zapata Quimbayo*: profesor investigador de la Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: carlosa.zapata@uexternado.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-3337-0182>

dependencia exclusiva a los datos históricos que tiene el portafolio MV¹², como fue señalado por Black y Litterman (1990, 1991, 1992).

Este enfoque bayesiano ha presentado un crecimiento notable en las últimas dos décadas. También se encuentran contribuciones importantes en los trabajos de He y Litterman (1999, 2002), Idzorek (2007), Meucci (2008, 2009), entre otros. Sin embargo, aún persisten limitaciones en el enfoque para la selección óptima de portafolios, sobre todo en el tratamiento de la incertidumbre de los retornos esperados, dados los supuestos de normalidad y linealidad como señalan Kolm et al. (2021). En la formulación original del modelo BL, se asume que la distribución de los retornos de los activos es normal multivariante, mientras que las *views* se asumen lineales. En este ámbito, los autores encuentran algunos avances que se han dado en los campos de la “optimización robusta” y la lógica difusa y, su incorporación al modelo BL. En ambos casos se busca mitigar el impacto de la especificación de los parámetros en la construcción del portafolio óptimo.

Este artículo se centra en la incorporación de lógica difusa al modelo BL. Algunas contribuciones importantes en este campo se identifican en Gharakhani y Sadjadi (2013) y Fang et al. (2018). Cabe resaltar que, aunque es amplia la literatura de lógica difusa aplicada al portafolio MV, son escasos los trabajos donde se realiza una implementación de esta al contexto del modelo de BL, como señalan Fang et al. (2018). En el ámbito de aplicaciones de lógica difusa en teoría de portafolio MV, se encuentran los trabajos de Tanaka y Guo (1999), Tanaka et al. (2000), Arenas et al. (2001), Wang y Zhu (2002), Lin et al.

¹ A parte de la dependencia a los datos históricos, el enfoque MV también ha sido fuertemente criticado por su baja diversificación. Por ejemplo, Bertsimas et al. (2012) encuentran portafolios óptimos más estables y mejor diversificados para el modelo BL. Además, Kolm et al. (2014) y Kolm, et al. (2021) señalan que el portafolio MV se obtiene como la solución de un problema de optimización determinístico, lo cual genera fuertes limitaciones en este enfoque al ignorar la incertidumbre de las estimaciones. Estas limitaciones se superan en el modelo BL.

² Black y Litterman (1992) demostraron que las soluciones del enfoque MV son muy sensibles a los cambios en los parámetros de entrada, lo cual genera soluciones inestables e inconsistentes. Además, Kolm et al. (2014) confirman que el portafolio MV no es un portafolio eficiente ya que el retorno esperado de los activos no es directamente observable, esto le carga un fuerte error de estimación a los pesos óptimos de los activos.

(2005), Bilbao et al. (2006), Fang et al. (2006), Lacagnina y Pecorella (2006), Huang (2006), Gupta et al. (2008), Lawrence et al. (2009), Li et al. (2010), Zhang et al. (2014), Li y Yi (2019), Yang et al. (2021) y Pahade y Jha (2021), entre otros.

De igual forma, algunos trabajos han empleado la lógica difusa en un marco de programación multiobjetivo. En este campo se resaltan los desarrollos de Gupta et al. (2021), Gong et al. (2021) y Franco (2020). Estos desarrollos han llevado a la consolidación de un nuevo campo de investigación en la teoría de portafolio conocido como selección difusa de portafolios, como señalan Li y Yi (2019). Además, Franco (2020) incorpora la lógica difusa en un ejercicio comparativo para los modelos MV y BL, al desarrollar una extensión del trabajo de Gharakhani y Sadjadi (2013), quienes cuantificaron las *views* del modelo BL mediante una representación canónica de números difusos. Los autores implementaron un modelo de optimización mediante programación lineal multiobjetivo que toma como referencia diferentes criterios de desempeño e índices de mercado, y permite superar la incertidumbre asociada a la especificación de las *views* en el modelo.

En esta misma línea, Fang et al. (2018) desarrollan una implementación del modelo BL con *views* difusas en dos aplicaciones diferentes para el mercado financiero de China. En esta implementación redefinen la estimación de los retornos esperados y la matriz de incertidumbre, y proponen una formulación de las *views* del inversionista mediante conjuntos difusos usando una función de pertenencia triangular. Los resultados muestran una ventaja notable de este enfoque frente al modelo BL tradicional ya que, mediante esta formulación, las *views* incorporan más información y se logra medir mejor la incertidumbre.

El presente artículo realiza una implementación del modelo BL con *views* difusas. Para ello, los retornos esperados, las *views* y la matriz de incertidumbre del modelo BL se redefinen al usar una función de pertenencia trapezoidal. De esta forma, no solo se implementa un modelo robusto para la selección óptima de portafolios de inversión, siguiendo el enfoque bayesiano en el marco del modelo BL, sino que se pueden superar algunas de las limitaciones al usar la lógica difusa que incorpora información adicional en las *views* y

en la matriz de incertidumbre. Esta formulación contribuye a superar los hechos latentes de subjetividad que recaen sobre el modelo BL, así como las limitaciones del modelo MV. La aplicación se realiza para un portafolio conformado por las acciones del índice colombiano MSCI COLCAP³. Los resultados muestran una mejora en el desempeño —fuera muestra— del portafolio, en comparación con el modelo BL tradicional y el portafolio MV.

El artículo está organizado en cinco secciones que incluyen esta introducción. En la primera sección se presentan las formulaciones teóricas para la construcción de un portafolio óptimo siguiendo los desarrollos del modelo media-varianza y el modelo BL. En la sección II se presenta la incorporación de la lógica difusa en su formulación. En la tercera sección se desarrolla una aplicación que incorpora tanto el ejercicio de optimización como la evaluación de desempeño. Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo.

I. Revisión de literatura

La teoría moderna de portafolio (TMP) representa uno de los desarrollos más importantes de la ciencia financiera al aportar soluciones óptimas y diversificadas para inversiones conformadas por activos riesgosos. Al contemplar la naturaleza estocástica de los retornos de los activos financieros, Markowitz (1952, 1959) formula una solución de equilibrio para la selección de un portafolio óptimo al considerar el retorno esperado de los activos financieros —por ejemplo, acciones— y su medida de riesgo, bajo la presunción de normalidad en los retornos (Romero, 2010).

La formulación de Markowitz representa el inicio de un campo de investigación que extiende a la valoración de activos financieros, donde se identifican los trabajos seminales de Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966). En este marco, la solución óptima de portafolio se vincula al portafolio tangente, el cual representa la mejor asignación de activos riesgosos en

³ El MSCI Colcap reemplazó al índice Colcap, que estuvo vigente hasta mayo de 2021, se constituye como la referencia del mercado accionario colombiano y revisa el comportamiento de los 20 principales emisores y las 25 acciones más líquidas de la bolsa de valores de Colombia BVC.

presencia del activo libre de riesgo. Todo este desarrollo se conoce como el enfoque media-varianza (MV). En términos generales, el problema de optimización MV puede ser descrito mediante la maximización de una relación *trade-off* entre el retorno esperado del portafolio: $E(R_P) = \mu'w$ y su varianza: $\sigma_P^2 = w'\Sigma w$.

$$\text{Max}_w \mu'w - \lambda w'\Sigma w \quad (1)$$

$$\text{s.a. } w'\mathbf{1} = 1,$$

donde λ se define como la medida de aversión al riesgo, w es el vector ($n \times 1$) de pesos de los activos que componen el portafolio, μ es el vector ($n \times 1$) de retornos esperados de los activos ($E(R_i)$), Σ es la matriz ($n \times n$) de covarianzas y $\mathbf{1}$ denota un vector ($n \times 1$) de unos. Un supuesto importante del enfoque MV es que asume que μ y Σ son conocidos.

Una formulación adicional del problema descrito en la ecuación (1), es el que incorpora restricciones en el signo de los pesos. Por ejemplo, si las ventas en corto están prohibidas en el mercado, se puede agregar la restricción $w \geq 0$. Además, la formulación de optimización del portafolio MV se resuelve como un problema determinístico (Kolm et al., 2021) utilizando programación cuadrática —QP, por las siglas en inglés—. La solución óptima de este problema, que es equivalente a la optimización del coeficiente de Sharpe (ϑ), comprende el insumo para la construcción del modelo de valoración de activos de capital —CAPM, por sus siglas en inglés—, el cual viene determinado por la ecuación 2.

$$E(R_i) - r_f = \beta_i [E(R_M) - r_f], \quad (2)$$

donde, $E(R_i)$ es el retorno esperado del activo i , $E(R_M)$ es el retorno esperado del portafolio de mercado y r_f es la tasa de interés libre de riesgo. Además, $\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma_M^2}$ es la medida de riesgo sistemático de cada activo i , donde σ_M^2 es la varianza del portafolio de mercado. Si se define π_i como el retorno de equilibrio del activo i , expresado como el exceso respecto a la tasa r_f , la ecuación 2 puede expresarse como:

$$\pi_i = \beta_i [E(R_M) - r_f]. \quad (3)$$

Al reemplazar los componentes de la medida de riesgo β_i , se tiene:

$$\pi_i = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma_M^2} [E(R_M) - r_f]. \quad (4)$$

Ahora, como $E(R_M)$ se obtiene al ponderar los n activos de mercado teniendo en cuenta su peso w_i , es decir, $E(R_M) = \sum_{i=1}^n E(R_i) w_i$, entonces la ecuación 4 puede ser escrita como:

$$\pi_i = \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M^2} \sum_{i=1}^n Cov(R_i, R_j) w_i. \quad (5)$$

En forma matricial, la ecuación 5 se expresa como sigue:

$$\pi_i = (\delta \Sigma) w, \quad (6)$$

donde, $\delta = \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M^2}$. De esta forma, se obtienen los retornos esperados de equilibrio o retornos implícitos. Al despejar el vector w de la ecuación 6, se encuentra la solución para el portafolio MV: $w_{MV} = (\delta \Sigma)^{-1} \pi_i$. Una formulación alternativa para esta solución de equilibrio, también conocida como optimización inversa, se encuentra en Bertsimas et al. (2012).

El modelo BL, introducido por Black y Litterman (1990,1991, 1992), parte de esta solución del modelo MV o solución de equilibrio e incorpora información exógena, tal como las creencias o puntos de vista (*views*) subjetivas del inversionista o del gestor del portafolio. Estas *views* representan aquellas expectativas que tiene el inversionista sobre el desempeño futuro del activo. De esta forma, el modelo BL proporciona mayor flexibilidad al combinar el equilibrio del mercado con las *views* del inversor.

El supuesto subyacente del modelo BL es que el retorno esperado del activo i debe ser consistente con la solución de equilibrio del mercado, salvo que el inversionista tenga una *view* específica para el retorno esperado. La incorporación de esta información, a través de las *views* junto con la incertidumbre, representa un marco de actualización bayesiana que permite corregir limitaciones del modelo MV, dada la dependencia exclusiva de este a la información histórica. Black y Litterman (1990, 1991) asumen que la

distribución de los retornos esperados de los activos viene dada por: $E(R) \sim N(\pi, \tau\Sigma)$, donde μ es el vector $(n \times 1)$ de retornos esperados que, a diferencia del enfoque MV, se asume desconocido.

Las *views* del inversionista pueden expresarse como $P\mu \sim N(Q, \Omega)$, donde $P \in \mathbb{R}^{k \times n}$ asocia al activo i involucrado por la *view* k , $Q \in \mathbb{R}^k$ describe el retorno esperado de la *view* y $\Omega \in \mathbb{R}^{k \times k}$ es su matriz de covarianzas. Además, la matriz Ω puede ser estimada como sigue:

$$\Omega = \text{diag}(P(\tau\Sigma)P'). \quad (7)$$

De esta forma, las *views* del inversionista pueden expresarse como sigue:

$$PE(R) = Q + \varepsilon, \quad (8)$$

donde, $\varepsilon \in \mathbb{R}^{k \times 1}$ es un vector de los errores con media cero y varianza Ω , tal que $\varepsilon \sim N(0, \Omega)$. Si los inversionistas tienen confianza total en sus creencias, entonces cada *view* queda expresada como $PE(R) = Q$, de lo contrario debe representarse como indica la ecuación 8. De acuerdo con lo anterior, los retornos esperados en el modelo BL vienen dados por:

$$\mu^{BL} = \left((\tau\Sigma)^{-1} (P'\Omega^{-1}P) \right)^{-1} \left((\tau\Sigma)^{-1}\pi + P'\Omega^{-1}Q \right), \quad (9)$$

con matriz de covarianzas igual a:

$$\Sigma^{BL} = \left((\tau\Sigma)^{-1} (P'\Omega^{-1}P) \right)^{-1}. \quad (10)$$

Además, los pesos óptimos del portafolio BL vienen dados por:

$$w_{BL} = (\delta \Sigma^{BL})^{-1} \mu^{BL}. \quad (11)$$

De esta forma, a partir de la creación un portafolio de equilibrio inicial y, mediante la incorporación de las *views*, se obtiene un portafolio óptimo que considera no solo la información histórica, sino las expectativas sobre el desempeño futuro de los activos. Sin embargo, como señalan Kolm et al. (2021), la incertidumbre en las *views* representa el elemento más abstracto

y difícil de especificar del modelo BL. Además, como afirman Fang et al. (2018), el modelo BL representa una solución simple de este problema ya que trata la incertidumbre solo como un parámetro, lo cual genera pérdida de información. Para superar esta limitación, se propone una extensión del trabajo de Fang et al. (2018) para incorporar *views* difusas. Este desarrollo se presenta a continuación.

II. Metodología

La formulación del problema de selección de portafolio en el enfoque MV requiere la estimación de los retornos esperados de los activos y de sus covarianzas. Estas estimaciones representan la “mejor” estimación sobre el desempeño futuro de los activos y presentan el insumo para la construcción del portafolio óptimo. Desde el enfoque bayesiano, el modelo BL incorpora una actualización subjetiva de esta estimación para el inversionista, teniendo en cuenta el conjunto de información disponible al momento de toma de decisión. Sin embargo, como afirman Gupta et al. (2008) y Fang et al. (2018), este conjunto de información puede ser interpretado de manera diferente por todos los inversionistas en el mercado. Por ello, la construcción del portafolio óptimo se convierte en una elección de un conjunto difuso con interpretaciones subjetivas, tanto en la formulación de la función objetivo — a optimizar— como en las restricciones.

Esta reformulación del problema se da gracias a los desarrollos de la lógica difusa⁴. En este ámbito, Fang et al. (2018) plantearon conjuntos difusos para las *views* que pueden tratar de manera eficiente el problema de la incertidumbre. Aunque existen diferentes clases de conjuntos —o números— difusos dependiendo de su función de pertenencia, los más comunes son aquellos asociados a las funciones de pertenencia triangular y trapezoidal (Gupta et al., 2008).

⁴ La lógica difusa fue introducida por Zadeh (1965) y Bellman y Zadeh (1970). Los autores definieron un proceso de toma de decisiones en un entorno difuso mediante un conjunto de decisiones que unifica objetivos y restricciones difusas.

Para cualquier conjunto clásico A se define su función de pertenencia, también llamada función característica o función de discriminación, como:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in A \\ 0 & \text{si } x \notin A \end{cases}$$

Es decir, esta función relaciona cada elemento del conjunto de referencia X con el conjunto $\{0, 1\}$, $\mu_A : X \rightarrow \{0, 1\}$, y muestra la pertenencia o no del elemento x al conjunto A . En el caso de un conjunto difuso B , la función de pertenencia es de la forma $\mu_B : X \rightarrow [0, 1]$ e indica que la frontera de un conjunto difuso es vaga, comparada con la de un conjunto clásico. El soporte de un conjunto difuso B es el conjunto $\{x \in X \mid \mu_B(x) > 0\}$ y los α -cortes del conjunto se definen como $A_\alpha = \{x \in X \mid \mu_B(x) \geq \alpha\}$ con $\alpha \in [0, 1]$. Además, un conjunto difuso se dice convexo si todos los α -cortes son conjuntos convexos.

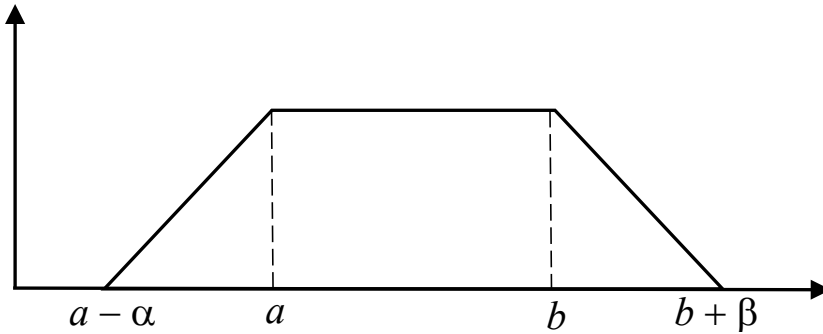
Un número difuso es un conjunto difuso convexo y normalizado —con máximo valor de la función de pertenencia igual a 1—, cuya función de pertenencia se define sobre los reales. Para efectos de este artículo, se adopta la función de pertenencia trapezoidal como sugieren Li y Yi (2019), teniendo en cuenta que la función de pertenencia triangular puede verse como un caso particular de la función de pertenencia trapezoidal. Además, la función trapezoidal permite la inclusión de un conjunto de valores en el soporte con el mismo nivel de pertenencia.

En este contexto, se define la *view* del inversionista como un número difuso trapezoidal representado como $\mathcal{A} = (a, b, \alpha, \beta)$ con función de pertenencia:

$$\mathcal{A}(x) = \begin{cases} 1 - \frac{a-x}{\alpha} & \text{si } a - \alpha \leq x \leq a \\ 1 & \text{si } a \leq x \leq b \\ 1 - \frac{x-b}{\beta} & \text{si } \alpha \leq x \leq b + \beta \\ 0 & \text{en otro caso,} \end{cases} \quad (12)$$

donde, $[a, b]$ es el intervalo de tolerancia, con ancho izquierdo de tamaño $a - \alpha > 0$ y ancho derecho de tamaño $\beta - b > 0$, como muestra la Figura 1.

Figura 1. Número difuso trapezoidal



Fuente: Carlsson et al. (2002).

Si \mathcal{A} es un número difuso, el conjunto difuso de nivel γ de \mathcal{A} es definido por $[\mathcal{A}]^\gamma = \{x \in \mathbb{R} \mid \mathcal{A}(x) \geq \gamma\}$, donde:

$$[\mathcal{A}]^\gamma = [a - (1 - \gamma)\alpha, b + (1 - \gamma)\beta], \forall \gamma \in [0, 1]. \quad (13)$$

Carlsson et al. (2002) muestran que el valor esperado y la varianza —en el sentido clásico— del número trapezoidal \mathcal{A} vienen dado por:

$$\begin{aligned} E(\mathcal{A}) &= \int_0^1 \gamma [a - (1 - \gamma)\alpha + b + (1 - \gamma)\beta] d\gamma \\ &= \frac{a + b}{2} + \frac{\beta - \alpha}{6} \end{aligned} \quad (14a)$$

$$Var(\mathcal{A}) = \left(\frac{b - a}{2} + \frac{\alpha + \beta}{6} \right)^2 + \frac{(\alpha + \beta)^2}{72}. \quad (14b)$$

Por tanto, el retorno esperado del portafolio, $E(R_p)$, puede ser estimado como⁵:

$$E(\mu'w) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} \left[a_i + b_i + \frac{\alpha_i + \beta_i}{3} \right] w_i. \quad (15)$$

⁵ En este contexto, Carlsson et al. (2002) formulan un problema de selección posibilista de portafolio.

Y su varianza, σ_P^2 , por:

$$\sigma_P^2 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} \left(\left[b_i - a_i + \frac{\alpha_i + \beta_i}{3} \right] w_i \right)^2 + \frac{1}{72} \sum_{i=1}^n ([\alpha_i + \beta_i] w_i)^2. \quad (16)$$

De forma análoga y, extendiendo el desarrollo de Fang et al. (2018), para una función de pertenencia trapezoidal se encuentra que el inversionista puede expresar una *view* relativa de que el retorno esperado de la acción A superara el retorno esperado de la acción B, la cual viene determinada por $Q_i^f = (a_i, b_i, \alpha_i, \beta_i)$. De esta forma, se obtiene:

$$Var(Q_i^f) = \frac{1}{2} \left(b - a + \frac{\alpha + \beta}{3} \right)^2 + \frac{(\alpha + \beta)^2}{72}. \quad (17)$$

Entonces, la matriz diagonal de la ecuación 7, puede ajustarse mediante la expresión:

$$\Omega^f = \text{diag} \left(P(\tau\Sigma)P' + Var(Q_i^f) \right). \quad (18)$$

Como resultado, el retorno esperado y las covarianzas del modelo BL se ajustan al tomar *views* difusas. De esta forma, las fórmulas 9 y 10 vienen dadas ahora por:

$$\mu^{BL^f} = \left((\tau\Sigma)^{-1} \left(P'(\Omega^f)^{-1}P \right) \right)^{-1} \left((\tau\Sigma)^{-1}\pi + P'(\Omega^f)^{-1}Q^f \right) \quad (19)$$

$$\Sigma^{BL^f} = \left((\tau\Sigma)^{-1} \left(P'(\Omega^f)^{-1}P \right) \right)^{-1}. \quad (20)$$

Finalmente, el problema de optimización del modelo BL con *views* difusas (BL^f), puede resolverse mediante programación cuadrática, como sugiere Fang et al. (2018). Por tanto, de forma análoga a la ecuación 11 se tiene:

$$w_{BL^f} = \left(\delta\Sigma^{BL^f} \right)^{-1} \mu^{BL^f}. \quad (21)$$

En la siguiente sección, se propone una aplicación de este desarrollo del modelo BL^f para el mercado de valores colombiano.

III. Aplicación y discusión de resultados

En esta sección se implementa el desarrollo propuesto del modelo BL^f para la selección de un portafolio óptimo tomando el mercado de valores colombiano. El desempeño —dentro y fuera de muestra— de este portafolio se compara con los resultados del modelo BL tradicional y con el portafolio MV. Además, se toma como índice bursátil de referencia el COLCAP, el cual está conformado por las 25 acciones con mayor volumen de negociación en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC). El periodo de análisis dentro de muestra comprende desde enero de 2015 hasta diciembre de 2019, mientras que el periodo fuera de muestra⁶ se toma para enero de 2020 a diciembre de 2020. La muestra de datos se construye tomando los precios de cierre ajustados de las acciones y del índice de referencia con periodicidad mensual. Además, del total de acciones del índice se realiza un filtrado de estas tomando los siguientes criterios:

1. Si la empresa emite acciones ordinarias y preferenciales, solo se toma una de ellas considerando la de mejor retorno promedio
2. Se omiten aquellas acciones que no registran precios para número mayor de 3 días

De esta forma, no solo se consideran aquellas acciones de mayor volumen de negociación, sino que se evita tomar dos acciones del mismo emisor. A partir de este filtrado se obtienen un total de 10 acciones con un total de 600 observaciones con periodicidad mensual para el periodo dentro de muestra y 120 observaciones para el periodo fuera de muestra. Para el periodo de análisis se encuentra una $r_f = 0,044$. Cabe señalar que todas las tasas de retorno, incluida la r_f se toman como tasas continuas. La Tabla 1 presenta la información resumen de la muestra.

⁶ El periodo fuera de muestra comprende el periodo de validación de los resultados obtenidos para el portafolio óptimo de inversión. Para este, se utiliza una muestra de datos que es posterior a los datos utilizados en la optimización, con el propósito de encontrar una solución consistente del portafolio óptimo.

Tabla 1. Información de la muestra de acciones seleccionadas (datos anualizados)

Periodo dentro de muestra			Periodo fuera de muestra		
Acción	Retorno promedio	Desviación estándar	Acción	Retorno promedio	Desviación estándar
BCB	-0,0493	0,2988	BCB	0,0420	0,2039
ECO	-0,1315	0,3761	ECO	0,6037	0,2761
SIS	0,1181	0,3113	SIS	-0,0719	0,2552
ARG	0,1018	0,2556	ARG	0,0958	0,2557
DVI	-0,0531	0,2804	DVI	0,0513	0,2779
CCB	0,1583	0,2509	CCB	-0,1071	0,1486
EXI	0,0060	0,2605	EXI	0,5536	0,4901
ANC	0,0042	0,1911	ANC	-0,0017	0,2654
ETB	0,1812	0,3233	ETB	-0,1689	0,2528
ISA	-0,2193	0,2200	ISA	0,0077	0,2137
COLCAP	0,0188	0,1423	COLCAP	-0,1451	0,3936

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg.

Aunque el retorno esperado es positivo para la mayor parte de las acciones seleccionadas durante los periodos de análisis dentro y fuera de muestra, el desempeño del COLCAP fue negativo. Para el 2020, se encuentra una fuerte caída en el retorno del portafolio (-0,1451) y un aumento considerable de la volatilidad (0,3936).

Ahora, para la formulación del modelo BL, se consideran las siguientes *views* —absolutas y relativas— que involucran a las acciones: SIS, ARG, CCB, EXI, ANC, ETB e ISA. Para la formulación de estas *views* se consideran aquellas medidas y estrategias de fortalecimiento y mayor presencia en el mercado (SIS, EXI, ANC, ETB), así como los resultados de aquellos proyectos de expansión que estas tienen (ARG, CCB, ISA) a cierre del año 2019.

Views absolutas:

ISA: Retorno de 0,21

Views relativas:

Se espera un retorno de CCB superior a ETB en 0,05

Se espera un retorno de EXI superior a ARG en 0,07

Se espera un retorno de ANC superior a SIS en 0,04

La formulación de estas *views* se consolida en las matrices P y Q , como se muestra a continuación:

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}; Q = \begin{bmatrix} 0,21 \\ 0,05 \\ 0,07 \\ 0,04 \end{bmatrix}$$

Además, se toma como parámetro $\tau = 0,05$, el cual representa el nivel de confianza en las *views* que se han formulado. Con esta información se obtiene la matriz Ω como indica la ecuación 7.

$$\Omega = \begin{bmatrix} 0,0024 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0050 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0032 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,0027 \end{bmatrix}$$

Cabe señalar que la formulación de estas *views* difiere bastante del resultado observado en el periodo fuera de muestra. Aunque las expectativas de desempeño futuro son positivas para estas acciones, se encuentran fuertes caídas, especialmente en las acciones CCB y ETB.

Finalmente, se definen las *views* difusas para el modelo BL (BL^f) tomando la función de pertenencia trapezoidal.

$$Q^f = \begin{bmatrix} 0,19 & 0,20 & 0,22 & 0,23 \\ 0,03 & 0,04 & 0,06 & 0,07 \\ 0,05 & 0,06 & 0,08 & 0,09 \\ 0,02 & 0,03 & 0,05 & 0,06 \end{bmatrix}$$

Todas las *views* difusas se toman con valores positivos entre los límites inferior y superior, aunque estas no son simétricas. Para esta formulación, se toma $\beta_i - b_i > a_i - \alpha_i$. Además, se asume que todas ellas no son correlacionadas.

A. Comparación de los portafolios óptimos: MV, BL y BL con views difusas

El portafolio óptimo MV se construye a partir del problema indicado en la ecuación 1, donde se incorpora la restricción de cortos (pesos negativos). De igual forma, se implementa la formulación para los modelos BL y BL^f , como se indica entre las ecuaciones 9 a 11 y 19 a 21. Los resultados de estos portafolios óptimos se presentan en las tablas 2 y 3.

Tabla 2. Pesos óptimos

Acción	MV (w_{MV})	BL (w_{BL})	BL^f (w_{BL^f})
BCB	0,0000	0,0000	0,0000
ECO	0,0000	0,0000	0,0000
SIS	0,0000	0,0000	0,0000
ARG	0,0000	0,0000	0,0000
DVI	0,0000	0,0000	0,0000
CCB	0,6053	0,3679	0,3121
EXI	0,0000	0,0787	0,1107
ANC	0,0000	0,3975	0,3925
ETB	0,3947	0,0000	0,0000
ISA	0,0000	0,1559	0,1848

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Resultados de los portafolios

	Periodo dentro de muestra			Periodo fuera de muestra			
	MV	BL	BL^f	MV	BL	BL^f	
$E(R_P)$:	0,1673	0,0262	0,0112	$E(R_P)$:	-0,1315	0,0047	0,0286
σ_P :	0,1685	0,1892	0,1987	σ_P :	0,2356	0,1862	0,1830
ϑ :	0,5234	0,1408	0,0613	ϑ :	-1,0417	0,0251	0,1440

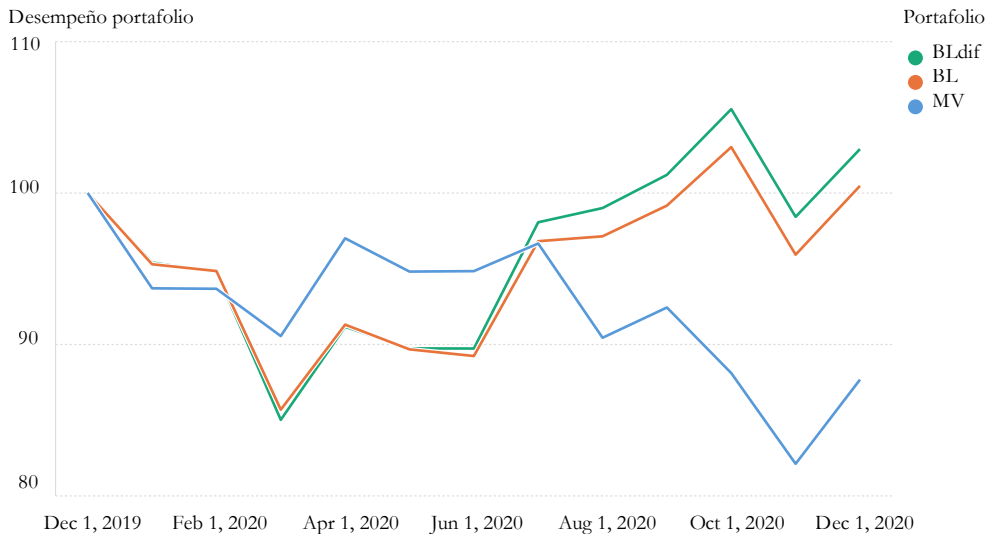
Fuente: elaboración propia.

Los resultados confirman no solo los problemas del modelo MV, respecto a la alta concentración del portafolio en pocos activos. En el portafolio

MV solo las acciones CCB y ETB quedan con participaciones, las cuales —además— son elevadas. Esta situación cambia para los portafolios BL y BL^f , al aumentar el número de activos (CCB, EXI, ANC, ISA). Asimismo, se encuentra una mejora notable en las medias de riesgo (σ_P) de estos dos portafolios, aunque se identifica una caída importante en el coeficiente de Sharpe (ϑ) de 0,5234 a 0,1408 y 0,0613, respectivamente.

Aunque estos resultados son desfavorables para los portafolios BL y BL^f en las medidas de retorno esperado y en el coeficiente de Sharpe (ϑ), los resultados cambian completamente para la evaluación de desempeño en el periodo fuera de muestra. Para este ejercicio se toma un portafolio hipotético con valor inicial de 100 millones. Mientras el portafolio MV presenta una caída del -13,15 %, similar al desempeño del índice COLCAP para este periodo —como muestra la Figura 2—, los portafolios BL y BL^f alcanzan resultados positivos.

Figura 2. *Desempeño de los portafolios fuera de muestra*



Fuente: elaboración propia.

Si se tiene en cuenta la coyuntura presentada para el año 2020, producto de la enfermedad infecciosa provocada por el virus SARS-CoV-2 —también

conocido como la Covid-19— los resultados muestran un buen desempeño para el portafolio BL^f (Bldif en la Figura 2), y confirman que las *views* difusas se ajustan mejor al modelo BL e incorporan más información, convirtiéndolo en un enfoque adecuado para la construcción de portafolios óptimos.

Conclusiones

Este artículo presentó una implementación novedosa para la formulación de las *views* del inversionista sobre los retornos esperados de los activos en el modelo BL mediante la lógica difusa. Para ello, se redefinen las *views* del modelo BL usando una función de pertenencia trapezoidal. En este ámbito, se superan los criterios de subjetividad y abstracción que estas representan al incorporar más información en la matriz de incertidumbre. Los resultados obtenidos para el mercado de valores colombiano muestran que el modelo BL con *views* difusas (BL^f) alcanza un mejor desempeño para el periodo fuera de muestra, en comparación con la formulación tradicional del modelo BL y del mismo modelo MV.

Esta evaluación se realizó para un periodo de alta incertidumbre y fuertes caídas en los activos e índices de mercado, como lo fue el año 2020, producto de la crisis originada por la pandemia de la Covid-19. Aunque, para el periodo dentro de muestra, el modelo MV presentó una ventaja importante, tanto en las medidas de retorno esperado como en el coeficiente de Sharpe, los resultados fuera de muestra confirman las fallas que usualmente presenta el modelo MV en la creación de portafolios óptimos, como fue señalado al inicio del trabajo. Además, si bien los resultados resaltan las ventajas del modelo BL^f , al incorporar información adicional en las *views*, estas no están completamente libres de sesgos cuando se incorporan a *posteriori*.

Referencias

- Arenas, M., Bilbao, A., & Rodríguez, M. (2001). A Fuzzy Goal Programming Approach to Portfolio Selection. *European Journal of Operational Research*, 133(2), 287-297. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(00\)00298-8](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(00)00298-8)

- Bellman, R., & Zadeh, L. (1970). Decision Making in a Fuzzy Environment. *Management Science*, 17(4), 141-164. <https://doi.org/10.1287/mnsc.17.4.B141>
- Bertsimas, D., Gupta, V., & Paschalidis, I. (2012). Inverse Optimization: A New Perspective on the Black-Litterman Model. *Operations Research*, 60(6), 1389-1403. <http://dx.doi.org/10.1287/opre.1120.1115>
- Bilbao, A., Pérez, B., Arenas, M., & Rodríguez, M. (2006). Fuzzy Compromise Programming for Portfolio Selection. *Applied Mathematics and Computation*, 173(1), 251-264. <https://doi.org/10.1016/j.amc.2005.04.003>
- Black, F., & Litterman, R. (1990). Asset Allocation: Combining Investor Views with Market Equilibrium. *The Journal of Fixed Income*, 1(2), 7-18. <https://doi.org/10.3905/jfi.1991.408013>
- Black, F., & Litterman, R. (1991). *Global Asset Allocation with Equities, Bonds, and Currencies*. Goldman, Sachs & Co Fixed Income Research.
- Black, F., & Litterman, R. (1992). Global Portfolio Optimization. *Financial Analysts Journal*, 48(5), 28-43. <https://doi.org/10.2469/faj.v48.n5.28>
- Carlsson, C., Fullér, R., & Majlender, P. (2002). A Possibilistic Approach to Selecting Portfolios with Highest Utility Score. *Fuzzy sets and Systems*, 131(1), 13-21. [https://doi.org/10.1016/S0165-0114\(01\)00251-2](https://doi.org/10.1016/S0165-0114(01)00251-2)
- Fang, Y., Lai, K., & Wang, S. (2006). Portfolio Rebalancing Model with Transaction Costs Based on Fuzzy Decision Theory. *European Journal of Operational Research*, 175(2), 879-893. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2005.05.020>
- Fang, Y., Bo, L., Zhao, D., & Wang, S. (2018). Fuzzy Views on Black-Litterman Portfolio Selection Model. *Journal of Systems Science and Complexity*, 1(31), 975-987. <https://doi.org/10.1007/s11424-017-6330-2>
- Franco, Y. A. (2020). Black-Litterman con técnicas difusas: caso índice Coleqty. *ODEON*, 19, 81-98. <https://doi.org/10.18601/17941113.n19.04>

- Gharakhani, M., & Sadjadi, S. (2013). A Fuzzy Compromise Programming Approach for the Black-Litterman Portfolio Selection Model. *Decision Science Letters*, 2(2), 11-22. <https://doi.org/10.5267/J.DSL.2012.12.001>
- Gong, X., Yu, C., Min, L., & Ge, Z. (2021). Regret Theory-Based Fuzzy Multi-Objective Portfolio Selection Model Involving DEA Cross-Efficiency and Higher Moments. *Applied Soft Computing*, 100(1), 106958. <https://doi.org/10.1016/j.asoc.2020.106958>
- Gupta, P., Mehlawat, M., & Saxena, A. (2008). Asset Portfolio Optimization using Fuzzy Mathematical Programming. *Information Sciences*, 178(6), 1734-1755. <https://doi.org/10.1016/j.ins.2007.10.025>
- Gupta, P., Mehlawat, M., & Khan, A. (2021). Multi-period Portfolio Optimization using Coherent Fuzzy Numbers in a Credibilistic Environment. *Expert Systems with Applications*, 167, 114135. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2020.114135>
- He, G., & Litterman, R. (1999). *The Intuition Behind Black-Litterman Model Portfolios* [working paper]. Investment Management Research. Goldman, Sachs & Company. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.334304>
- He, G., & Litterman R. (2002). *The Intuition Behind Black-Litterman Model Portfolios* [working paper]. <https://doi.org/10.2139/ssrn.334304>
- Huang, X. (2006). Fuzzy Chance-Constrained Portfolio Selection. *Applied Mathematics and Computation*, 177(2), 500-507. <https://doi.org/10.1016/j.amc.2005.11.027>
- Idzorek, T. (2007). A Step-by-Step Guide to the Black-Litterman Model: Incorporating User-specified Confidence Levels. En S. Satchell (ed.), *Forecasting expected returns in the financial markets* (pp. 17-38). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-075068321-0.50003-0>
- Kolm, P. N., Ritter, G., & Simonian, J. (2021). Black–Litterman and Beyond: The Bayesian Paradigm in Investment Management. *The Journal of*

- Portfolio Management*, 47(3), 1-18. <https://doi.org/10.3905/jpm.2021.1.222>
- Kolm, P., Tütüncü, R., & Fabozzi, F. (2014). 60 Years of Portfolio Optimization: Practical Challenges and Current Trends. *European Journal of Operational Research*, 234(2), 356-371. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2013.10.060>
- Lacagnina, V., & Pecorella, A. (2006). A Stochastic Soft Constraints Fuzzy Model for a Portfolio Selection Problem. *Fuzzy sets and Systems*, 157(10), 1317-1327. <https://doi.org/10.1016/j.fss.2005.10.002>
- Lawrence, K., Pai, D., Klimberg, R., & Lawrence, S. (2009). A Fuzzy Programming Approach to Financial Portfolio Model. *Financial Modeling Applications and Data Envelopment Applications*, 13, 53-59. [https://doi.org/10.1108/S0276-8976\(2009\)0000013005](https://doi.org/10.1108/S0276-8976(2009)0000013005)
- Li, X., Qin, Z., & Kar, S. (2010). Mean-Variance-Skewness Model for Portfolio Selection with Fuzzy Returns. *European Journal of Operational Research*, 202(1), 239-247. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2009.05.003>
- Li, H., & Yi, Z. (2019). Portfolio Selection with Coherent Investor's Expectations under Uncertainty. *Expert Systems with Applications*, 133(1), 49-58. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2019.05.008>
- Lin, C., Tan, B., & Hsieh, P. (2005). Application of the Fuzzy Weighted Average in Strategic Portfolio Management. *Decision Sciences*, 36(3), 489-511. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5414.2005.00081.x>
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615. <https://doi.org/10.2307/2977249>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Wiley.

- Meucci, A. (2008). Fully Flexible Views: Theory and Practice. *Risk*, 21(10), 97-102. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1213325
- Meucci, A. (2009). Enhancing the Black-Litterman and Related Approaches: Views and Stress-Test on Risk Factors. *Journal of Asset Management*, 10(1), 89-96. <https://doi.org/10.1057/jam.2008.42>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Pahade, J. K., & Jha, M. (2021). Credibilistic Variance and Skewness of Trapezoidal Fuzzy Variable and Mean-Variance-Skewness Model for Portfolio Selection. *Results in Applied Mathematics*, 11, 100159. <https://doi.org/10.1016/j.rinam.2021.100159>
- Romero, C. (2010). La Teoría Moderna de Portafolio: un ensayo sobre sus formulaciones originales y sus repercusiones contemporáneas. *ODEON*, 5, 103-118. <https://www.redalyc.org/pdf/532/53220677003.pdf>
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Tanaka, H., & Guo, P. (1999). Portfolio Selection Based on Upper and Lower Exponential Possibility Distributions. *European Journal of Operational Research*, 114(1), 115-126. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(98\)0033-2](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(98)0033-2)
- Tanaka, H., Guo, P., & Türksen, I. B. (2000). Portfolio Selection Based on Fuzzy Probabilities and Possibility Distributions. *Fuzzy sets and Systems*, 111(3), 387-397. [https://doi.org/10.1016/S0165-0114\(98\)00041-4](https://doi.org/10.1016/S0165-0114(98)00041-4)
- Tang, J., Wang, D., Fung, R., y Yung, K. (2004). Understanding of fuzzy optimization: Theories and methods. *Journal of Systems Science and Complexity*, 17(1), 117-136. <https://doi.org/10.1.1.722.6696>
- Wang, S., & Zhu, S. (2002). On Fuzzy Portfolio Selection Problems. *Fuzzy Optimization and Decision Making*, 1, 361-377. <https://doi.org/10.1023/A:1020907229361>

- Yang, G., Cai, M., Qin, J., Liu, X., & Zhang, X. (2021). Analytical Reduction Method for New Type-2 Fuzzy Chance-Constrained Portfolio Selection Model. *International Journal of Computational Intelligence Systems*, 14(1), 1617-1632. <https://doi.org/10.2991/ijcis.d.210507.001>
- Zadeh, L. (1965). Fuzzy Sets. *Information and Control*, 8(3), 338-353. [https://doi.org/10.1016/S0019-9958\(65\)90241-X](https://doi.org/10.1016/S0019-9958(65)90241-X)
- Zhang, W., Liu, Y., y Xu, W. (2014). A New Fuzzy Programming Approach for Multi-Period Portfolio Optimization with Return Demand and Risk Control. *Fuzzy Sets and Systems*, 246(1), 107-126. <https://doi.org/10.1016/j.fss.2013.09.002>

Índice de títulos 2022

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930 / Carolina Curvale y Gustavo Pérez-Arrobo—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 181-216.

Este artículo analiza la ocurrencia de múltiples golpes de estado en los países de América Latina alrededor del año 1930. Entre 1924 y 1935 hubo diecisiete golpes, los cuales comenzaron con Chile y Honduras, y fueron seguidos por otros países que experimentaron los primeros golpes militares en su historia. Debido a que la expansión económica de América Latina en esa época dependía principalmente de las exportaciones y, por lo tanto, era vulnerable a las crisis externas, la crisis económica mundial de la década de 1930 es sospechosa de haber tenido un impacto negativo en el desempeño económico de la región. Lo anterior pudo haber provocado que los malos resultados económicos hayan socavado la resistencia de las instituciones políticas. Pero también hubo procesos paralelos de incorporación política de trabajadores y campesinos en la región. Para probar estas hipótesis, se utilizaron modelos de regresión logísticos. Se encontró que variables económicas con rezagos y las variables de incorporación política explicarían la inestabilidad política que se suscitó en ese periodo de tiempo, mientras que las de movilización social lo harían en menor medida.

Determinantes de la oferta primaria de ganado vacuno para ceba en el Departamento de Córdoba, Colombia / Omar Enrique Castillo Nuñez—No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 279-314.

En este artículo, se identifican determinantes de la oferta primaria de ganado vacuno para cebar en el departamento de Córdoba, Colombia, durante el periodo 2007-2018. Para ello se utiliza un modelo econométrico lineal autorregresivo con retardos distribuidos que permite, mediante la prueba límite, establecer las relaciones de largo y de corto plazo entre las variables. Los resultados empíricos evidencian que los ganaderos responden a estímulos de mercado, como precios y costos de producción; son adversos al riesgo-clima y al riesgo-precio; compiten por recursos productivos con un cultivo como el maíz; la predominancia del sistema de producción del doble propósito y la presencia de comercializadores intermediarios que realizan ceba incompleta explican una relación directa entre el ciclo de la ceba final y la oferta primaria.

Determinants of Online Repurchase Intention in Covid-19 Times: Evidence From an Emerging Economy / Aldo Alvarez-Risco, Liliana Quipuzco-Chicata and Carlos Escudero-Cipriani —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 101-143.

COVID-19 has led to social isolation and a subsequent increase in online shopping has been observed. The present study is based on theory of reasoned action and focused on 371 Peruvian consumers, it seeks to evaluate the current effect of the website quality, customer satisfaction, and customer trust in online repurchases. The current study is cross-sectional and uses an online survey with 22 questions that evaluated consumers repurchase intentions. A technical SEM-PLS analysis was used. It was found that website quality had a positive influence on customer satisfaction, website quality positively influenced customer trust, customer satisfaction had a positive influence on customer trust, customer satisfaction had a positive influence on online repurchase intention, and customer trust had a positive influence on online repurchase intention. The model explained 20.6% of online repurchase intention behavior. Outcomes of the bootstrapping test were used to evaluate if path coefficients are significant. The outcomes can help companies to develop strategic plans to increase online purchasing. The novelty is based on using the partial least squares structural equation modeling (SEM-PLS) technique.

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana/ José Mauricio Gil-León y Juan Pablo Cely Acero—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 11-43.

Este artículo explica la dinámica de la inflación en los departamentos de Colombia entre 2009 y 2019, estimando la curva de Phillips neokeynesiana (NKPC, por sus siglas en inglés). Se encuentran diferencias en la explicación de la inflación y se evidencia que la NKPC permite describir la baja probabilidad de cambios en los precios en algunos departamentos, especialmente de la zona central del país. Los coeficientes estimados apoyan la importancia que tiene la inflación esperada en la formación de precios, y con menor importancia el papel de la inflación rezagada (persistencia de la inflación). Esta persistencia de la inflación es un reflejo de las rigideces estructurales que reducen la capacidad de las empresas de un departamento para modificar sus precios en relación con otros. Estas

diferencias en los procesos que determinan la dinámica de la inflación entre departamentos tienen implicaciones importantes para la conducción de política monetaria en Colombia.

Dynamic Stock Dependence and Monetary Variables in the United States (2000- 2016): A Copula and Neural Network Approach / Magnolia Miriam Sosa Castro, Christian Bucio Pacheco and Edgar Ortiz Calisto—No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 201-234.

This paper investigates dynamic dependence between the American Stock Market (S&P 500) and the World Share Market (MSCIW) and examines whether key monetary variables (short and long-term interest rates, interest rate spreads, and exchange rate) explain changes in this relation, during the period January 2000 - June 2016. The methodology includes a Dynamic Copula approach and a Multilayer Perceptron Network. Results suggest that there is interdependence between the American and global stock market and that the dynamic dependence is mainly explained by the short-term interest rate spread, 3-month T-bill's rate and 3-month London Interbank Offered Rate LIBOR rate.

Efecto de la Asignación Universal por Hijo en la reducción de disparidades regionales en Argentina / Darío Rossignolo—No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 71-99.

En el marco de un incremento significativo en los niveles de gasto público, a partir de 2009 Argentina instrumentó la Asignación Universal por Hijo, un programa de transferencia de ingresos de diseño universal sujeto al cumplimiento de determinadas condicionalidades. Este programa ha tenido efectos en la reducción de disparidades de ingresos, pero el efecto regional no ha sido analizado por la literatura. Utilizando la metodología de diferencias dobles, en este artículo se presentan estimaciones que procuran mostrar si el programa ha tenido efectos también en la reducción de las brechas regionales en términos de desigualdades de ingresos, pobreza e indigencia. Los resultados muestran que, si bien pueden apreciarse algunos efectos de reducción de disparidades, no puede asegurarse que las brechas regionales reflejadas en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) disminuyan en forma estadísticamente significativa en todos los casos.

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017 / José Marcelo Torres-Ortega y Jorge Mario Ortega de La Rosa —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 79-111.

El objetivo de este artículo es probar la presencia del efecto flypaper y del efecto asimetría de reemplazo fiscal en los municipios de Colombia para el periodo 2000-2017. Se consideró un estudio para todas las categorías de municipios y otro solo para los de categoría sexta. Los siguientes datos fueron utilizados: operaciones efectivas de caja, categorización de los municipios e indicadores de población. Debido a las características de los datos, se realizó una estimación econométrica de Prais–Winsten con corrección de autocorrelación AR (1), obteniendo que, para el caso de todos los municipios (1101 en total) no se evidencia el efecto flypaper; no obstante, al analizar los 957 municipios que pertenecen a la categoría sexta (87% del total), se evidencia la presencia del efecto flypaper y el de asimetría de reemplazo fiscal.

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020 / Juan Camilo Galvis-Ciro, Guillermo David Hincapié-Vélez, Claudio Oliveira de Moraes y Jaime García-Lopera —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 45-78.

El SPREAD mide los costos de intermediación del sistema financiero y afecta el crecimiento económico. Este artículo busca evaluar los determinantes del SPREAD para la economía colombiana bajo el esquema de inflación objetivo durante el período 2010-2020. Para ello, se utiliza la metodología de panel de datos dinámico y se estiman varios modelos por medio del método de momentos generalizados (GMM). Los resultados muestran que el entorno macroeconómico —en especial el desempleo— y la eficiencia operacional de las instituciones financieras, son factores importantes para explicar el SPREAD. Además, la concentración de mercado del sistema financiero también es relevante para entender el comportamiento de los costos de la intermediación.

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014) / Luis Eduardo Sandoval-Garrido y Margarita Marín-Jaramillo —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 113-148.

¿Se puede explicar la probabilidad de votación de un candidato a partir de las condiciones municipales de violencia y desarrollo? Este artículo estudia

el impacto del desarrollo económico y la violencia a nivel municipal sobre los patrones de votación en las elecciones presidenciales en Colombia para el período 1986-2014. Se utiliza una metodología de Análisis de Componentes Principales (ACP) y se genera así un índice de votación municipal, el cual se utiliza como insumo principal, junto con variables de desarrollo y violencia municipal en un modelo beta bayesiano. Al final, se concluye que, con mayor nivel de educación y acceso a medios de comunicación de los electores, se aumenta la probabilidad de votar por candidatos de derecha y se disminuye la probabilidad de votar por candidatos liberales.

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador / Edison Roberto Valencia Nuñez, Alexandra Tatiana Valle Alvarez, Mary Elizabeth Cruz Lascano y Alexander Fernando Haro Sarango —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 325-368.

El presente artículo tiene como objetivo analizar a los beneficiarios del crédito de desarrollo humano, modalidad asociativa en el marco de la sostenibilidad financiera. Este análisis se realiza mediante el planteamiento de una propuesta de evaluación que consta de una estimación general del entorno social, ambiental y de bienestar, adjuntado a una evaluación financiera. Dicho análisis se ajusta a métricas enfocadas en el endeudamiento, rentabilidad y gestión, donde la ponderación se realiza mediante el estadístico de efectos fijos y aleatorios ajustado a la prueba de Hausman. Asimismo, el contraste de la información general se justifica mediante un modelo logístico multinomial y con un análisis de correspondencia múltiple (ACM), los cuales permiten mostrar la influencia de las generalidades en la inducción de la sostenibilidad. Los resultados visualizados en un antes y durante el COVID-19 demostraron que la pandemia perjudicó a cerca de los 30 beneficiarios, quienes representan el 29,70% de la muestra. Adicional a esto, el ACM mostró que el bono variable, la educación secundaria y el rango etario de 30 a 45 años, son circundantes y coadyuvan a la sostenibilidad financiera.

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá / Tatiana Andía, César Mantilla, Álvaro Morales, Santiago Ortiz and Paul Rodriguez-Lesmes—No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

We determine whether community pharmacies in Bogotá produce differential quality signals, and if they are related to an objective quality measure: the compliance with prescription rules. In this quantitative descriptive study, we use the simulated client methodology (N=298) to assess whether Bogotá's community pharmacies comply with prescription rules related to contraceptive medications. We find that 10 per cent of the staff at the pharmacy asked for a prescription when the pills were requested. Five per cent of the staff asked additional questions that signal knowledge or interest in the correct delivery of pills. We do not find differences by socio-economic level or type of pharmacy ownership (i.e., large firm versus independent) regarding the request of prescriptions or further questions about the pills. Concerning the aesthetic signals of quality, independent pharmacies were less likely to display a diploma of their chemist, and the likelihood that their staff wore white coats was also lower. We conclude that Bogotá's community pharmacies differentiation is based on simple signals associated with a professional image, but not with actual procedures that guarantee the safety of consumers.

Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa? / Lizethe Berenice Méndez-Heras, Francisco Venegas-Martínez, Ricardo Solis-Rosales —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 235-278.

Este artículo estudia la relación entre la estructura financiera y el crecimiento económico de México durante el periodo 1980-2014. La literatura identifica dos tipos de estructura financiera: bank-based y stock-market-based. En la primera, la banca comercial impacta positivamente la actividad económica y, en la segunda, el mercado bursátil influye en el desempeño de la economía. Una tercera visión considera que toda la actividad financiera (bancos, mercado bursátil y otras instituciones financieras) influye en el crecimiento. Estas hipótesis se evalúan mediante modelos de vectores de corrección de errores (VEC). Los hallazgos empíricos sugieren que, considerando la liquidez del sistema finan-

ciero, la actividad bursátil predominó durante todo el periodo de estudio; pero al considerar el tamaño del sistema financiero, prevaleció la actividad bancaria. También se muestra que el incremento de la liquidez del sistema financiero elevó el crecimiento económico, pero el incremento del tamaño del sistema financiero disminuyó el PIB per cápita en el periodo 1980-2014. Y el análisis dinámico de corto plazo revela que si la estructura financiera se hiciera más bursátil el efecto en el crecimiento económico sería positivo.

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental / Sergio Augusto Jiménez Ramírez y Silvia Juliana Reyes Camargo —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 149-179.

Este artículo estima los efectos de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico de 22 departamentos colombianos entre 2000 y 2019. Mediante la construcción de una base de datos con las variables clave de un modelo de crecimiento moderno, se estima la heterogeneidad de dichos efectos en razón de: a) Las diferentes áreas del conocimiento evaluadas en la prueba Saber 11, y b) Las diferentes agrupaciones de departamentos, basadas en las tasas de crecimiento del PIB por habitante y el tamaño de sus economías. Los resultados obtenidos sugieren que el capital humano medido por las habilidades cognitivas tiene gran efecto positivo sobre la tasa de crecimiento económico de los departamentos, mientras que los años de escolaridad muestran un efecto positivo en el ritmo de crecimiento económico, aunque de menor magnitud que el generado por las habilidades cognitivas. Asimismo, las habilidades en matemáticas, lenguaje y ciencias naturales presentan mayores efectos positivos sobre el crecimiento económico y los efectos positivos de las distintas clases de habilidades cognitivas sobre el crecimiento, en general, son mayores en departamentos con tasas más altas de crecimiento que en departamentos económicamente más grandes.

La población inactiva en Colombia y sus características regionales. Un análisis desde modelos de descomposición microfactual / Jorge Alberto Castro Puello, José Guillermo Ariza y Armando Ardila Delgado —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 31-70.

Este artículo examina el efecto del poder de mercado sobre la transmisión de precios productor-mayorista en las industrias de carne bovina y porcina chilena. Se utilizaron elasticidades conjeturales para representar el poder de mercado y se

estimó un modelo de corrección de errores por umbral (TECM, por sus siglas en inglés) con tres regímenes para distinguir el comportamiento de ajuste de precios con relación al equilibrio de largo plazo. Los resultados indican que el poder de mercado tiene impacto significativo en el sector bovino cuando los precios se hallan en fase decreciente. En dicha fase, los mayoristas pueden ejercer poder de mercado para ralentizar el ajuste de precios y conservar márgenes de ganancia mayores durante más tiempo. La hipótesis de simetría de largo plazo es rechazada en el sector bovino cuando se incorpora el poder de mercado y no rechazada cuando se ignora en la especificación del modelo, sugiriendo transmisión asimétrica entre los regímenes bajo y alto. Este resultado, refuerza la idea que el poder de mercado mayorista produce asimetrías en el ajuste de precios que son régimen-dependientes sólo en el sector bovino.

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo / Jaime Tenjo Galarza y Jenifer Estetefania Arango Silva —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 291-324.

El presente artículo analiza la forma como las personas toman decisiones sobre el tiempo que dedican a actividades en el mercado —trabajo remunerado— y a la producción de bienes y servicios domésticos —trabajo no remunerado—. Para esto, se construye un modelo de ecuaciones simultáneas que explica la cantidad de tiempo dedicada a estos dos tipos de actividades. El modelo se estima para hombres y mujeres que tienen empleo en el mercado laboral. Después de corregir algunos problemas econométricos, se encuentra que las decisiones son diferentes para hombres y mujeres. Para estas últimas, las variables asociadas con demandas surgidas de la necesidad de producción de bienes y servicios domésticos aumentan el tiempo que ellas dedican a producción de estos, aunque no siempre disminuyendo el tiempo que dedican al mercado laboral.

Modelo econométrico para el análisis de la elección de modo de transporte en viajes domésticos: el rol de las variables latentes / Claudia Helena Muñoz Hoyos, Beatriz Elena Pineda Uribe y Margarita Rosa Gómez —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 145-169.

Las percepciones de seguridad y comodidad relacionadas con viajar en bus o en avión pueden afectar las decisiones de elección de los pasajeros en viajes domésticos. En este artículo se incorporaron las variables latentes seguridad y

comodidad dentro de los modelos econométricos para estudiar la elección del modo de transporte para pasajeros que viajan en el trayecto Medellín-Barranquilla. En el modelo calibrado se incluyeron variables asociadas al modo de transporte, como el costo, el tiempo de viaje y las frecuencias, además de las variables de percepción. El modelo de elección discreta con variables latentes (VLs) se estimó secuencialmente: en primer lugar, se obtuvieron los parámetros del modelo de múltiples indicadores múltiples causas (MIMIC) y -posteriormente- se calibró el modelo híbrido de elección. El modelo calibrado permitió identificar las variables que inciden en la elección del modo de transporte aéreo o terrestre. Los resultados obtenidos son una herramienta eficaz en la toma de decisiones para las empresas que operan en cada uno de los modos.

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity / Manuel Gómez-Zaldívar, Alejandra Duran-Ruiz, Maestro Jaime Carrillo —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 255-290.

We identify a link between the evolution of the concentration of manufacturing production among Mexican states and their level of economic complexity. Our results suggest that the concentration of manufacturing production among the country's states evolved according to the predictions of standard models of international trade. However, the North American Free Trade Agreement (NAFTA) had a particular effect on each individual state, depending on its economic structure. More complex states, i.e., those more productively diverse and specialized in more sophisticated manufacturing goods, experienced a higher increase in their level of production concentration after NAFTA and were less affected by competition from Chinese exports to the U.S. In contrast, NAFTA had a less significant impact on the production concentration of less complex states, while competition from China halted their move towards greater specialization and even reversed it somewhat. These findings highlight the important role of international trade in shaping the development of the economic structure of Mexican states in the period under analysis.

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas / Yuly Andrea Franco Gómez, John Freddy Moreno Trujillo y Carlos Andrés Zapata Quimbayo —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 369-393.

En este artículo se implementa un enfoque robusto para la selección óptima de portafolios de inversión, al incorporar los desarrollos del modelo Black-Litterman (BL) y la lógica difusa. Para ello, los retornos esperados, las opiniones del inversor (views) y la matriz de incertidumbre del modelo BL, se redefinen mediante la lógica difusa y se implementa un ejercicio de optimización para un portafolio constituido por acciones del mercado de valores colombiano. Los resultados muestran un desempeño favorable —fuera de muestra— del portafolio, en comparación con el modelo BL tradicional y el modelo media-varianza (MV), lo cual demuestra que el enfoque de lógica difusa permite incorporar información adicional para definir las views y medir la incertidumbre.

Sitios de patrimonio mundial como determinantes de la demanda de turismo internacional en Latinoamérica y Caribe / Viviana Leonardi, Silvina Elías y Marina Tortul —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 171-200.

La literatura destaca una relación positiva entre el Patrimonio de la Humanidad y el turismo receptivo, sobre todo internacional. El objetivo del presente artículo es medir el impacto que tiene la cantidad de Sitios de Patrimonio Mundial de los países de América Latina y el Caribe sobre el arribo de turistas internacionales. Para ello, siguiendo a Su y Lin (2014), se estiman distintas variantes de la función de demanda de turismo internacional mediante un modelo de datos de panel de 32 países de la región latinoamericana para el período 1995-2016. Los principales resultados comprueban que tanto los sitios materiales como los inmateriales tienen un efecto positivo en la llegada de turistas internacionales. Además, se encuentra que dicho efecto es mayor en los países de ingreso medio alto y alto de la región. En este sentido se considera relevante que los países de América Latina y el Caribe ahonden esfuerzos por lograr el reconocimiento de nuevos Sitios de Patrimonio Mundial.

Stackelberg-Nash Equilibrium and Perfect Competition in the Solow-Uzawa Growth Model / Wei-Bin Zhang —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 315-343.

This study introduces Stackelberg-Nash equilibrium to neoclassical growth theory. It attempts to make neoclassical economic growth theory more robust in modelling the complexity of market structures. The model is constructed within the framework of the Solow-Uzawa two-sector model. The economy is composed of two sectors. The final goods sector is the same as in the Solow one-sector growth model which is characterized by perfect competition. The consumer goods sector is the same as the consumer goods sector in the Uzawa model but is characterized by Stackelberg duopoly. We model household behavior with Zhang's concept of disposable income and utility. The model endogenously determines profits of duopoly which are equally distributed among the homogeneous population. We build the model and then identify the existence of an equilibrium point through simulation. We conduct comparative static analyses of some parameters. We also compare the economic performance of the traditional Uzawa model and the model with the Stackelberg-Nash equilibrium. We conclude that the imperfect competition increases national output, national wealth, and utility level in comparison to perfect competition.

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States / Reyna Elizabeth Rodriguez Perez y Daniela Valdes Martinez —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 217-254.

This study introduces Stackelberg-Nash equilibrium to neoclassical growth theory. It attempts to make neoclassical economic growth theory more robust in modelling the complexity of market structures. The model is constructed within the framework of the Solow-Uzawa two-sector model. The economy is composed of two sectors. The final goods sector is the same as in the Solow one-sector growth model which is characterized by perfect competition. The consumer goods sector is the same as the consumer goods sector in the Uzawa model but is characterized by Stackelberg duopoly. We model household behavior with Zhang's concept of disposable income and utility. The model endogenously determines profits of duopoly which are equally distributed among the homogeneous population. We build the model and then identify the existence of

an equilibrium point through simulation. We conduct comparative static analyses of some parameters. We also compare the economic performance of the traditional Uzawa model and the model with the Stackelberg-Nash equilibrium. We conclude that the imperfect competition increases national output, national wealth, and utility level in comparison to perfect competition.

Índice de autores

ALVAREZ-RISCO, ALDO

Determinants of Online Repurchase Intention in Covid-19 Times: Evidence From an Emerging Economy —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 101-143.

ANDIA, TATIANA

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

ARANGO SILVA, JENIFER

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo — No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 291-324.

ARDILA DELGADO, ARMANDO

La población inactiva en Colombia y sus características regionales. Un análisis desde modelos de descomposición microfactual — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 31-70.

ARIZA, JOSE GUILLERMO

La población inactiva en Colombia y sus características regionales. Un análisis desde modelos de descomposición microfactual — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 31-70.

BUCIO PACHECO, CHRISTIAN

Dynamic Stock Dependence and Monetary Variables in the United States (2000-2016): A Copula and Neural Network Approach — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 201-234.

CARRILLO BOTELLO, JAIME

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 255-290.

CASTILLO-NUÑEZ, OMAR ENRIQUE

Determinantes de la oferta primaria de ganado vacuno para ceba en el Departamento de Córdoba, Colombia —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 279-314.

CASTRO-PUELLO, JORGE ALBERTO

La población inactiva en Colombia y sus características regionales. Un análisis desde modelos de descomposición microfactual — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 31-70.

CELY-ACERO, JUAN PABLO

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 11-43.

CRUZ-LASCANO, MARY ELIZABETH

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 325-368.

CURVALE, CAROLINA

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930 —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 181-216.

DURAN, ALEJANDRA

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 255-290.

ELÍAS, SILVINA

Sitios de patrimonio mundial como determinantes de la demanda de turismo internacional en Latinoamérica y Caribe —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 171-200.

ESCUADERO-CIPRIANI, CARLOS

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

FRANCO GÓMEZ, YULY ANDREA

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 369-393.

GALVIS-CIRO, JUAN CAMILO

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020
—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 217-254.

GARCÍA-LOPERA, JAIME

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020
—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 45-78.

GIL-LEÓN, JOSÉ MAURICIO

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokeynesiana —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 11-43.

GÓMEZ, MARGARITA ROSA

Modelo econométrico para el análisis de la elección de modo de transporte en viajes domésticos: el rol de las variables latentes —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 145-169.

GÓMEZ-ZALDÍVAR, MANUEL

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 255-290.

HARO-SARANGO, ALEXANDER FERNANDO

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 325-360.

HINCAPIÉ-VÉLEZ, GUILLERMO DAVID

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020
—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 45-78.

JIMÉNEZ-RAMIREZ SERGIO AUGUSTO

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 149-179.

LEONARDI, VIVIANA

Sitios de patrimonio mundial como determinantes de la demanda de turismo internacional en Latinoamérica y Caribe —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 171-200.

MANTILLA, CÉSAR

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

MARÍN-JARAMILLO, MARGARITA

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014) —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 113-148.

MÉNDEZ-HERAS, LIZETHE BERENICE

Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa? —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 235-278.

MORALES, ÁLVARO

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

MORENO-TRUJILLO, JOHN FREDDY

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 369-393.

MUÑOZ-HOYOS, CLAUDIA HELENA

Modelo econométrico para el análisis de la elección de modo de transporte en viajes domésticos: el rol de las variables latentes —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 145-169.

OLIVEIRA DE MORAES, CLAUDIO

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020 —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 45-78.

ORTEGA DE LA ROSA, JORGE

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017 —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 79-111.

ORTIZ CALISTO, EDGAR

Dynamic Stock Dependence and Monetary Variables in the United States (2000-2016): A Copula and Neural Network Approach —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 201-234.

ORTIZ, SANTIAGO

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

PÉREZ-ARROBO, GUSTAVO

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930 —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 181-216.

PINEDA-URIBE, BEATRIZ ELENA

Modelo econométrico para el análisis de la elección de modo de transporte en viajes domésticos: el rol de las variables latentes —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 145-169.

QUIPUZCO-CHICATA, LILIANA

Determinants of Online Repurchase Intention in Covid-19 Times: Evidence From an Emerging Economy —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 101-143.

REYES-CAMARGO, SILVIA JULIANA

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 149-179.

RODRIGUEZ-LESME, PAUL

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 9-30.

RODRÍGUEZ-PÉREZ, REYNA ELIZABETH

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 217-254.

ROSSIGNOLO, DARÍO

Efecto de la Asignación Universal por Hijo en la reducción de disparidades regionales en Argentina — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 71-99.

SANDOVAL-GARRIDO, LUIS EDUARDO

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014) —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 113-148.

SOLIS-ROSALES, RICARDO

Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa? —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 235-278.

SOSA-CASTRO, MAGNOLIA MIRIAM

Dynamic Stock Dependence and Monetary Variables in the United States (2000-2016): A Copula and Neural Network Approach — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 201-234.

TENJO VALENCIA, JAIME

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo — No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 291-324.

TORRES-ORTEGA, JOSE MARCELO

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, periodo 2000-2017 —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 79-111.

TORTUL, MARINA

Sitios de patrimonio mundial como determinantes de la demanda de turismo internacional en Latinoamérica y Caribe — No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 171-200.

VALDÉS-MARTÍNEZ, DANIELA

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 217-254.

VALENCIA-NUÑEZ, EDISON ROBERTO

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 325-368.

VALLE-ALVAREZ, ALEXANDRA TATIANA

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador —No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 325-368.

VENEGAS-MARTÍNEZ, FRANCISCO

Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa? —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 235-278.

ZAPATA-QUIMBAYO, CARLOS ANDRES

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas
—No. 97 (julio-diciembre 2022). —pp. 369-393.

ZHANG, WEI-BIN

Stackelberg-Nash Equilibrium and Perfect Competition in the Solow-Uzawa Growth Model —No. 96 (enero-junio 2022). —pp. 315-343.

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

<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>

Número 96: enero-junio de 2022

Extracting Low-Cost Signals of Perceived Quality Control in Community Pharmacies: A Simulated Client Study of Contraceptive Dispensing in Bogotá

TATIANA ANDÍA, CÉSAR MANTILLA, ÁLVARO MORALES, SANTIAGO ORTIZ, AND PAUL RODRÍGUEZ-LESMES

La población inactiva en Colombia y sus características regionales. Un análisis desde modelos de descomposición microfactual

JORGE ALBERTO CASTRO PUELO, JOSÉ GUILLERMO ARIZA ESTEVEZ Y ARMANDO ÁRDILA DELGADO

Efecto de la Asignación Universal por Hijo en la reducción de disparidades regionales en Argentina

DARÍO ROSSIGNOLO

Determinants of Online Repurchase Intention in Covid-19 Times: Evidence From an Emerging Economy

ALDO ALVAREZ-RISCO, LILIANA QUIPUZCO-CHICATA, AND CARLOS ESCUDERO-CIPRIANI

Modelo econométrico para el análisis de la elección ele modo de transporte en viajes domésticos: el rol de las variables latentes

CLAUDIA MUÑOZ, BEATRIZ ELENA PINEDA URIBE Y MARGARITA ROSA GÓMEZ

Sitos de patrimonio mundial como determinantes de la demanda de turismo internacional en Latinoamérica y Caribe

VIVIANA LEONARDI, SILVINA ELLAS Y MARINA TORTUL

Dynamic Stock Dependence and Monetary Variables in the United States (2000-2016): A Copula and Neural Network Approach

MIRIAM SOSA, CHRISTIAN BUCIO, AND EDGAR ORTIZ



UNIVERSIDAD
DE ANTIOQUIA

1803

Facultad de Ciencias Económicas

Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa?

LIZETHE MÉNDEZ-HERAS, FRANCISCO VENEGAS-MARTÍNEZ Y RICARDO SOLÍS-ROSALLES

Determinantes de la oferta primaria de ganado vacuno para ceba en el Departamento de Córdoba, Colombia

OMAR ENRIQUE CASTILLO NÚÑEZ

Equilibrio de Stackelberg-Nash y la Competencia Perfecta en el modelo de crecimiento Solow-Uzawa

WEI-BIN ZHANG

La integración de las teorías de la demanda agregada y del circuito monetario en la perspectiva poskeynesiana de Sergio Cesaratto

FEDERICO GUTIÉRREZ NARANJO

Número 97: julio-diciembre de 2022

Dinámica de los precios en los departamentos de Colombia: estimación de la curva de Phillips neokenesiana

JOSÉ MAURICIO GIL-LEÓN Y JUAN PABLO CELY AÇERO

El SPREAD de las tasas de interés en Colombia para el período 2010-2020

JUAN CAMILO GALVES-CIRO, GUILLERMO DAVID HINCAPIÉ-VÉLEZ, CLAUDIO OLIVERA DE MORAES Y JAIME GARCÍA-LOPERA

Efecto flypaper: estudio de caso para los municipios colombianos, período 2000-2017

JOSÉ MARCELO TORRES ORTEGA Y JORGE MARIO ORTEGA DE LA ROSA

Elecciones presidenciales y desarrollo municipal: el caso colombiano (1986-2014)

LUIS EDUARDO SANDOVAL-GARRIDO Y MARGARITA MARÍN-JARAMILLO

Habilidades cognitivas y crecimiento económico en Colombia. Un análisis departamental

SERGIO AUGUSTO JIMÉNEZ RAMÍREZ Y SILVIA JULIANA REYES CAMARGO

Crisis económica e [in]estabilidad política: la política latinoamericana frente a la Gran Depresión de 1930

CAROLINA CURVALE Y GUSTAVO PÉREZ ARROBO

Wage inequality of Mexican immigrants by type of job qualification in the United States

REYNA ELIZABETH RODRÍGUEZ PÉREZ AND DANIELA VALDÉS MARTÍNEZ

On the evolution of manufacturing production concentration in Mexican states and its relationship to their level of economic complexity

MANUEL GÓMEZ-ZALDÍVAR, ALEJANDRA DURAN AND JAIME CARRILLO BOTELLO

Mercado laboral y actividades domésticas: cómo hombres y mujeres asignan su tiempo

JAIME TENJO GALARZA Y JENIFER ARANGO SILVA

Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua

EDISON ROBERTO VALENCIA NUÑEZ, ALEXANDRA TAVIANA VALLE ALVAREZ, MARY ELIZABETH CRUZ LASCAÑO Y ALEXANDER FERNANDO HARO SARANGO

Selección óptima de portafolios usando el modelo Black-Litterman con views difusas

YULY ANDREA FRANCO GÓMEZ, JOHN FREDDY MORENO TRUJILLO Y CARLOS ANDRÉS ZAPATA QUIMBAYO

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



LECTURAS DE ECONOMÍA

Lecturas de Economía
Departamento de Economía
Universidad de Antioquia | Calle 67, No. 53-108
Teléfono: +57 604 219 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

Asistente editorial

Martha Lucía Obando Montoya

Auxiliar administrativa

Liseht Orozco Gómez

Diagramación

Ana Patricia Chávez R.

Secretaría

Diana Mosquera Londoño

Traducción

Inglés: Agencia de traducción Universidad de Antioquia

Francés: Alexander Tobón Arias

Impresión

COOP IMPRESOS.

Tel: 604 448 39 55. Medellín, Colombia.

Revista indexada en:

Scopus - Elsevier

SciELO Citation Index - Clarivate Analytics

Índice ICI Journals Master List

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

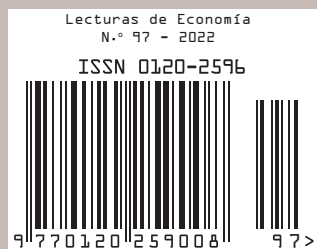
— REDIB - Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento Científico

— Ulrich's Periodicals Directory

— PUBLINDEX - MinCiencias

— Google Scholar

— MIAR - Matriz de Información para el Análisis de Revistas



<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>