

NOTA EDITORIAL

Carlos Andrés Vasco-Correa

ARTÍCULOS

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

Juan Manuel Gómez-Romero y José Alfredo Jiménez-Moscoso

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

Javier Emmanuel Anguiano-Pita y Antonio Ruiz-Porras

Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia. El caso de las artes escénicas, los conciertos y el cine

Nora Elena Espinal-Monsalve, Andrey David Ramos-Ramírez y Luz Yadira Gómez-Hernández

Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

José Mauricio Gil-León y Andrés Felipe Suárez-Cante

Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de los municipios en Colombia. El caso de Antioquia, 2008-2017

Jorge Barrientos-Marín, Juan Felipe Quintero y Manuela Mendoza-Jaramillo

Efectos de la dinámica espacial en el sistema de salud colombiano

Leonardo Rodríguez-Pineda, Andrés Felipe Sánchez-Saldarriaga y Helena María Cancelado-Carretero

NOTAS Y RESEÑAS

On Argentina's Currency Crisis of 2018

Ramón Amadeo Castillo-Ponce y Kon Lai

Estructura histórica, social y política de Colombia, de Fernando Guillén Martínez

Christian Robles-Báez

LECTURAS DE ECONOMÍA

Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Antioquia

92

enero - junio 2020



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

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

Editor

Carlos Andrés Vasco Correa
Universidad de Antioquia, Colombia

Comité Editorial

Jorge Barrientos Marín
Universidad de Antioquia, Colombia

Wilman Gómez Muñoz
Universidad de Antioquia, Colombia

Héctor Mauricio Posada
Universidad de Antioquia, Colombia

Juan David Barón
The World Bank, Estados Unidos

Luis Hernando Gutiérrez
Universidad del Rosario, Colombia

Jair Neftalí Ojeda
Banco de la República, Colombia

Jesús Otero
Universidad del Rosario, Colombia

Paola Tubaro
Centre National de la Recherche Scientifique, Francia

Antonio Villar
Universidad Pablo de Olavide, España

Conny Wollbrant
University of Stirling, Reino Unido

Comité Científico

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

Ludovic Julien
Universidad de París, Francia

Jesús López-Rodríguez
Universidad de la Coruña, España

Francisco Martínez-Sánchez
Universidad de Murcia, España

José María Millán
Universidad de Huelva, España

Sébastien Ménard
Université du Maine-Le Mans, Francia

Silvestro Di Sanzo
Confcommercio, Italia

Antonio Yúnez
El Colegio de México, México



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

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

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

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



Usted es libre de:

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

Bajo las condiciones siguientes



Atribución — Usted debe dar crédito de manera adecuada, brindar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios. Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que usted o su uso tienen el apoyo de la licenciante.



NoComercial — Usted no puede hacer uso del material con propósitos comerciales.



CompartirIgual — Si remezcla, transforma o crea a partir del material, debe distribuir su contribución bajo la misma licencia del original.

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



Correspondencia, canje y suscripciones

Lecturas de Economía, Departamento de Economía.
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia.
Calle 67 #53-108 Medellín, Colombia.
Teléfono: (574) 219 88 35
<http://aprendeenlinea.udea.edu.co/revistas/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

El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes de la honestidad en Buriticá, Colombia

ADOLFO ESLAVA Y ESTEFANÍA GARCÍA LUNA

9

La trampa es una acción recurrente en el comportamiento de los individuos y produce altos costos en la sociedad. Esto ha motivado su estudio reciente dentro de la economía y otras ciencias sociales, con el fin de encontrar los factores que inciden en ella y así tratar de mitigar sus efectos. Con este objetivo, la presente investigación estudia la disposición a la trampa en el municipio de Buriticá (Antioquia, Colombia) a través de un experimento económico que confirma la presencia de acciones deshonestas en las decisiones de los participantes; además, se hace un análisis de los determinantes de la misma a través de un probit ordenado. El estudio revela que existe una relación entre las decisiones de los individuos y el contexto en el que se desenvuelven, por lo que factores como la percepción de riqueza, la confianza institucional y la victimización son determinantes. Esta investigación contribuye así a los estudios previos sobre la toma de decisiones económicas, los cuales contradicen el modelo clásico de la maximización de beneficios.

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

JUAN MANUEL GÓMEZ ROMERO Y JOSÉ ALFREDO JIMÉNEZ MOSCOSO

33

En búsqueda de generar estrategias de inversión en pro de maximizar el rendimiento esperado y minimizar el riesgo, se estudian dos modelos de selección de portafolios óptimos. El primero se ajusta usando rendimientos logarítmicos, y en el segundo se emplea análisis de componentes principales (ACP) a estos rendimientos. Luego, para cada uno de ellos se establece su rendimiento ponderado y se crean unas medidas para establecer los estados de las cadenas de Markov de primer y segundo orden. Esto permite pronosticar si los portafolios conformados tendrán comportamientos alcistas o bajistas dadas las probabilidades de los estados de las cadenas de Markov. Se realiza una aplicación usando los retornos de precios de cierre diarios de 21 acciones del COLCAP, para el periodo comprendido desde enero de 2014 a octubre de 2017. Se concluye que en el mercado colombiano un portafolio conformado bajo ACP de los rendimientos tiene una mayor rentabilidad esperada y un menor riesgo a largo plazo, teniendo una precisión de pronóstico del modelo dados los vectores estacionarios de las cadenas de Markov.

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

JAVIER EMMANUEL ANGUIANO PITA Y ANTONIO RUIZ PORRAS

67

El objetivo de este artículo es estudiar las dinámicas del proceso de integración de los mercados de valores gubernamentales, interbancarios, cambiarios y bursátiles de las economías del TLCAN. Para tal propósito, se emplea el modelo generalizado de factores comunes propuesto por Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2005) y series representativas de los rendimientos de los mercados analizados para el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 2017. Los principales resultados sugieren que: 1) existen asimetrías en el tamaño de los mercados, 2) hay evidencia de cambios estructurales, 3) existen factores comunes entre los mercados financieros, 4) los mercados tienen niveles de integración diferenciados, y 5) los mercados cambiarios y bursátiles son los más sensibles a los componentes comunes. Estos hallazgos pueden ser útiles para analizar la evolución del TLCAN y para proponer políticas económicas y financieras regionales.

Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia. El caso de las artes escénicas, los conciertos y el cine

NORA ELENA ESPINAL MONSALVE, ANDREY DAVID RAMOS RAMÍREZ Y LUZ YADIRA
GÓMEZ HERNÁNDEZ

101

Tomando como referencia el enfoque teórico de la reproducción social y la transferencia intergeneracional de capital cultural de Bourdieu, en este artículo se evalúa el efecto causal de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes en teatro, danza u ópera, conciertos y cine en Colombia. Utilizando los datos de la Encuesta de Consumo Cultural del 2014, se aplican tres metodologías: tratamientos endógenos, propensity score matching e inverse probability weighting. Los resultados aportan evidencia sobre la hipótesis de la transferencia intergeneracional del capital cultural, en la medida en que se observa que los jóvenes que conviven en hogares con jefes de hogar que participan en las actividades analizadas, tienen mayores probabilidades de participar en esas mismas actividades. Concretamente, se encontró que cuando el jefe de hogar asiste a eventos de las artes escénicas, la probabilidad de que los jóvenes en ese hogar también asistan crece entre 34,92% y 40,90%; en el caso de los conciertos el efecto es de entre 24,56% y 25,81%, mientras que para el cine varía entre 47,57% y 48,96%. Estos hallazgos pueden ser un insumo para diseñar y orientar políticas que permitan seguir acortando las brechas de participación cultural en el país. Este es el primer estudio en probar la magnitud de esta teoría y verificarla empíricamente en América Latina.

Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

JOSÉ MAURICIO GIL LEÓN Y ANDRÉS FELIPE SUÁREZ CANTE

133

En este artículo se pretende identificar el canal de transmisión de los choques de prima de riesgo en las diferentes variables macroeconómicas. Por tanto, se formula un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta, que considera el comportamiento de los hogares, las

decisiones de inversión de parte de las empresas, la función de reacción del banco central y la dinámica de las diferentes variables externas, tales como la variación de los activos externos netos del país y el comercio exterior. El modelo se calibra con datos de la economía colombiana del periodo 2005-2017. En los resultados de la simulación se identifica la persistencia del shock de prima de riesgo en las variables endógenas que componen al modelo, y en especial se observan efectos sobresalientes del choque sobre el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación. Se concluye que el tamaño de la elasticidad de la prima de riesgo al endeudamiento externo domina la fuerza con la que inciden los shocks en la economía.

**Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de los municipios en Colombia.
El caso de Antioquia, 2008-2017**

JORGE BARRIENTOS MARÍN, JUAN FELIPE QUINTERO Y MANUELA MENDOZA JARAMILLO

173

En este trabajo estamos interesados en establecer los determinantes de la sostenibilidad fiscal, entre ellas si las reglas de gasto, la denominada Ley 617 de 2000 coadyuvó a la promoción de la sostenibilidad de las finanzas públicas en los 125 municipios del departamento de Antioquia (Colombia) en el periodo 2008-2017. Para esto explotamos las heterogeneidades observables entre los 125 municipios de Antioquia en el período 2008-2017; debido a la endogeneidad de variables como deuda y el número de empresas usamos un estimador Hausman y Taylor. Nuestros resultados econométricos son estadísticamente significativos y los coeficientes estimados sugieren que la ley es efectiva en el aumento del ingreso tributario y el gasto de inversión, pero no son concluyentes sobre la efectividad en la disminución del gasto en funcionamiento. Otras variables de características de municipio como el número de empresas y el endeudamiento preexistente son explicativas y predictores del comportamiento de los ingresos tributarios, el gasto en funcionamiento y el gasto de inversión.

**Spatial Dynamic Effects in the Colombian Health System
Efectos de la dinámica espacial en el sistema de salud colombiano**

LEONARDO RODRÍGUEZ PINEDA, ANDRÉS FELIPE SÁNCHEZ SALDARRIAGA Y HELENA MARÍA CANCELADO CARRETERO

201

Buscamos entender si la dinámica espacial afecta a la población en términos sociales, económicos y de salud. Para llevar a cabo este estudio, proponemos dos etapas. En la primera, buscamos comprender, desde la literatura y los cambios realizados en el modelo de salud colombiano, las causas de la alta mortalidad infantil en las zonas rurales en comparación con las zonas urbanas. La segunda, es un análisis econométrico espacial de las variables de interés, donde se utiliza la base de datos CEDE de la Universidad de los Andes. Los resultados de este estudio confirman la importancia de la inclusión de efectos espaciales, lo cual es una señal de que la dinámica de salud de las poblaciones está interrelacionada. Esta interdependencia espacial corrobora la sugerencia de la literatura que propone que las políticas deben estar coordinadas y considerar poblaciones locales y vecinas. Además, las administraciones municipales deberían considerar mecanismos de interlocución, mientras trabajan con sus pares, y permitir que estos factores se incluyan en la planificación de las medidas políticas en temas de salud. Finalmente, confirmamos diferencias en áreas rurales y urbanas.

NOTAS Y RESEÑAS	
On Argentina's Currency Crisis of 2018	
RAMON AMADEO CASTILLO-PONCE Y KON LAI	225
Estructura histórica, social y política de Colombia, de Fernando Guillén Martínez	
CHRISTIAN ROBLES BÁEZ	235
Índice de evaluadores	239
Políticas éticas	249
Instrucciones para autores	252

Nota editorial

En este 2020 la revista *Lecturas de Economía* trae para nuestros lectores una nueva propuesta que el Comité Editorial y el Editor presentan tanto en la versión impresa como digital a partir de la edición número 93. Nuestra revista completa ya 40 años de historia, en los que se ha considerado como uno de los proyectos estratégicos tanto del Departamento de Economía como de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. Celebramos este aniversario agradeciendo a todos los integrantes del equipo editorial, autores y evaluadores tanto de nuestra Facultad, como de varias universidades y centros de investigación en Colombia y en el mundo que, con su apoyo y contribuciones de alta calidad y rigurosidad, permiten que nuestra revista tenga hoy un alto impacto en Colombia y Latinoamérica.

En este número, nuestros lectores de la versión impresa podrán notar el empleo de un papel más amigable con el medio ambiente, cuya elaboración requiere utilizar menos productos químicos, agua, energía y menores emisiones de gases. Así mismo, podrán percibir una impresión de mejor calidad y a color que permite apreciar mejor los resultados de las investigaciones y la exposición de las ideas. Quienes todavía tienen marcadas preferencias por el material impreso notarán pues mejoras sustanciales.

A partir de este semestre la revista también presentará cambios en su formato digital, pues se implementará el uso de una nueva versión del *Open Journal System*. Esta nueva plataforma permitirá múltiples mejoras que en un futuro de mediano plazo llevarán a un incremento en la periodicidad con la que se publica nuestra revista. También se espera que este cambio introduzca mejoras sustanciales en la apariencia de la interfaz y en los procesos editoriales que se realizan con los autores, evaluadores y lectores.

La presente edición presenta variados e interesantes trabajos de investigación. Quisiera resaltar aquí el trabajo de Adolfo Eslava y Estefanía García, quienes analizan los determinantes que llevan a los individuos a cometer trampa. Empleando un experimento, la investigación confirma la presencia de acciones deshonestas en el municipio antioqueño de Buriticá, municipio que se desarrolla económicamente en un contexto de minería aurífera y dinámicas de orden público complejas. El estudio busca a partir de la identificación de los determinantes de estas conductas, elaborar propuestas de política para reducirlas y mitigarlas.

Otro artículo que quisiera resaltar en esta nota editorial es un trabajo pionero en Latinoamérica, el cual pone a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural. La evaluación del efecto causal de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes en Colombia tales como el teatro, la danza, conciertos y el cine es la temática del trabajo que presentan Nora Espinal, Andrey Ramos y Luz Gómez. Sus hallazgos son un insumo para el diseño de políticas públicas que lleven a incrementar la participación de los hogares en la cultura, en especial en nuestro país.

Agradecemos a todos los autores y revisores por su compromiso en el proceso de publicación de este número, así como al comité editorial y al equipo de trabajo de la revista. Esperamos que esta edición sea de su interés y los invitamos a suscribirse de forma gratuita en nuestra plataforma web, o diligenciando el formulario de pago para obtener un ejemplar impreso.

CARLOS ANDRÉS VASCO CORREA¹
EDITOR

1 Profesor Asistente, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia.

El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes de la honestidad en Buriticá, Colombia

Adolfo Eslava y Estefanía García-Luna

Adolfo Eslava y Estefanía García-Luna

El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes de la honestidad en Buriticá, Colombia

Resumen: *La trampa es una acción recurrente en el comportamiento de los individuos y produce altos costos en la sociedad. Esto ha motivado su estudio reciente dentro de la economía y otras ciencias sociales, con el fin de encontrar los factores que inciden en ella y así tratar de mitigar sus efectos. Con este objetivo, la presente investigación estudia la disposición a la trampa en el municipio de Buriticá (Antioquia, Colombia) a través de un experimento económico que confirma la presencia de acciones deshonestas en las decisiones de los participantes; además, se hace un análisis de los determinantes de la misma a través de un probit ordenado. El estudio revela que existe una relación entre las decisiones de los individuos y el contexto en el que se desenvuelven, por lo que factores como la percepción de riqueza, la confianza institucional y la victimización son determinantes. Esta investigación contribuye así a los estudios previos sobre la toma de decisiones económicas, los cuales contradicen el modelo clásico de la maximización de beneficios.*

Palabras clave: *comportamiento; honestidad; trampa; experimentos.*

Clasificación JEL: *D01, D73, C93.*

Context dependent cheating: experimental analysis of the determinants of honesty in Buriticá, Colombia

Abstract: *Cheating is a regular action in people's behavior which produces high costs in society. For this reason, studies on cheating have been motivated in economics and other social sciences. In general, there is an aim to explain which factors are determinants of cheating in order to know how to mitigate its effects. In this context, this research studies the willingness to cheat in Buriticá (Antioquia) through an economic field experiment that confirms the presence of dishonesty in the participant's decisions. In addition, an analysis of the determinants of cheating is made through an Ordered Probit where a causal relation is found between people's decisions and the context they live in—their perception of wealth, institutional trust and victimization—thus contributing to previous studies on economic decision making that contradict the classical model of maximizing benefits.*

Keywords: *behavior; honesty; cheating; experiments.*

JEL Classification: *D01, D73, C93.*

Le contexte de la tricherie: analyse expérimentale des déterminants de l'honnêteté à Buriticá, Colombie

Résumé: *La triche est une action récurrente dans le comportement des individus et elle génère des coûts élevés dans la société. Cela a motivé sa récente étude au sein de l'économie et d'autres sciences sociales, afin de trouver ses incitations et ainsi essayer d'atténuer ses effets. Dans cet objectif, la présente enquête étudie la disposition à tricher dans la municipalité de Buriticá (Antioquia, Colombie), à travers une expérimentation économique qui confirme la présence d'actions malhonnêtes dans les décisions des participants. En outre, une analyse des déterminants d'actions malhonnêtes est effectuée au moyen d'un modèle probit ordonné. L'étude révèle qu'il existe une relation entre les décisions des individus et le contexte dans lequel ils opèrent, de sorte que des facteurs tels que la perception de la richesse, la confiance institutionnelle et la victimisation sont décisifs. Cette recherche contribue ainsi à des études antérieures sur la prise des décisions économiques qui contredisent le modèle classique de la maximisation du profit.*

Mots clés: *comportement; l'honnêteté; tricherie; expérimentation.*

Classification JEL: *D01, D73, C93.*

El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes de la honestidad en Buriticá, Colombia*

Adolfo Eslava ^a y Estefanía García-Luna ^b

–Introducción. –I. Marco teórico. –II. Metodología. –III. Resultados. –Conclusiones.
–Anexos. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n92a01

Primera versión recibida el 24 de agosto de 2018; versión final aceptada el 11 de junio de 2019

Introducción

La trampa, los actos deshonestos y los actos al margen de la ley se observan como una constante de la vida cotidiana en diferentes lugares y escenarios (Buccioli & Piovesan, 2008). Más allá de las implicaciones de estas decisiones en la vida de los individuos que las toman, los actos deshonestos son altamente costosos para la sociedad (Mazar & Ariely, 2006).

En particular, la minería aurífera en Colombia se ha caracterizado por contar con una tradición de explotación informal que configura escenarios al margen de la ley; sin embargo, a pesar de los problemas que se generan en los territorios, existe un capital social (atributos de comunidad) que permite a la comunidad hacerles frente (Eslava, 2014).

El municipio antioqueño de Buriticá ha sufrido cambios en sus dinámicas como consecuencia de la reciente explotación minera. A pesar de no poseer

* Artículo derivado de la investigación “Gobernanza de la Minería Aurífera en Buriticá. Comprender microfundamentos comunitarios” de la Universidad EAFIT y cofinanciado por la Fundación Proantioquia.

^a *Adolfo Eslava*: profesor titular, Departamento de Gobierno y Ciencias Políticas, Universidad EAFIT, Colombia. Dirección electrónica: aeslava@eafit.edu.co
<https://orcid.org/0000-0003-2213-0765>

^b *Estefanía García-Luna*: auxiliar de investigación, Departamento de Gobierno y Ciencias Políticas, Universidad EAFIT, Colombia. Dirección electrónica: egarcia5@eafit.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-2296-6071>

cifras oficiales, se estima que la población flotante en el municipio se duplicó a causa de los mineros no legalizados que migraron en búsqueda de oportunidades (Tamayo, 2017).

La vocación económica del municipio, que ha sido principalmente agrícola, incluye ahora la minería, ejercida por informales, actores ilegales y por la empresa que posee la licencia de explotación: la multinacional canadiense Continental Gold (Silva, 2015). Lo anterior, sumado a las condiciones socioeconómicas de las cuales dan cuenta los bajos indicadores de desempeño municipal (DNP, 2016) y los altos índices de pobreza (70,3 % de la población con necesidades básicas insatisfechas —DANE, 2005—) exponen algunos problemas en los que el municipio se ve envuelto.

Frente a este contexto, la comunidad, como sujeto activo que establece instituciones y puede generar dinámicas productivas o destructivas (Ostrom, 2013), cuenta con atributos propios para afrontar los retos. No indagar por estos atributos y sus determinantes entorpece la aplicación de incentivos que promuevan comportamientos beneficiosos para la comunidad.

Más que pensar en las soluciones que se pueden tomar desde el gobierno, “es necesario reconocer y comprender la microinstitucionalidad que caracteriza la vida cotidiana de las personas que habitan los territorios mineros” (Eslava, 2014). Para responder a esta necesidad de estudio, se resalta la obligación que tiene la economía de estudiar y entender cualquier tipo de decisión humana (Sala i Martín, 2016).

Ser honestos, como acción opuesta a la trampa, se reconoce como un comportamiento que elimina altos costos sociales (Ibáñez & Vásquez, 2014) y que, por ende, puede generar consecuencias favorables para los habitantes del municipio. Por esta razón, se pretende aquí estudiar el comportamiento de los buritiqueños, a través de un experimento económico que analiza la honestidad y su relación con hechos victimizantes y características prosociales.

A continuación, se realiza una revisión de los fundamentos teóricos de la economía del comportamiento, dentro de los que se reconoce el papel de la honestidad; se presenta también la metodología usada para su medición en el municipio de Buriticá y se plantea una discusión sobre los resultados del experimento.

I. Marco teórico

En la economía del comportamiento se reconoce la honestidad como un factor importante en diferentes escenarios: en el económico, es relevante la forma en la que los agentes reportan sus ingresos al pagar o evadir impuestos se hace relevante para las autoridades; en el político, los votantes le dan importancia a la probabilidad de que alguien que llegue al poder se vuelva corrupto; y en general, en cualquier escenario, la capacidad de evaluar con precisión la probabilidad de mentir de los demás es crucial para tomar buenas decisiones (Fischbacher & Heusi, 2008).

La importancia del comportamiento deshonesto se ha abordado en diferentes contextos: académicos, de relaciones amorosas, económicos, entre otros (Azar, Yosef & Bar-Eli, 2013). En economía, la deshonestidad se ha abordado ampliamente a nivel institucional (corrupción), pero, recientemente ha tomado protagonismo el análisis de este tipo de cualidades y acciones a nivel individual (Pascual-Ezama et al., 2015).

Con la introducción de un hombre con racionalidad limitada en la economía conductual, se confirma la importancia de un análisis que evalúe los determinantes del comportamiento del hombre y busque promover aquellos que lleven a un bienestar social en el largo plazo. De allí que la forma de abordar este objetivo sea a través de las políticas públicas, pues estas tienen entre sus finalidades facilitar el desarrollo de instituciones a través de intervenciones diseñadas y teniendo en cuenta las capacidades existentes en la comunidad, o ayudar a construir esa capacidad antes de intervenir (Ostrom, 2013).

Los actos deshonestos producen recompensas en el corto plazo a quienes los cometen (Blanco & Cárdenas, 2015), y a pesar de las leyes existentes para desincentivar estos comportamientos, la teoría económica define que las personas simplemente mienten cuando tienen la oportunidad de hacerlo, aunque solo hasta cierto punto; esto es, un nivel que varía para cada individuo (Ibáñez & Vásquez, 2014).

En el modelo estándar de la economía racional se forma la creencia de que las personas llevan a cabo actos deshonestos de forma consciente y deliberada,

haciendo un balance entre los beneficios externos que se pueden obtener y los costos del acto deshonesto (Mazar, Amin & Ariely, 2008). Desde la perspectiva del *Homo Economicus* se asume que el individuo sabe lo que quiere y, de esta forma, es capaz de comportarse de modo que sus decisiones le generen mayores utilidades (Mazar & Ariely, 2006). Esto implicaría que las decisiones relativas a la honestidad son como cualquier otra decisión de los individuos. Es más, como afirman Mazar y Ariely (2006), desde esta perspectiva, los esfuerzos para limitar acciones como la trampa y el fraude se han hecho desde la ley, pues se asume que la única forma de progresar en ello es aumentar los costos y restringir los beneficios de los actos deshonestos.

En contraste, la psicología asume que las personas se interesan también por sus recompensas internas, ya que quieren mantener un buen concepto de sí mismas. Como lo exponen Nina Mazar y Dan Ariely (2006), esta visión se apoya en otras ciencias como la sociología, la antropología, y la economía experimental y del comportamiento, en las cuales se asegura que este mecanismo de recompensa interno hace que la forma en que las personas se comportan muestre reciprocidad y altruismo cuando se enfrentan a dilemas sociales.

Se crea entonces una dicotomía entre las ganancias de la trampa, por un lado, y la conservación de un concepto positivo de sí mismo, por otro lado. Adicionalmente, se debe agregar otra variable en la ecuación de los incentivos para hacer o dejar de hacer trampa: el reconocimiento social.

Las personas, en la mayoría de las sociedades, valoran la honestidad (Mazar et al., 2008). Así, cuando existen espectadores que pueden detectar y castigar el comportamiento inmoral, este se puede deteriorar, y dada la preocupación por la forma en que los demás nos perciben, la forma de actuar puede cambiar para mantener una imagen social (Azar et al., 2013).

Cabe aquí preguntar por qué comportarse de acuerdo con esa regla social. Una regla separa los comportamientos posibles en dos grupos: los que están conformes a ella o contrarios a ella. Con base en esto, y en lo descrito en los párrafos anteriores, existen tres tipos de regulación que contribuyen al análisis cualitativo de los determinantes de la honestidad: legal, moral y cultural (Mockus, 1999). Esta trilogía regulativa hace que las personas se comporten

como anfibios culturales que se mueven discrecionalmente en los ambientes institucional, personal y social.

Las ideas anteriores exponen entonces cómo las preferencias a la hora de tomar decisiones económicas no son exógenas. Contrario a lo que plantea el modelo clásico de la economía, estas preferencias se forman por las interacciones sociales y económicas (Henrich et al., 2001). Esta es la razón por la cual en el ejercicio experimental aquí propuesto se evalúan la prosocialidad —entendida como aquellas acciones que, si se practican con frecuencia, mejoran el bienestar promedio de una comunidad (Bowles & Gintis, 1997)— y la victimización —que hace referencia a qué tanto las personas han sido víctimas de delitos contra la integridad, la propiedad o la vida (Velásquez et al., 2012)—. Para esto se tiene en cuenta el trabajo elaborado en Oro como Fortuna (2014), donde estas variables resultan determinantes al evaluar las preferencias de los individuos.

De lo anterior se desprende que, algunas recomendaciones de política pública dependan del análisis de las causas de la trampa para ser acertadas y disminuir los comportamientos deshonestos. Este análisis tiene consecuencias para los fenómenos económicos, en casos como el diseño óptimo de instancias y contratos, la asignación de derechos de propiedad y las condiciones para una acción colectiva exitosa (Henrich et al., 2001).

Sea que la causa principal de la deshonestidad se dé por los bajos costos externos y los altos beneficios, o por los vacíos en las normas sociales que resulten en un mecanismo de recompensa interna débil (Mazar et al., 2008), es necesario entender estos rasgos comunitarios para establecer decisiones públicas que puedan abarcar la acción colectiva. Además, “comprender las motivaciones de una persona —altruismo, reciprocidad, aversión a la desigualdad y el interés personal— es esencial para poder predecir cómo se comportarán al ser empleados, miembros de una familia, guardianes del medio ambiente y ciudadanos” (CORE, 2017).

Para entender dicho comportamiento económico e indagar por las preferencias de los individuos, los experimentos conductuales se han convertido en protagonistas, ya que las decisiones que se toman en ellos tienen instrucciones, reglas comunes a todos los participantes, incentivos y

consecuencias, además pueden ser replicados en diferentes situaciones: “Esto significa que cuando las personas se comportan de manera diferente en el experimento, es probable que se deba a diferencias en sus preferencias, no a la situación que cada persona enfrenta” (CORE, 2017, 4.8).

Es evidente entonces la pertinencia de los experimentos económicos para estudiar la honestidad, entendida como atributo opuesto a la tendencia a la trampa, la cual permite reducir incertidumbre y costos de transacción en las interacciones cotidianas, para ello es necesaria la evaluación de sus determinantes como insumo a la literatura estudiada.

II. Metodología

Para el estudio de los determinantes de la honestidad en Buriticá, se realizó un experimento de laboratorio en campo con el objetivo de recolectar los datos que permiten la medición de la probabilidad que tienen los participantes de hacer trampa o comportarse de forma honesta (véase Anexo 1).

Es pertinente resaltar que el experimento brinda ventajas como el hecho de que se pueden capturar preferencias individuales basadas en el comportamiento observado y no en la percepción, dado que existen incentivos monetarios (Eslava, 2014).

Este experimento —que consiste en reportar de forma privada el resultado que se obtiene al lanzar un dado, a cambio de una recompensa que será mayor mientras más alto sea el valor declarado— es réplica de los experimentos que se han llevado a cabo en los últimos años para medir la honestidad, los cuales tienen como base la economía experimental y las ciencias del comportamiento (Blanco & Cárdenas, 2015; Eslava, 2014; Fischbacher & Heusi, 2008; Ibáñez & Vásquez, 2014; Pascual-Ezama et al., 2015). Además, en esta investigación se incluye una encuesta posjuego de la cual se desprende la información con la que se elabora el modelo econométrico (véase Anexo 2).

A partir de los datos recopilados, se realiza un análisis de la distribución de los resultados reportados al lanzar el dado, para así compararla con la distribución uniforme que se debería obtener bajo el supuesto de honestidad.

De esta forma se evalúa la existencia de una tendencia a la trampa dentro de los participantes (Ibañez & Vásquez, 2014; Blanco & Cárdenas, 2015), pues se espera que en un escenario como este, en el que no hay sanciones, los participantes maximicen sus ganancias y reporten el valor que más utilidad monetaria les genere sin importar el resultado del lanzamiento.

Con la frecuencia de los lanzamientos y los datos recogidos en la encuesta posjuego, se plantea un modelo donde la variable dependiente corresponde a la probabilidad de reportar cada valor del dado. Así, se determina la probabilidad de reportar cada valor a partir de las variables del contexto y los atributos de los participantes (Cohn, Maréchal & Noll, 2015; Ibañez & Vásquez, 2014).

A diferencia de los autores mencionados, que usan un modelo de regresión lineal (mínimos cuadrados ordinarios) para el análisis de la variable dependiente, se propone un modelo probit ordenado, porque este responde a la necesidad de plantear las probabilidades frente a seis categorías específicas, a saber, los seis valores que se pueden reportar sumando los puntos de las caras de los dados. También se usa este método para minimizar el riesgo del uso de modelos de probabilidad lineal que engloban una naturaleza heterocedástica, que pueden arrojar resultados de probabilidades que no se encuentran acotados entre 0 y 1, y que, además, consideran efectos marginales constantes (Wooldridge, 2009).

El modelo a estimar se representa de la siguiente forma:

$$Pr(\mathbf{T}) = \alpha + \beta \textit{Victimizacion} + \gamma \textit{Prosocialidad} + \delta \textit{Socioeconomicas} + \varepsilon \quad (1)$$

Así, a través del probit ordenado, se determinará cómo la victimización y los atributos prosociales influyen en la probabilidad de reportar un valor específico del dado, $Pr(\mathbf{T})$.

La variable victimización (*Victimizacion*) es tratada como una *dummie* para aquellos hechos más representativos, a saber: hurto y desaparición de un familiar.

Los atributos prosociales (*Prosocialidad*) se identifican a través de la confianza que los participantes dicen tener en la Policía Nacional, medida en una escala de 1 a 4 (donde 1 es “nada”, 2 es “poco”, 3 es “algo” y 4 es “mucho”), y a través de la pertenencia a un grupo comunitario debido a la ausencia del Estado en el municipio, tratada como una *dummie*.

Se incluye también como regresor el nivel de pobreza (*Socioeconomicas*) estudiado a través de la percepción propia de pobreza que se marca en una escala de 1 a 10, donde 1 significa el nivel más alto de pobreza y 10 el nivel más alto de riqueza.

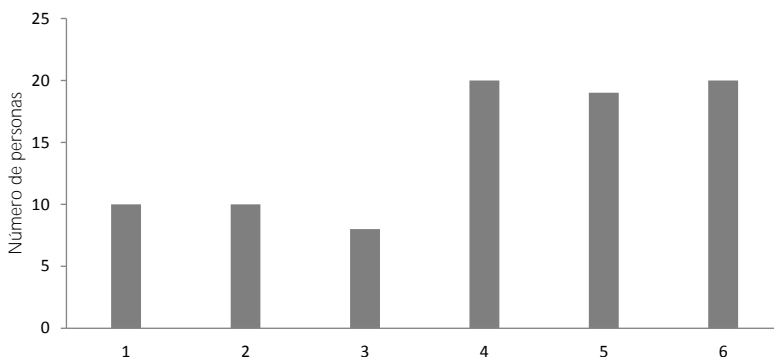
III. Resultados

La metodología descrita fue aplicada en cinco sesiones, cada una de las cuales contó con la participación de 17 personas en promedio, representantes de los actores relevantes en los procesos sociales del municipio.

A continuación, se da cuenta de las características sociodemográficas de los participantes en cada una de las sesiones (véase Tabla 1).

Frente a los resultados reportados por los participantes del experimento, se encuentra una distribución con una mayor frecuencia de los valores 4, 5 y 6, como se muestra a en la Figura 1.

Figura 1. Frecuencia de valores reportados en el experimento



Fuente: elaboración propia.

Tabla 1. *Características sociodemográficas*

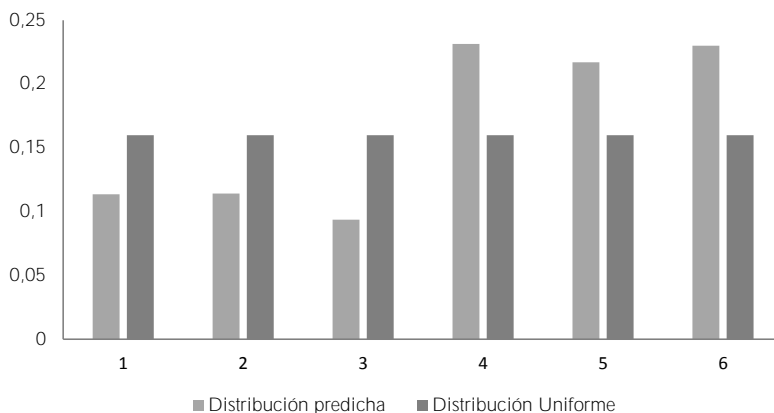
Sesión	1	2	3	4	5	Total
Participantes	18	19	18	16	16	87
Edad						
14-30	39 %	26 %	28 %	13 %	25 %	38 %
31-50	28 %	32 %	28 %	63 %	56 %	47 %
51-77	33 %	42 %	44 %	25 %	19 %	15 %
Género						
Femenino	67 %	42 %	67 %	50 %	69 %	59 %
Masculino	33 %	58 %	33 %	50 %	31 %	41 %
Escolaridad						
Inferior a primaria	11 %	0 %	39 %	0 %	0 %	10 %
Primaria completa	33 %	11 %	33 %	13 %	0 %	18 %
Secundaria completa	17 %	47 %	0 %	0 %	0 %	14 %
Técnico/Tecnólogo	28 %	32 %	17 %	31 %	6 %	23 %
Profesional	11 %	11 %	6 %	44 %	44 %	22 %
Postgrado	0 %	0 %	6 %	13 %	50 %	13 %
Distribución de ingresos						
Ingresos suficientes sin dificultades	5 %	11 %	17 %	13 %	37 %	16 %
Ingresos suficientes y con dificultades	50 %	47 %	17 %	50 %	63 %	45 %
Ingreso no suficiente y con dificultades	28 %	42 %	33 %	31 %	0 %	28 %
Ingreso no suficiente y con grandes dificultades	17 %	0 %	33 %	6 %	0 %	11 %
Autopercepción de pobreza	4	6	3	5	7	5

Fuente: elaboración propia.

Si bien los datos fueron recolectados en sesiones diferentes, el análisis econométrico se elabora sobre el agregado de los resultados que se

muestra en la Figura 1. De esta forma, al evaluar las probabilidades de reportar cada número, a través de una prueba de Kolmogorov-Smirnov, con un valor significativo al 1 %, se encuentra que la distribución de la probabilidad predicha de que los jugadores reporten cada número no corresponde a la distribución que se obtendría bajo el supuesto de honestidad (véase Figura 2).

Figura 2. Probabilidades predichas vs Probabilidad uniforme



Fuente: elaboración propia.

A pesar de la distribución encontrada (en la que se evidencia una maximización en las ganancias de los jugadores, obtenidas al reportarse de forma más alta los valores 4, 5 y 6), la existencia de la frecuencia de los valores 1, 2 y 3 se puede interpretar como un hecho que da cuenta de un nivel bajo de trampa, si se considera que en este tipo de experimentos no existe una sanción frente a los valores reportados y que cada participante cuenta con privacidad y anonimato (Ariely, 2012; Eslava, 2014).

Se evidencia también un balance entre las perspectivas económicas y las comportamentales mencionadas, lo que contradice el supuesto racional de la maximización de las ganancias al reportar el valor más alto (6), pues los valores 4 y 5 contaron con una alta frecuencia. De esta manera se hace “un poco” de trampa y se obtiene un beneficio de ello, pero se mantiene una imagen positiva de sí mismo (Ariely, 2012).

A continuación, se presentan los resultados obtenidos a través del probit ordenado con los efectos marginales calculados para cada número reportado, esto es, el efecto sobre la probabilidad de observar las variables ordenadas (véase Tabla 2).

Tabla 2. Resultados del modelo probit ordenado

	Variable dependiente: número reportado						
	Coeficiente estimado	Efectos marginales					
		1	2	3	4	5	6
Desaparición de un familiar	-0,68* (0,37)	0,15 (0,11)	0,07* (0,04)	0,02** (0,01)	-0,01 (0,03)	-0,09 (0,06)	-0,15** (0,06)
Hurto	0,51* (0,29)	-0,06* (0,03)	-0,05* (0,03)	-0,03 (0,02)	-0,03 (0,03)	0,03** (0,02)	0,16 (0,10)
Confianza en la Policía Nacional	-0,23* (0,12)	0,03* (0,02)	0,02* (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,25 (0,01)	-0,06* (0,03)
Estado no sirve	-0,63* (0,34)	0,13 (0,09)	0,07* (0,04)	0,03** (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,08 (0,05)	-0,14** (0,06)
Escala de pobreza	-0,15*** (0,05)	0,02** (0,01)	0,01** (0,01)	0,01** (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01** (0,01)	-0,04*** (0,01)
Pseudo R^2	0,05						

Nota: ***Significativo al 1 %, **Significativo al 5 %, *Significativo al 10 %.

Fuente: elaboración propia.

De esta forma, se observa que ser víctima de hurto se relaciona de forma positiva con reportar valores más altos en el juego (5 y 6), pues la probabilidad de reportar un valor mayor aumenta 0,03 y 0,16 puntos porcentuales respectivamente. Por otro lado, sufrir la desaparición de un familiar disminuye la probabilidad de reportar estos mismos valores en 0,09 y 0,15 puntos porcentuales.

Esto da cuenta de la importancia de marcar diferencias entre los tipos de victimización, pues se muestra cómo la relación con la variable dependiente no es igual para ambos casos. Una explicación a esto la dan autores como Russo y Roccató (2010) o Bar-Tal (2007), quienes resaltan la diferencia de los efectos de la victimización indirecta y directa, siendo esta última la que más influye en la capacidad de reacción y el comportamiento de quienes la padecen.

Continuando con los datos obtenidos, frente a las variables prosociales, se tiene que mientras se declare una mayor confianza en la Policía Nacional, la probabilidad de reportar valores altos, como el 5, disminuye en 25 puntos porcentuales. Igualmente ocurre con el hecho de ser parte de un grupo comunitario debido a la poca presencia del Estado en el municipio, pues también disminuye la probabilidad de reportar los valores altos, 4, 5 y 6, en un 1 %, 8 % y 14 %, respectivamente.

Este último grupo de variables da cuenta de la importancia de la fortaleza institucional dentro del municipio, aún más cuando la honestidad se considera como un factor particularmente importante en un ambiente con una baja institucionalidad (Hugh-Jones, 2015).

Por último, con una alta significancia, se encuentra que el valor de la escala de pobreza, esto es, la autopercepción de las personas de su condición de pobreza o riqueza, impacta en el valor reportado de forma negativa. Las personas que consideran tienen mayor riqueza, tienen una probabilidad de 0,01 y 0,04 puntos porcentuales menor de reportar los valores más altos.

Conclusiones

Los resultados encontrados en este trabajo son ejemplo de la relación que existe entre el contexto en el que se desenvuelven las personas y la toma de decisiones de los individuos. Así como lo explican las diferentes ciencias del comportamiento, no solo se actúa pensando en la maximización de los beneficios propios, sino que en las decisiones y acciones individuales también se consideran el contexto y a los demás.

La honestidad, desde los hallazgos presentados, se determina en gran medida por la confianza en las instituciones. Bajo el reconocimiento de este atributo de comunidad como insumo para mejorar las dinámicas en el municipio de Buriticá, se señala la pertinencia del fortalecimiento de dicha confianza, dado que cuando las instituciones se perciben como débiles, es menos probable que las personas se adapten a ellas o las sigan (Vetter, Houser & Winter, 2012).

Se resalta, además, que este artículo contribuye a la literatura estudiada dado el contexto concreto donde se realiza el experimento, pues es un escenario donde predominan fenómenos de desafección política, y se condenan las relaciones entre habitantes a que estén permeadas por la trampa; sin embargo, se descubre que, aún en este contexto, puede haber honestidad. La contribución entonces no es teórica, se trata de la aplicación de herramientas a un contexto local que requiere ser comprendido desde las diferentes posibilidades que ofrece la literatura.

Si bien los resultados se corresponden con los estudios analizados y esto favorece la robustez de los hallazgos, se deja abierta la discusión sobre el estudio, bajo el modelo experimental, de los determinantes de la honestidad en la economía. Es pertinente continuar indagando por la relación que presenta la tendencia a la honestidad con la victimización, la confianza en las instituciones y las características socioeconómicas de los individuos, esto, para avanzar en la comprensión de la incidencia del contexto en las decisiones individuales que pueden favorecer el bienestar social.

Anexo 1. Protocolo del ejercicio experimental

Por medio del presente texto se busca brindar a los miembros del proyecto las herramientas conceptuales y metodológicas necesarias para llevar a cabo de forma eficiente el experimento económico. A partir del cumplimiento de lo estipulado aquí, se dotará de robustez a la recolección de datos en campo y además se posibilitará un desarrollo consistente y ordenado de las jornadas.

Durante las cinco sesiones experimentales se convocan máximo 30 personas de diferentes grupos representativos para la toma de decisiones

en el municipio, estos son: funcionarios públicos, mineros en proceso de formalización, personas de veredas mineras, trabajadores de la empresa minera y personas de la zona urbana del municipio.

En el momento de la llegada de los participantes a cada sesión, estos se dirigirán a la mesa de registro donde se tomarán los siguientes datos: nombre, documento de identidad y teléfono.

Después de este primer registro, otro miembro del equipo se encontrará diligenciando el formato prejugado en el que se preguntan los siguientes datos: edad, último nivel educativo cursado y sexo. En este punto se les entregará un ficho con el número de jugador asignado y el lapicero con el cual llenarán los formatos.

Luego de 20 minutos de espera y después de haber diligenciado los anteriores datos, se procede a comenzar la actividad.

Se inicia mencionando que este tipo de ejercicios no tienen una forma correcta de resolverse. Son juegos de toma de decisiones, en los cuales es fundamental que los participantes se sientan libres de decidir. Se les explica que, según la decisión que tomen durante la jornada, podrán recibir un monto de dinero en efectivo, de allí la importancia de que presten atención y piensen muy bien lo que van a decidir, ya que de dichas decisiones dependerán sus ganancias.

Se aclara también que la información que proporcionen para el estudio será confidencial y su uso está destinado a fines académicos. Tanto su nombre como número de identificación serán omitidos en cualquier informe o reporte que surja del estudio. Para ello, se solicita que no muestren el número de jugador asignado a las demás personas y que mantenga las hojas que se les dan boca abajo hasta que se indique lo contrario.

Los participantes deben saber que en cualquier momento pueden retirarse del ejercicio, sin embargo, el dinero solo pagará al final de la sesión y dependerá de completar tanto el ejercicio como la encuesta posjuego.

Ante cualquier duda que se presente durante el ejercicio, se les explicará las veces que lo requieran. Las preguntas que tengan una relación con los ejercicios serán expresadas y resueltas en voz alta, esto con el fin de que

todos los participantes tengan la misma información a la hora de tomar sus decisiones.

Después de que se brinda la información anterior, y para asegurar que los jugadores quieren hacer parte del estudio, se les entrega un consentimiento informado. Esta hoja cuenta con la firma del coordinador de los ejercicios; esta firma garantiza la comodidad del participante y la seguridad de que la información que brindamos es cierta y será manejada con la discreción que ella requiere. Luego, se recoge el consentimiento y se da inicio al experimento.

A continuación, cada jugador recibe un vaso, un dado de seis caras y una hoja. El jugador debe lanzar el dado dentro del vaso una única vez. Después de lanzarlo, deberán observar por medio del agujero localizado en la tapa del vaso el valor obtenido. Únicamente el jugador verá el resultado de su lanzamiento, el cual deberá escribir en la hoja que se le entrega.

El pago de este ejercicio resulta del valor que arroje el dado multiplicado por \$3.000. Así, por ejemplo, si el dado arroja el número 1, el participante se llevaría $1 * \$3.000 = \3.000 , y si el dado arroja el número 6, usted se llevaría $6 * \$3.000 = \18.000 .

Se debe recordar nuevamente que el resultado del lanzamiento del dado es secreto y que solo lo verá el jugador que lo lanza; una vez realice el lanzamiento, debe reportar dicho resultado en la hoja entregada.

Los materiales serán recogidos y se les entregará la encuesta posjuego para que sea diligenciada. Mientras tanto, un miembro del equipo calcula las ganancias secretas que serán entregadas a cada jugador en un sobre cerrado cuando finalicen la encuesta.

Anexo 2. Encuesta posjuego

Número de sesión _____

Número de jugador _____

1. ¿Hace cuántos años vive en este municipio? _____

2. Imagínese una escalera de 10 peldaños, en que en el “1” se ubican los hogares más pobres de su municipio y en el “10” se ubican los hogares con mayor riqueza de su municipio, ¿dónde se ubicaría su hogar?

Muy pobre					Muy rico				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

3. Su salario, y el ingreso total de su familia, ¿le permite cubrir todas sus necesidades de forma satisfactoria? ¿Cómo define esta situación? Seleccione una de las siguientes opciones:

- Es más que suficiente y le alcanza para ahorrar
 Es suficiente y no tiene grandes dificultades
 No es suficiente y tiene dificultades
 No es suficiente y tiene grandes dificultades

4. ¿Ha sido víctima de algunos de los siguientes delitos?

- Hurto
 Desplazamiento forzado
 Homicidio de un familiar
 Desaparición forzada de un familiar
 Agresión física
 Violencia sexual
 Secuestro
 Daño a su propiedad
 Extorsión
 Tortura
 Ninguno

_____ Otro

5. Después de leer todas las opciones, marque las tres problemáticas que considera son prioridades para el municipio de Buriticá.

- Contaminación ambiental

- Corrupción
 - Desconfianza
 - Desempleo
 - Desigualdad
 - Inequidad de género
 - Inseguridad
 - Minería ilegal
 - Poca participación ciudadana
 - Poca presencia del Estado
 - Presencia de forasteros
6. ¿Participa en alguno de los siguientes grupos u organizaciones?
- De caridad (no como beneficiario)
 - Organización Comunitaria o de barrio/vereda
 - Religiosa
 - Instancias de participación del Estado
 - Organización étnica
 - Cultural o deportiva
 - Asociaciones de padres de familia
 - Sindicato, cooperativa de trabajo o agremiación de productores
 - Movimiento o partido político
 - Ninguno
- _____ Otro
7. Entre las siguientes tres opciones, ¿cuál considera es la principal razón que lo motiva a participar en el grupo u organización?
- Como ciudadano es un deber participar, es interesante y genera satisfacción
 - El Estado no ha servido para solucionar problemas, por lo tanto, es necesario participar
 - Para recibir beneficios personales o reconocimiento social

8. En términos generales, ¿diría usted que se puede confiar en la mayoría de las personas o que es necesario ser muy cuidadoso al tratar con la gente?

___ Se puede confiar en la mayoría de las personas.

___ Es necesario ser cuidadoso al tratar con la gente.

9. ¿Cuánto confía en los siguientes grupos?

	Mucho	Algo	Poco	Nada
Su familia				
Sus vecinos				
Su comunidad				
Líderes sociales				
Grupos ilegales				
Gente que conoce por primera vez				

10. Si en un juego de moneda de “cara y sello” se ganara \$100.000 y se le propusiera seguir jugando qué haría:

___ Se queda con los \$100.000 y no juega más

___ Arriesga los \$100.000, buscando ganar otros \$100.000, pero con el riesgo de perderlo todo si no acierta en la nueva ronda.

11. ¿Cuánto confía en las siguientes instituciones?

	Mucho	Algo	Poco	Nada	NS/NR
Ejército					
Sistema Judicial					
Gobierno Nacional					
Concejo Municipal					
Gobernación					
Policía Nacional					
Iglesia Católica					
Presidente					
Alcaldía					
Universidades					
Fiscalía General					
Organizaciones Sociales					
Juntas de acción comunal					
EPM					
Continental Gold					

12. ¿Entendió las instrucciones de las actividades? Sí ____ No ____
13. ¿Qué motivó las decisiones en los juegos?
- ___ Beneficio propio
 - ___ Beneficio del grupo
 - ___ Confianza en los demás
 - ___ Incertidumbre
 - ___ Emociones

Referencias

- Ariely, D. (2012). *The Honest Truth about Dishonesty*. New York: Harper Collins.
- Azar, O. H., Yosef, S. & Bar-Eli, M. (2013). Do costumers return excessive change in a restaurant? A field experiment on dishonesty. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 93. Recuperado de: http://houdek.petr.cz/data/public_html/papers/Azar%20et%20al%202013.pdf
- Bar-Tal, D. (2007). Sociopsychological Foundations of Intractable Conflicts. *American Behavioral Scientist*, 50(11). Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/258095712_Intractable_conflicts_Socio-psychological_foundations_and_dynamics
- Blanco, M. & Cárdenas, J. C. (2015). *Honesty after a labor relationship* (Serie documentos de trabajo No.182). Recuperado de la Universidad del Rosario: <http://repository.urosario.edu.co/bitstream/handle/10336/11303/dt182.pdf?sequence=3&isAllowed=y>
- Buccioli, A. & Piovesan, M. (2008). Luck or Cheating? A Field Experiment on Honesty with Children. *Journal of Economic Psychology*, 32(1), 73-78. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0167487010001352>
- Bowles, S. & Gintis, H. (1998). The moral economy of communities: Structured populations and the evolution of pro-social norms. *Evolution and Human Behavior*, 19(1), 3-25.

Eslava y García-Luna: El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes...

Cohn, A., Maréchal, M. A. & Noll, T. (2015). *Bad boys: How criminal identity salience affects rule violation* (Working paper No.132). Recuperado de Universidad de Zurich: <http://www.econ.uzh.ch/static/wp/econwp132.pdf>

CORE (2017). *A combination of self-interest, a regard for the wellbeing of others, and appropriate institutions can yield desirable social outcomes when people interact*. Recuperado de: <http://www.core-econ.org/the-economy/book/text/04.html>

Departamento Nacional de Estadísticas (2005). Necesidades Básicas Insatisfechas - desagregada. Recuperado de: <http://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/pobreza-y-condiciones-de-vida/necesidades-basicas-insatisfechas-nbi>

Departamento Nacional de Planeación (2016). *Fichas territoriales: Buriticá*. Recuperado de: <https://terridata.dnp.gov.co/index-app.html#/perfiles/05113>

Eslava, A. (Ed.) (2014). *Oro como fortuna. Instituciones, capital social y gobernanza de la minería aurífera colombiana*. Medellín: Universidad EAFIT, Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación (COLCIENCIAS).

Fischbacher, U. & Heusi, F. (2008). *Lies in disguise: an experimental study on cheating* (Research Paper Series No. 40). Recuperado de Thurgau Institute of Economics and Department of Economics at the University of Konstanz: <https://pdfs.semanticscholar.org/228f/b7abf00354659cd51075bc6795ad67f64dfa.pdf>

Henrich, J., Boyd, R., Bowles, S., Camerer, C., Fehr, E., Gintis, H. & McElreath, R. (2001). In Search of Homo Economicus: Behavioral Experiments in 15 Small-Scale Societies. *The American Economic Review*, 91(2), 73-78. Recuperado de: <http://pricetheory.uchicago.edu/levitt/Papers/HeinrichBoyd2001.pdf>

- Hugh-Jones, D. (2016). Honesty and beliefs about honesty in 15 countries. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 127, 99-114. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016726811630052X>
- Ibáñez, M. & Vásquez, J. (2014). How alternative development spills-over into more honest communities: An experimental approach in Colombia. En *Beyond punishment: Achieving sustainable compliance with the law. The case of coca-reducing policies in Colombia* (Tesis doctoral, Georg-August-Universität Göttingen). Recuperado de: <https://bit.ly/30uAZkA>
- Mazar, N. & Ariely, D. (2006). Dishonesty in everyday life and its policy implications. *Journal of Public Policy & Marketing*, 25(1), 117-126. Recuperado de: https://www-2.rotman.utoronto.ca/facbios/file/Mazar_JPPM_2006.pdf
- Mazar, N., Amir, O. & Ariely, D. (2008). The dishonesty of honest people: a theory of self-concept maintenance. *Journal of Marketing Research*, XLV(6), 633-644. Recuperado de: <http://people.duke.edu/~dandan/webfiles/PapersPI/Dishonesty%20of%20Honest%20People.pdf>
- Mockus, A. (1999). *Armonizar ley, moral y cultura: Cultura ciudadana, prioridad de gobierno con resultados en prevención y control de violencia en Bogotá, 1995-1997*. Recuperado de: <https://publications.iadb.org/es/publicacion/15999/armonizar-ley-moral-y-cultura-cultura-ciudadana-prioridad-de-gobierno-con>
- Ostrom, E. (2013). Más allá de los mercados y los Estados: Gobernanza policéntrica de sistemas económicos complejos. *Revista de Derecho Ambiental de la Universidad de Palermo*, II(1), 5-72. Recuperado de: http://www.palermo.edu/derecho/pdf/publicaciones/DA_N2_01.pdf
- Pascual-Ezama, D., Fosgaard, T. R., Cardenas, J. C., Kujal, P., Veszteg, R., Gil-Gómez, B., Gunia, B., Weichselbaumer, D., Hilken, K., Antinyan, A., Delnoij, J., Proestakis, A., Tira, M. D., Pratomo, Y., Jaber-López, T. & Brañas-Garza, P. (2015). Context dependent cheating: Experimental evidence from 16 countries. *Journal of Economic Behavior*

- Organization, 116, 379-386. Recuperado de: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167268115001304>
- Russo, S. & Roccato, M. (2010). How long does victimization foster fear of crime? A longitudinal study. *Journal of Community Psychology*, 38(8), 960-974. Recuperado de: https://www.researchgate.net/publication/229810364_How_long_does_victimization_foster_fear_of_crime_A_longitudinal_study
- Sala I Martin, X. (2016). *Economía en colores*. España: Penguin Random House.
- Silva Jaramillo, S. (2015). *Minería aurífera y construcción de normas informales: análisis institucional del caso de Buriticá, Antioquia en 2009-2014. Entendiendo a los “emprendedores del incumplimiento” y su imposición de arreglos institucionales deshonestos* (Tesis de maestría, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia).
- Tamayo Ortiz, H. (2017, 31 de julio). Investigan si hay manos criminales en explosión de mina en Antioquia. *El Tiempo*. Recuperado de: <http://www.eltiempo.com/colombia/medellin/investigacion-tras-explosion-de-mina-de-buritica-en-antioquia-114852>
- Mockus, A., Murraín, H. & Villa, M. (Coords.) (2012). *Antípodas de la violencia: Desafíos de cultura ciudadana para la crisis de (in)seguridad en América Latina*. Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de: <https://publications.iadb.org/es/antipodas-de-la-violencia-desafios-de-cultura-ciudadana-para-la-crisis-de-inseguridad-en-america>
- Vetter, S., Houser, D. & Winter, J. (2012). Fairness and Cheating. *European Economic Review*, 56(8), 1645-1655.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introducción a la Econometría: un enfoque moderno*. México D.F., Cengage Learning.

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

Juan Manuel Gómez R. y José Alfredo Jiménez M.

Juan Manuel Gómez R. y José Alfredo Jiménez

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

Resumen: *En búsqueda de generar estrategias de inversión en pro de maximizar el rendimiento esperado y minimizar el riesgo, se estudian dos modelos de selección de portafolios óptimos. El primero se ajusta usando rendimientos logarítmicos, y en el segundo se emplea análisis de componentes principales (ACP) a estos rendimientos. Luego, para cada uno de ellos se establece su rendimiento ponderado y se crean unas medidas para establecer los estados de las cadenas de Markov de primer y segundo orden. Esto permite pronosticar si los portafolios conformados tendrán comportamientos alcistas o bajistas dadas las probabilidades de los estados de las cadenas de Markov. Se realiza una aplicación usando los retornos de precios de cierre diarios de 21 acciones del COLCAP, para el periodo comprendido desde enero de 2014 a octubre de 2017. Se concluye que en el mercado colombiano un portafolio conformado bajo ACP de los rendimientos tiene una mayor rentabilidad esperada y un menor riesgo a largo plazo, teniendo una precisión de pronóstico del modelo dados los vectores estacionarios de las cadenas de Markov.*

Palabras clave: *selección de portafolios; cadena de Markov; análisis de componentes principales; aversión al riesgo; índice bursátil.*

Clasificación JEL: *G1, G11, O16.*

Optimal portfolio selection based on first and second order Markov chains

Abstract: *Searching for create investment strategies in pursuit of maximizing the expected return on investment and minimizing the risk two models of selection of optimal portfolios are studied. The first portfolio composition model is adjusted using logarithmic returns, and the other uses principal component analysis (PCA) at these returns. Then, for each of them its weighted performance is established and measures are created to establish the states of the first and second order Markov chains, this allows to predict whether the shaped portfolios will have bullish or bearish behaviors given the probabilities of the states of the Markov chains. An application is made using the daily closing price returns of 21 COLCAP shares for the period from January 2014 to October 2017. Concluding that in the Colombian Market a portfolio formed by PCA of the returns has a higher expected profitability and less risk in the long term, having an accuracy of model's forecast according with the stationary vectors of the Markov chains.*

Keywords: *portfolio selection; Markov chain; principal component analysis; risk aversion; stock index.*

JEL Classification: *G1, G11, O16.*

Sélection de portefeuille optimal basée sur les chaînes Markov de premier et deuxième ordre

Résumé: *Lorsqu'il s'agit de rechercher des stratégies d'investissement qui maximisent le rendement attendu et qui minimisent le risque, deux modèles de sélection de portefeuille optimal sont souvent étudiés. Le premier modèle est ajusté à l'aide des rendements logarithmiques, tandis que le second applique l'analyse en composantes principales (ACP) à ces rendements. Ensuite, pour chaque modèle, on établit son rendement pondéré et des mesures sont créées pour établir les états des chaînes de Markov du premier et du deuxième ordre. Cela permet de savoir si les portefeuilles formés auront des comportements haussiers ou baissiers, compte tenu des probabilités des états des chaînes de Markov. Une application est faite en utilisant les rendements quotidiens de clôture de 21 actions COLCAP, pour la période de janvier 2014 à octobre 2017. On conclut que sur le marché colombien un portefeuille formé en ACP a une rentabilité attendue plus élevée et un risque inférieur à long terme. La précision de cette prévision est donnée par les vecteurs stationnaires des chaînes de Markov.*

Mots clés: *sélection de portefeuille; chaîne de Markov; analyse des composantes principales; aversion au risque; indice boursier.*

Classification JEL: *G1, G11, O16.*

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

Juan Manuel Gómez R. ^a y José Alfredo Jiménez M. ^b

–Introducción. –I. Selección óptima de portafolios. –II. Análisis de componentes principales. –III. Metodología para el pronóstico de rendimientos y la selección de portafolios. –IV. Resultados: el comportamiento del mercado colombiano. –V. Cadenas de Markov. –Conclusiones. –Agradecimientos. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n92a02

Primera versión recibida el 20 de diciembre de 2018; versión final aceptada el 15 de agosto de 2019

Introducción

Para analizar los mercados financieros existen dos ramas de estudio, las cuales han evolucionado y mejorado por medio de la investigación científica, el actuar empírico de inversores, los grupos de investigación y las personas afines a la bolsa o a los mercados financieros. Lo anterior, responde a la necesidad de aumentar los rendimientos o utilidades que obtiene el inversionista, al tiempo que reduce el riesgo de perder el capital invertido. Estas dos ramas son el análisis técnico y el análisis fundamental (Martínez et al., 2004), sobre este último se supone que es eficiente a largo plazo y que considera información de la empresa y el comportamiento del mercado. Dado que la empresa es quien cotiza en la bolsa y pone a disposición del mercado las acciones en las cuales se invierte, debe mostrar información de variables macroeconómicas del mercado y variables propias de la empresa como balances, utilidades, estados financieros, regulaciones,

^a Juan Manuel Gómez R.: MSc en Estadística, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá D. C., Colombia. Dirección electrónica: jumgomezro@unal.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-2504-1058>

^b José Alfredo Jiménez M.: profesor asociado, Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá D. C., Colombia. Dirección electrónica: josajimenezm@unal.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-2391-2809>

su entorno político, etc. Por otra parte, el análisis técnico se basa en el histórico de precios y movimientos de las cotizaciones para poder captar información, realizar predicciones e invertir de una forma adecuada. Las investigaciones que se han hecho de análisis técnico indican que en los precios está implícita toda la información, tanto de las variables de cada título como del mercado; sin embargo Parada (2012) argumenta que estos análisis técnicos son muy subjetivos al observador y que no se consideran factores externos que pueden afectar significativamente los precios a futuro y hacer que estas metodologías no sean robustas, coincidiendo con las hipótesis de McQueen y Throley (1991) años atrás. Por esto, el presente artículo se enmarca dentro del análisis técnico y no del fundamental, ya que la información a analizar serán rendimientos de activos.

Definido el análisis que se va a realizar, surge entonces la pregunta: ¿Cuál es la mejor forma de obtener mayores rendimientos en los mercados bursátiles de una forma segura?¹ Para responder esta pregunta y al cómo aumentar la rentabilidad disminuyendo el riesgo, a través de la historia se han desarrollado una serie de metodologías, unas con fundamento estadístico y otras simplemente con el conocimiento empírico del mercado. Entre dichas teorías están: el modelo de media-varianza de Markowitz (1952, 1959), transformaciones de retornos para incorporar la asimetría y exceso de curtosis que puedan tener las distribuciones, mixturas de distribuciones lognormales en Cecchetti y Sigalotti (2013), modelos bajo la distribución *t* student, modelos gaussianos en Rachev et al. (2002), modelos GARCH, mezclas discretas de distribuciones normales y una gran variedad de modelos desarrollados (véase Hyung & de Vries, 2007).

Sin embargo, problemas como los supuestos de normalidad de los retornos, los efectos de patrones no lineales o los factores externos que impacten el mercado como las burbujas especulativas, las noticias que anuncien aumentos o disminuciones de precios de las acciones, las variaciones temporales o quizás factores ambientales, no sean capaces de captar esta información importante y presenten inconsistencias metodológicas para su adecuada aplicación. Para esto, en este artículo, se considera como una

¹ Asociados a factores de riesgo de los portafolios, donde pueden haber inversores con mayor aversión al riesgo que otros.

alternativa el uso de cadenas de Markov de primer o segundo orden acompañado de una metodología de reducción de dimensionalidad (número de activos) usando análisis de componentes principales para los rendimientos diarios de cada una de las acciones que se consideran. Con esto se busca, en primer lugar, evitar el supuesto de normalidad multivariada en el portafolio seleccionado donde las cadenas de Markov propuestas son ergódicas y estacionarias; y, en segundo lugar, poder hacer uso de información de patrones no lineales que contengan las series de retornos (hechos estilizados).

Se considera el histórico de rendimientos de los precios de las acciones del mercado colombiano para ejecutar dos modelos de selección óptima de portafolios (media-varianza de Markowitz) basados en cadenas de Markov, donde se consideran dos medidas principales para el análisis: la rentabilidad y el riesgo. La primera es medida como la utilidad o el retorno de los precios de las acciones en distintos períodos, y la segunda es medida a través de la varianza o desviación estándar de los rendimientos en un período. Considerando estas dos medidas, el objetivo de los inversores es poder maximizar la rentabilidad del portafolio al mismo tiempo que se minimizan las medidas de riesgo; usualmente, si se pretende obtener una alta rentabilidad, se debe buscar invertir en acciones de mayor riesgo o volatilidad, pero, para efectos de lo que se desea realizar en este artículo, se considerará que los inversores son aversos al riesgo y buscan minimizar su riesgo.

Posteriormente, se realiza un análisis de componentes principales, con el fin de reducir la dimensionalidad del número de acciones que se está analizando, dado que el comportamiento de varias de estas acciones son similares, al pertenecer algunas a los mismos sectores productivos y estar inmersas en un mismo mercado, en este caso el colombiano. Por último, con esta reducción de dimensionalidad y con la obtención de las nuevas variables de rendimientos, se ejecutan los modelos de selección óptima de portafolios y se observa qué metodología es mejor al instante de adoptar decisiones de inversión. La decisión se basa en los vectores de probabilidad estacionarios de las cadenas de Markov, los cuales nos indicarán las probabilidades estacionarias de los estados bajistas o alcistas que se definirán más adelante.

I. Selección óptima de portafolios

A. Modelo de Markowitz o enfoque de media-varianza

El modelo de media-varianza de Markowitz aparece en el año 1952, dando inicio a la llamada teoría moderna de portafolios. En esta teoría se considera el portafolio o cartera como un todo y, por ello, no se analiza cada acción o título por separado; esto permite obtener una rentabilidad y un riesgo global del portafolio. A su vez, lo anterior facilita la diversificación del riesgo, pues ya no se compromete todo el capital posiblemente en un solo título sino que se busca alcanzar una máxima rentabilidad de todas las acciones compradas en conjunto y, a su vez, minimizar el riesgo de pérdida del capital invertido, el cual se cuantifica con la volatilidad o fluctuación del portafolio conformado. Luego, un inversor averso al riesgo, al tener dos o más portafolios con la misma rentabilidad esperada escogerá el que menos riesgo le implique asumir, es decir, el de menor volatilidad.

En este planteamiento del problema se consideran dos escenarios donde el inversionista preferirá invertir entre dos carteras que tengan: i) La misma rentabilidad –esperada la de menor riesgo–. ii) el mismo nivel de riesgo –la que mayor rentabilidad esperada le proporcione–.

Matemáticamente, se consideran m títulos valores, donde el objetivo principal es hallar las ponderaciones o proporciones de capital, w_k para $k = 1, \dots, m$, a invertir en cada uno de los títulos, teniendo entonces que $\sum_k w_k = 1$, siendo w_k un valor entre $[0, 1]$.

El portafolio con mínima varianza global será el portafolio de ponderaciones $\vec{w} = [w_k]$ que soluciona el problema de optimización:

$$\min_{\vec{w}} \sigma_p^2 = \min_{\vec{w}} \vec{w}^t \Sigma \vec{w} \quad (1a)$$

$$\text{sujeto a } \vec{w}^t \vec{1}_m = \vec{1}_m^t \vec{w} = 1, \quad (1b)$$

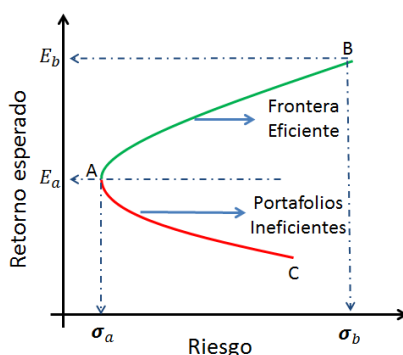
donde $\Sigma = [\sigma_{ij}]$ es la matriz de varianza-covarianza de los retornos de precios de las acciones. Nótese que el riesgo de la cartera (σ_p) involucra la varianza de los retornos de cada uno de los títulos que la constituyen y, además, la covarianza de los retornos de cada uno de estos.

B. Frontera eficiente

Como se mencionó, los modelos de media-varianza consideran dos aspectos importantes: la rentabilidad esperada y el riesgo del portafolio (medido en desviaciones estándares de las rentabilidades de las acciones), estos interactúan entre ellos para poder determinar y diferenciar composiciones de portafolios buenos o malos, o definir qué portafolio es mejor que otro –esto es subjetivo al inversor ya que puede ser averso o no al riesgo–. Tomando la dupla rentabilidad esperada-riesgo y llevándola a un plano cartesiano, se genera la curva denominada frontera eficiente, donde los inversores pueden tomar decisiones y establecer cuál será su rentabilidad media esperada, dependiendo del nivel de riesgo, o, contrariamente, fijar un riesgo para observar qué rentabilidad tendrán.

Suponiendo que los inversores son racionales, en la Figura 1 se observa que para ciertos niveles de riesgo σ_i (desviaciones) existen varias rentabilidades, además el inversor se puede desplazar del portafolio A al portafolio B por la curva AB, sobre la frontera eficiente, buscando así una rentabilidad máxima esperada para cierto nivel de riesgo. Si el inversor quiere obtener la rentabilidad esperada de mínimo riesgo o mínima desviación (σ_a) obtendrá entonces una rentabilidad de E_a , pero si él decide asumir un riesgo mayor (σ_b), obtiene en este caso una rentabilidad esperada mayor (E_b).

Figura 1. Frontera eficiente



Fuente: elaboración propia.

II. Análisis de componentes principales

El objetivo de este análisis es obtener la relación que existe entre una agrupación de variables de información observada, buscando sintetizar la información contenida en un conjunto de variables observadas en un menor número de variables no observadas, con la mínima pérdida de información disponible. La finalidad no es buscar relaciones causales o explicativas entre variables, es decir, no se busca predecir o explicar una variable en función de otra(s), sino más bien describir y buscar una adecuada agrupación de variables, véase Peña (2002).

Con este objetivo, lo que se busca es recopilar la información de una agrupación de p variables observadas, en un conjunto más pequeño de r nuevas variables, tal que $r < p$, donde esté representada la mayoría de la información inicial, generando nuevas variables latentes o no observadas que representan la variabilidad del agrupamiento de datos inicial observado; estas nuevas variables son las componentes principales. Para el desarrollo de este análisis se cuenta con ciertas condiciones y supuestos como:

- Las componentes principales o nuevas variables son combinaciones lineales de las variables iniciales.
- Las componentes principales son incorrelacionadas entre sí, lo que puede facilitar la interpretación de los datos.
- Como se tiene el objetivo de minimizar la pérdida de información, se busca que las nuevas componentes maximicen la correlación global con las variables originales, es decir que, buscando este objetivo, se seleccionan las variables con la máxima variabilidad posible.
- Las variables originales deben tener multicolinealidad, término que se refiere a la existencia de más de una relación lineal y que es usado a menudo en modelos de regresión, en los cuales las variables X_1, X_2, \dots, X_p pueden estar intercorrelacionados o no de forma perfecta. En algunos textos se recomienda que las correlaciones sean aproximadamente de 0,3 o superior en valor absoluto (véase Jackson, 1991).

En algunos textos se emplea como medida para detectar multicolinealidad, el índice de condición (IC), definido como el cociente entre el valor propio más grande y el valor propio más pequeño asociados a la matriz de varianza-covarianza; luego se definen unos rasgos y se detecta el grado de multicolinealidad existente de la siguiente manera (véase Jiménez, 2017).

$$\begin{aligned} 0 \leq IC(\mathbf{X}^t \mathbf{X}) \leq 10 & \text{ no existe multicolinealidad,} \\ 10 < IC(\mathbf{X}^t \mathbf{X}) \leq 30 & \text{ existe multicolinealidad entre moderada y fuerte,} \\ 30 < IC(\mathbf{X}^t \mathbf{X}) & \text{ existe multicolinealidad severa.} \end{aligned}$$

III. Metodología para el pronóstico de rendimientos y la selección de portafolios

A. Pronósticos bajo cadenas de Markov de primer y segundo orden

Son distintas las metodologías utilizadas para los análisis de pronóstico de los rendimientos de acciones o títulos valores del mercado bursátil. Muchos de estos métodos, propios de los procesos estocásticos, pueden llevar a soluciones muy complejas y en algunos casos poco convincentes. Dada la ausencia de normalidad de los rendimientos diarios, se tiene como objetivo elaborar modelos robustos que tengan una buena capacidad de pronóstico e integren información dada por sesgos o variabilidad grupal que pueda llegar a generar colas pesadas en las distribuciones empíricas de la muestra, pero que a su vez no refleje la forma leptocúrtica que tenga la distribución. Esto implica que no se tenga un único método que garantice un pronóstico adecuado, pues claramente algunos tienen una mejor capacidad de pronóstico que otros, esto se puede implementar usando medidas que permitan cuantificar esto como el error cuadrático medio.

Los rendimientos pueden ser afectados por patrones no lineales que impacten los precios del mercado bursátil y causen que estos modelos no puedan captar esta información, como puede pasar en los modelos de media-varianza, por ejemplo, utilizados por Markowitz (1952) y demás desarrollos Markowitz (1959), Fabozzi y Markowitz (2002), que usan los dos primeros

momentos de las distribuciones para obtener los pesos de los portafolios, por lo que se ven afectados por estos patrones y, como consecuencia, no obtienen unas estimaciones de los pesos precisas y realistas para los portafolios seleccionados. Dado que pueden existir muchos factores que influyan en los precios de los títulos valores y, por ende, en los rendimientos de estos, es imposible llegar a un modelo único que pronostique y seleccione la mejor cartera considerando las medidas de rentabilidad y riesgo mencionadas previamente; es por esto que se han venido buscando diversas metodologías que sean robustas y tengan aplicabilidad en el entorno de los mercados de valores.

Así, el modelo que se presenta aquí se ha basado en distintas ideas trabajadas desde las últimas tres décadas, con el cual se busca obtener resultados precisos y realistas para tomar decisiones adecuadas y oportunas. Además, se busca capturar los efectos no lineales causados por agentes externos, como pueden ser las decisiones políticas dentro de un país o en el mercado donde se transa el título o valor, así como cambios normativos, factores macroeconómicos que hagan que el mercado en específico tenga cambios que afecten los precios (tales como factores de clima o desastres naturales), especulaciones que logren causar en los inversores incertidumbre o pérdida de confianza al instante de invertir en dichos mercados, etc. Adicionalmente, se pretende evitar los problemas de supuestos relacionados con la no normalidad multivariada en los rendimientos. Desde que Neftci (1984) y Falk (1986) plantearon un enfoque para probar la hipótesis de asimetría en ciclos económicos del mercado norteamericano, se emplean cadenas de Markov de segundo orden definidos en el espacio de estados finitos estacionarios, como sigue:

$$\begin{cases} +1 & \text{si } \Delta X_t > 0 \\ -1 & \text{si } \Delta X_t \leq 0, \end{cases} \quad (2)$$

donde $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$. A partir de una matriz de transición $\mathbf{P} = [p_{ij}]$ con probabilidades de transición:

$$p_{ij} = P(X_{t+1} = j \mid X_t = i) \geq 0; \quad \forall i, j \in S. \quad (3)$$

Estos estudios concluyeron que si P era simétrica o los elementos p_{ij} eran similares, el ciclo económico dado era simétrico, entendiendo este ciclo económico como las fluctuaciones del mercado caracterizadas por períodos de grandes crecimientos y actividad económica seguidos de períodos de baja actividad, crisis o recesiones. Un par de años más tarde McQueen y Throley (1991) quisieron comprobar, desde una metodología similar o extensión de las asimetrías en los ciclos económicos, si los procesos estocásticos relacionados seguían el comportamiento de una caminata aleatoria o si, en realidad, existían patrones en los retornos históricos que definieran una tendencia. Estos autores llegaron a la conclusión de que, en efecto, sí existen tendencias que no son caminatas aleatorias, por lo que rechazan la hipótesis de caminata aleatoria de los retornos a un 1% de nivel de significancia para portafolios equiponderados y a un 5% para portafolios ponderados. Posteriormente Ramírez y Sandoval (2002, 2003) extendieron aún más estos estudios y propusieron un modelo que permitiera pronosticar el comportamiento de los rendimientos de las acciones que transan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) mediante cadenas de Markov de segundo orden, ante la necesidad de poder pronosticar cuándo las distribuciones empíricas de los rendimientos no son normales estacionarias concluyendo que existía una alta autocorrelación entre las probabilidades de transición del proceso, lo que permite afirmar que existían componentes predecibles no lineales en los rendimientos de la cartera y se generaban así pronósticos fiables.

En concordancia con esto, se definen ciertas medidas a trabajar que recojan información de los rendimientos para distintos rangos de tiempo, los cuales nos darán el fundamento para construir los estados de las cadenas de Markov como se definirá más adelante.

En este artículo, se usan rendimientos logarítmicos, es decir:

$$r_l = \log \left(\frac{P_l}{P_{l-1}} \right), \quad (4)$$

donde P_l es el precio del valor de la acción o el título valor en el día l .

Luego se establecen tres estadísticas, las cuales se definen para distintos intervalos de tiempo: diario, semanal, y mensual, que nos servirán para construir los estados y las cadenas de Markov:

$$\overline{R}_l^{(m)} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m r_{l-k} \quad \text{con} \quad l = 1, 2, \dots \quad \text{y} \quad m \in \{1, 5, 20\}, \quad (5)$$

donde $m = 1$ indica que la medida es diaria, $m = 5$ semanal y por último $m = 20$ mensual, dado que las acciones solo se negocian en los días hábiles de las bolsas de valores.

Dadas las medidas planteadas en (5), se procede a definir los estados de la cadena de primer y segundo orden para cada uno de los intervalos de tiempo definidos anteriormente.

1. Estados de primer orden

Se tiene una cadena de Markov con dos estados: $B \equiv$ la acción baja y $S \equiv$ la acción sube. El significado de los estados S y B dependen de la medida $\overline{R}_l^{(m)}$ dada en (5) que se haya escogido para la construcción de la cadena, e indicará que, en promedio, los rendimientos de la acción establecidos por (5) fueron positivos (S) o negativos (B). La matriz de transición es:

$$\begin{array}{c} \text{Estado } i \\ \begin{array}{l} B := \{\overline{R}_{l-1}^{(m)} < 0\} \\ S := \{\overline{R}_{l-1}^{(m)} \geq 0\} \end{array} \end{array} \begin{array}{c} \text{Estado } j \\ B := \{\overline{R}_l^{(m)} < 0\} \quad S := \{\overline{R}_l^{(m)} \geq 0\} \\ \left[\begin{array}{cc} P(B | B) & P(S | B) \\ P(B | S) & P(S | S) \end{array} \right] \end{array} \quad (6)$$

2. Estados de segundo orden

De acuerdo a Bhat y Miller (2002), las probabilidades de transición en una cadena de Markov de segundo orden vienen dadas por:

$$p_{ijk} = P(X_t = k | X_{t-1} = j, X_{t-2} = i).$$

Usando la misma representación del caso anterior para los estados, se construye la matriz de transición como sigue:

		Estados jk			
		BB	BS	SB	SS
		$\{\bar{R}_{i-2}^{(m)} < 0, \bar{R}_{i-1}^{(m)} < 0\}$	$\{\bar{R}_{i-1}^{(m)} < 0, \bar{R}_i^{(m)} \geq 0\}$	$\{\bar{R}_{i-1}^{(m)} \geq 0, \bar{R}_i^{(m)} < 0\}$	$\{\bar{R}_{i-1}^{(m)} \geq 0, \bar{R}_i^{(m)} \geq 0\}$
Estados ij	$BB := \{\bar{R}_{i-2}^{(m)} < 0, \bar{R}_{i-1}^{(m)} < 0\}$	$P(B BB)$	$P(S BB)$	0	0
	$BS := \{\bar{R}_{i-2}^{(m)} < 0, \bar{R}_{i-1}^{(m)} \geq 0\}$	0	0	$P(B SB)$	$P(S SB)$
	$SB := \{\bar{R}_{i-2}^{(m)} \geq 0, \bar{R}_{i-1}^{(m)} < 0\}$	$P(B BS)$	$P(S BS)$	0	0
	$SS := \{\bar{R}_{i-2}^{(m)} \geq 0, \bar{R}_{i-1}^{(m)} \geq 0\}$	0	0	$P(B SS)$	$P(S SS)$

(7)

Si se tiene un conjunto de t precios históricos para el análisis, se tiene entonces $t - 1$ número de rentabilidades diarias, $\lfloor \frac{t-1}{5} \rfloor$ medidas semanales y $\lfloor \frac{t-1}{20} \rfloor$ medidas mensuales, donde $\lfloor a \rfloor$ es la función *parte entera*.

Nótese que estos estados definidos son recurrentes y aperiódicos, ya que la probabilidad de que la cadena retorne a cualquier estado de la cadena es 1 en t número de días, semanas o meses; muy posiblemente, algunos de estos estados tendrán un menor tiempo esperado de retorno que otros.

B. Rendimientos bajo la composición de portafolios óptimos

Dado que la composición de los portafolios se conforma respecto al riesgo y al rendimiento esperado de las acciones, se realiza un análisis de todos los títulos valores o acciones considerados, para ver qué tan volátiles o riesgosos son y, paralelamente, ver su rendimiento medio; finalmente se busca encontrar las participaciones óptimas de cada título dentro del portafolio, que permitan obtener: el mayor rendimiento dado un nivel de riesgo o el menor riesgo dado un rendimiento esperado. Puede que bajo las metodologías propuestas de selección del portafolio óptimo algunas acciones sean ponderadas con 0 pesos, los cuales no serán incluidos en la composición del portafolio; también se podría pensar en trabajar con portafolios equiponderados, donde el peso de cada acción sea $w_j = 1/m$ (donde m es el total de acciones distintas a incluir en el portafolio), pero esto es poco común e intuitivamente poco lógico para un inversionista, ya que se está distribuyendo una participación igual a un título que puede que tenga un alto riesgo o alta volatilidad y rendimiento medio negativo o tendencia bajista, con un título que tenga un rendimiento medio positivo y sea poco riesgoso.

1. *Composición bajo el modelo de Markowitz*

El portafolio óptimo seleccionado se obtiene a partir de la razón *retorno/riesgo* de todos los portafolios de la frontera eficiente y se escoge la razón más grande, la cual será tangente a la frontera eficiente; así se logra maximizar el rendimiento y minimizar la varianza global. Con esto, se configuran los pesos w_j para cada una de las m acciones, para definir los rendimientos del nuevo portafolio óptimo como la ponderación de los rendimientos individuales por acción, así:

$$\widehat{r}_i = w_1 r_{i1} + w_2 r_{i2} + \cdots + w_j r_{ij} + \cdots + w_m r_{im} = \sum_{j=1}^m w_j r_{ij}, \quad (8)$$

siendo r_{ij} el rendimiento en el instante i de la acción j , y w_j el peso en el portafolio óptimo de la acción j , obtenido por el modelo de Markowitz.

Una vez definidos estos nuevos rendimientos \widehat{r}_i dados en (8), se determinan las medidas diarias, semanales y mensuales usando (5), para la respectiva configuración de los estados y la estimación de las probabilidades de transición del modelo de Markov.

2. *Composición bajo el análisis de componentes principales*

De manera similar a como se configura la selección del portafolio con sus respectivos pesos bajo la composición del modelo de Markowitz, visto en la sección anterior, se realizará un análisis de componentes principales para conformar nuevas variables que permitan resumir la información comprendida en el total de acciones trabajadas; luego, con estas componentes, que se suponen incorrelacionadas, se vuelve a configurar un portafolio óptimo bajo el modelo de Markowitz, para así obtener otra selección del portafolio.

Los primeros desarrollos hechos por Partovi y Caputo (2004), donde se introdujeron las primeras definiciones de *portafolios principales* para analizar el problema de portafolios eficientes y poder disminuir su complejidad, se basaron en la idea de trabajar con conjuntos o acciones que no tuvieran correlación entre sí; para esto trabajaron bajo el análisis de componentes

principales. Estos autores encontraron que en algunos casos que las ponderaciones o pesos para ciertas acciones podían resultar negativas, lo que interpretaron como posibles operaciones en corto. Esta investigación permitió otros distintos desarrollos como los obtenidos por Meucci (2010), quien se propuso evaluar la diversificación de los portafolios en cualquier mercado, no solo analizando la diversificación de un portafolio individual si no la distribución de la diversificación, usando portafolios no correlacionados donde se hizo uso de componentes principales.

Para el desarrollo de este artículo se construyen los portafolios principales con base en Yang (2015), quien conforma portafolios principales para el mercado de acciones australiano, y Pasini (2017), quien se basa en la misma metodología para los títulos del índice industrial americano (Dow Jones Industrial –DJI–), siguiendo una serie de pasos para la construcción de los portafolios principales, los cuales se enuncian a continuación:

- i) Realizar un análisis de componentes principales de los retornos de las acciones, y obtener los coeficientes de estos componentes.
- ii) Al obtener estos coeficientes, se nota que algunos son positivos y otros negativos, luego, cuando las ponderaciones son negativas, se interpreta como que se pueden realizar operaciones en corto.
- iii) Teniendo que \mathbf{A} es la matriz de coeficientes de los componentes principales, la cual es la misma matriz formada por los vectores propios de la matriz de varianza covarianza, se toma ésta como los pesos para construir los nuevos rendimientos o portafolios principales $\widehat{\mathbf{R}}_p = \mathbf{A}\mathbf{R}^T$, donde \mathbf{R}^T son los rendimientos de las acciones originales y \mathbf{A} la matriz de los coeficientes de los componentes. Como por construcción estos componentes son ortogonales, se tiene que $\mathbf{A}^T = \mathbf{A}^{-1}$, los cuales actúan como los *pesos* de las nuevas variables (véase Jiménez, 2017).
- iv) Una vez teniendo los portafolios principales, se procede a conformar el portafolio óptimo bajo el modelo de Markowitz. Con estos nuevos rendimientos $\widehat{\mathbf{R}}_p$ como en la expresión (8), y partiendo de estos, como se mencionó anteriormente, se determinan las medidas que permiten construir los estados y las cadenas de Markov de los nuevos rendimientos.

IV. Resultados: el comportamiento mercado colombiano

Para realizar el análisis, se tomó como referencia el mercado colombiano, representado por el índice bursátil COLCAP, el cual refleja las variaciones de los precios de las acciones más líquidas de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC). Analizando el período comprendido entre enero de 2014 y octubre de 2017 (46 meses), se observó que 21 de las 25 acciones que ponderan este índice bursátil en el último trimestre del año 2016 tienen información completa en este rango de tiempo, razón por la cual se trabajó con estos títulos (véase: Tabla 1). Estos datos fueron tomados de la página web de la BVC y se emplearon para el análisis los precios de cierre de cada día hábil durante este rango de tiempo.

Para observar el comportamiento de los precios de cada una de las acciones consideradas, se realizaron tres figuras de los precios al cierre de cada día (véanse Figuras: 2, 3 y 4). Se evidencia que, generalmente, la mayoría de las 21 acciones analizadas tienen un comportamiento muy similar, lo cual se puede interpretar como que, posiblemente, tienen una correlación alta entre ellas, ya que están dentro del mismo mercado, por lo que, los factores que afectan dicho mercado, también impactan a cada una de estas acciones, claro está, dependiendo al sector productivo al que pertenezcan. Además, se ilustra una tendencia alcista en la mayoría de las acciones en el primer semestre y mitad del segundo semestre del año 2014, seguida de una tendencia decreciente hasta inicios del año 2016, y se vuelve a retomar una tendencia alcista en lo transcurrido del año 2016 y gran parte del 2017. Esto evidencia unas caídas significativas en los últimos meses del análisis en algunas de las acciones estudiadas; claramente algunas con mayor variación que las otras, pero en su mayoría coincidiendo con el mismo patrón de comportamiento histórico.

Observando la Figura 2, se puede evidenciar un comportamiento similar en la mayoría de las 8 acciones analizadas, excepto por Ecopetrol, acción que en la mayoría del tiempo analizado tiene una tendencia bajista y luego estable desde el 2016, debido quizás, a la fuerte caída que tuvo el petróleo desde el año 2014 a 2016, recuperándose un poco en el 2017. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, las demás acciones tienen una tendencia alcista en

el primer semestre y mitad del segundo semestre del año 2014, seguido de una tendencia bajista hasta inicios del año 2016, para luego retomar una tendencia alcista en el año 2016 y parte del 2017.

Tabla 1. Conformación COLCAP

	Nemotécnico	Participación	Descripción
1	PFBLOM	13,12 %	BANCOLOMBIA S.A.
2	GRUPOSURA	9,32 %	GRUPO INVERSIONES SURAMERICANA
3	ECOPETROL	7,5 %	ECOPETROL S.A.
4	NUTRESA	6,76 %	GRUPO NUTRESA S.A.
5	GRUPOARGOS	6,47 %	GRUPO ARGOS S.A.
6	ISA	6,4 %	INTERCONEXION ELECTRICA S.A. E.S.P.
7	BCOLOMBIA	6,29 %	BANCOLOMBIA S.A.
8	PFAVAL	5,54 %	GRUPO AVAL ACCIONES Y VALORES S.A.
9	CEMARGOS	4,98 %	CEMENTOS ARGOS S.A.
10	PFGROUPSURA**	4,82 %	GRUPO INVERSIONES SURAMERICANA
11	EEB	4,38 %	EMPRESA DE ENERGIA DE BOGOTA S.A. E.S.P.
12	PFGROUPARG**	4,24 %	GRUPO ARGOS S.A.
13	PFDVVNDA	3,33 %	BANCO DAVIVIENDA S.A.
14	EXITO	3,04 %	ALMACENES EXITO S.A.
15	BOGOTA	2,81 %	BANCO DE BOGOTA S.A.
16	CORFICOLCF	2,63 %	CORPORACION FINANCIERA COLOMBIANA S.A.
17	PFCEMARGOS**	2,22 %	CEMENTOS ARGOS S.A.
18	CELSIA	1,9 %	CELSIA S.A. E.S.P.
19	CLH**	1,84 %	CEMEX LATAM HOLDING
20	PFAVH	0,97 %	AVIANCA HOLDINGS S.A.
21	CNEC	0,67 %	CANACOL ENERGY LTD
22	CONCRET	0,33 %	CONSTRUCTORA CONCRETO S.A.
23	ETB	0,23 %	EMPRESA DE TELECOMUNICACIONES DE BOGOTA S.A. E.S.P.
24	BVC	0,23 %	BOLSA DE VALORES DE COLOMBIA S.A.

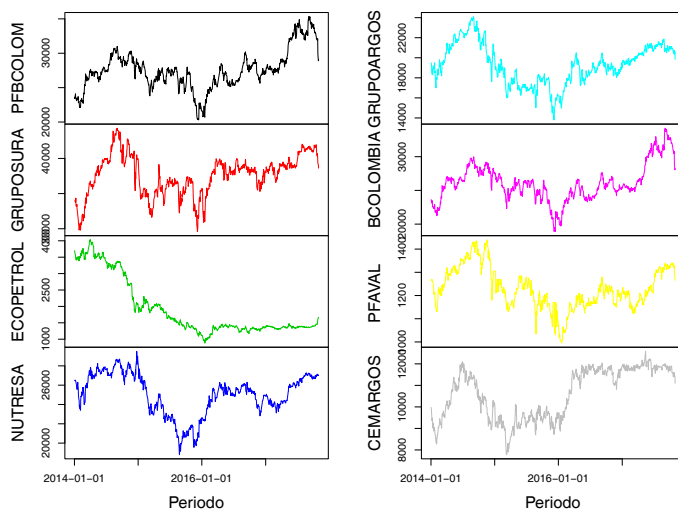
Nota: **Valores con información incompleta, excluidos del análisis.

Fuente: BVC - tercer trimestre de 2017.

En la Figura 3, se muestra un comportamiento bastante similar al general con una tendencia alcista en el primer semestre y mitad del segundo semestre

del año 2014, seguido de una tendencia bajista hasta inicios del año 2016, para luego retomar una tendencia alcista en el año 2016 y parte del 2017, teniendo unas leves caídas de precios finalizando este último año. Esto, exceptuando a EEB (Empresa de Energía de Bogotá) y CORFICOLCF (Corporación Financiera Colombiana S.A.), donde EEB tienen una tendencia alcista en todo el rango de fechas analizado-quizás por el buen rendimiento de la empresa- y CORFICOLCF evidencia una fuerte caída en el precio de sus acciones en febrero del 2017, según analistas, por una noticia que involucraba a su expresidente en casos de corrupción con Odebrecht.

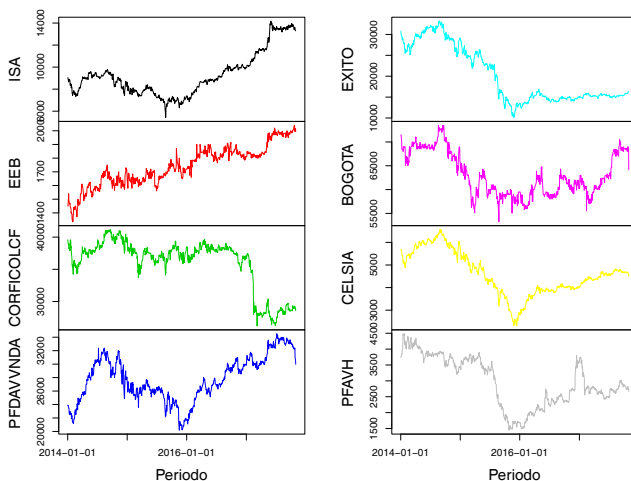
Figura 2. Series de precios de cierre diario de acciones que conforman el índice COLCAP



Fuente: elaboración propia en R de los precios de cierre diarios.

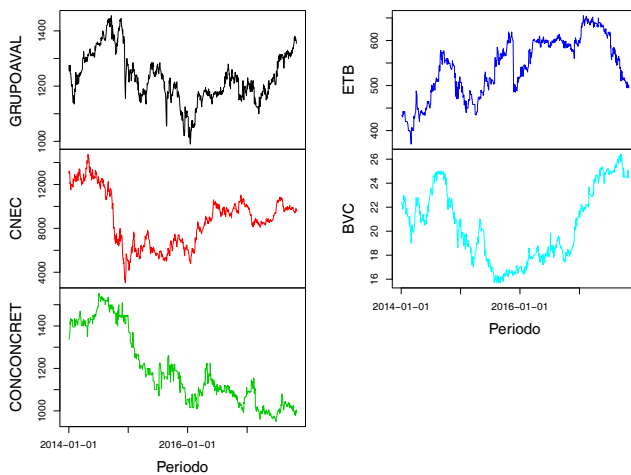
Finalizando el análisis de precios históricos en el rango de tiempo estudiado, se evidencia en la Figura 4, cinco series de precios de acciones, en donde GRUPO AVAL, CNEC y BVC, tienen un comportamiento similar al de las demás acciones, explicado en las Figuras 2 y 3, sin embargo, CONCRET evidencia una tendencia bajista en toda la mayoría del tiempo, estudiado salvo el primer semestre de 2014; caso contrario es el de ETB, el cual generalmente tiene una tendencia alcista, a excepción de ciertos meses donde se revelan unas caídas importantes en el precio de sus acciones.

Figura 3. *Flujo de relaciones entre las variables Series de precios de cierre diario de acciones que conforman el índice COLCAP*



Fuente: elaboración propia en R de los precios de cierre diarios.

Figura 4. *Serie de precios de cierre diario de acciones que conforman el índice COLCAP*

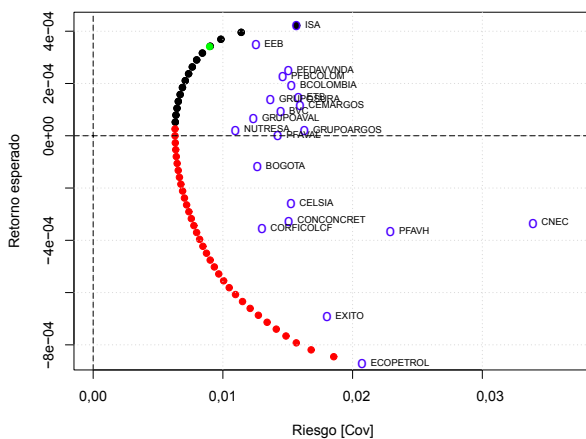


Fuente: elaboración propia en R de los precios de cierre diarios.

A. Portafolio óptimo de Markowitz

Realizando el análisis bajo el modelo de media-varianza de Markowitz, previamente presentado para las 21 acciones que se consideraron y las cuales hacen parte del índice COLCAP, se obtiene la frontera eficiente. Dicha frontera muestra en un plano cartesiano los posibles portafolios que se pueden configurar, dadas las medidas de rendimiento y riesgo asociadas a cada uno de estos, y se selecciona el portafolio óptimo de la frontera, el cual se obtiene del valor más grande de la razón *retorno/riesgo*. En la Figura 5 se puede evidenciar esta frontera eficiente, y cada una de las acciones que pueden conformar cada uno de estos portafolios o puntos de la frontera, donde el portafolio óptimo tiene un rendimiento esperado de 0,00034 y una desviación de 0,0948 como medida de riesgo.

Figura 5. Frontera eficiente de acciones índice COLCAP



Fuente: elaboración propia en R.

En la Tabla 2 se muestran los respectivos pesos w_j , correspondientes al portafolio óptimo. Para la conformación de este portafolio, se asignan con ponderaciones positivas solamente 5 de las 21 acciones; adicional a esto, casi el 80% del portafolio está ponderado solo por dos acciones: ISA y EEB, las cuales en la Figura 3 son las que más tendencia alcista tienen a lo largo del

período observado, y las que presentan un crecimiento anual más alto que las demás.

Tabla 2. *Pesos del portafolio*

Nombre	Peso	Nombre	Peso
PFBCOLOM	0,11582	PFDVVNDA	0,02159
GRUPOSURA	0,00000	EXITO	0,00000
ECOPETROL	0,00000	BOGOTA	0,00000
NUTRESA	0,00000	CELSIA	0,00000
GRUPOARGOS	0,00000	PFAVH	0,00000
BCOLOMBIA	0,00000	GRUPOAVAL	0,00000
PFAVAL	0,00000	CNEC	0,00000
CEMARGOS	0,00000	CONCRET	0,00000
ISA	0,33083	ETB	0,07606
EEB	0,45570	BVC	0,00000
CORFICOLCF	0,00000		

Fuente: elaboración propia.

B. Portafolio óptimo con aplicación de componentes principales

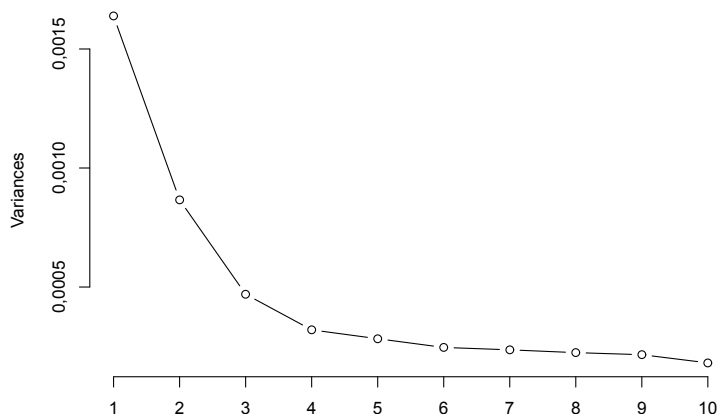
Analizando un poco más en detalle las series, tanto de los precios de las acciones como de los rendimientos, se observan ciertos patrones en las tendencias, que se confirman con las correlaciones tanto en los precios como en los rendimientos. En todos los casos, las correlaciones de los rendimientos son mayores a 0, es decir, tienen un comportamiento directamente proporcional entre las 21 acciones: teniendo una correlación media de 0,247 y algunas de estas llegan a valores de 0,8 de correlación. A partir de este análisis, se realizó una reducción de dimensionalidad del problema, para reducir el número de variables o series de retornos a trabajar, y analizar la estructura y relación que pueden tener estas entre sí. Se tiene

como punto de partida los 916 rendimientos de cada una de las 21 acciones que comprenden el análisis, para así aplicar la metodología estadística de análisis de los componentes principales y construir unas nuevas variables no correlacionadas. Dichas variables, como combinaciones lineales de las originales, explican en gran proporción la información o variabilidad original, posiblemente configurando variables latentes o estructuras de datos que no se puedan ver a simple vista, pero que tengan algún sustento económico. Por ejemplo, podría darse que una componente o nueva variable construida agrupe la información de las acciones de un solo sector económico como el financiero, empresas de servicios, construcción, etc., debido a que tienen un comportamiento parecido en el mercado.

Existen varias reglas para obtener el número de componentes a elegir en el análisis de componentes principales (véase Peña, 2002):

- **Regla 1:** Realizar un gráfico que muestre cada componente con su valor propio asociado o su porcentaje de varianza explicada (gráfico de sedimentación), y gráficamente visualizar un “codo” en la línea trazada, el cual indicará que, desde este punto, los valores propios asociados son aproximadamente iguales y, por ende, su varianza explicada será cada vez menor, tal cual se muestra en la Figura 6.
- **Regla 2:** Determinar desde un principio la varianza explicada que se quiere obtener, por ejemplo el 80 %, 90 % de la varianza explicada total; esta regla puede ser arbitraria y sujeta al investigador.
- **Regla 3:** Seleccionar un número de componentes mayor a una cota, que usualmente se toma como $\sum \frac{\lambda_i}{p}$, siendo λ_i cada uno de los valores propios asociados a las componentes y p el total de componentes.

Para este caso se considera la segunda regla, para explicar como mínimo el 80 % de la varianza. Remitiéndonos a la Figura 6 se trabajará con los primeros 11 componentes que explican un poco más del 80 % de la varianza total. Si, por el contrario, se eligiera la primera o tercera regla, la opción sería considerar solo cuatro componentes que explican únicamente el 55 % de la varianza total (véase Tabla 3).

Figura 6. Gráfica de codo ACP - Rendimientos

Fuente: elaboración propia en R.

Tabla 3. Variabilidad explicada de las componentes principales

	Desviación estándar	Proporción de varianza	Proporción acumulada
PC1	0,040	0,276	0,276
PC2	0,029	0,146	0,422
PC3	0,022	0,079	0,501
PC4	0,018	0,054	0,555
PC5	0,017	0,048	0,602
PC6	0,016	0,041	0,644
PC7	0,015	0,040	0,683
PC8	0,015	0,038	0,721
PC9	0,015	0,036	0,758
PC10	0,013	0,031	0,788
PC11	0,013	0,028	0,817
PC12	0,013	0,027	0,844

Continúa

Tabla 3. *Continuación*

	Desviación estándar	Proporción de varianza	Proporción acumulada
PC13	0,012	0,026	0,870
PC14	0,012	0,023	0,892
PC15	0,011	0,021	0,914
PC16	0,011	0,020	0,934
PC17	0,011	0,020	0,953
PC18	0,010	0,015	0,969
PC19	0,009	0,014	0,982
PC20	0,008	0,012	0,994
PC21	0,006	0,006	1,000

Fuente: elaboración propia en R.

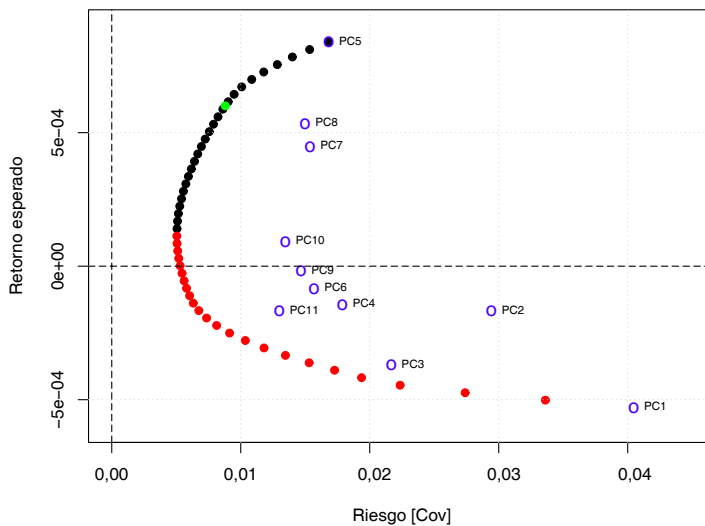
Observando la variabilidad explicada de cada una de las componentes principales configuradas, se evidencia que alrededor del 50 % de la variabilidad de la información es explicada con las primeras 3 componentes, que son aproximadamente el 15 % de las variables originales o dimensionalidad inicial. Un 70 %, 80 % y 90 % de la variabilidad total es explicada con 8, 11 y 15 componentes principales respectivamente, que a su vez corresponden al 38 %, 52 % y 71 % del total de las variables originales.

Teniendo entonces la selección de las 11 primeras componentes principales, se realiza el modelo de Markowitz para obtener el portafolio óptimo tangente a la frontera eficiente, partiendo de las nuevas transformaciones de los retornos dadas como sigue: $\mathbf{R}_p = \mathbf{E}^{-1}\mathbf{R}^T$, donde \mathbf{E}^{-1} es la matriz inversa de los vectores propios, obtenidos al realizar las componentes principales. Estos componentes actúan como *ponderaciones* para el cálculo de los nuevos rendimientos, y adicionalmente esta matriz \mathbf{E}^{-1} es la misma matriz de rotación de las componentes principales, dado que es una matriz ortogonal. Por otro lado, \mathbf{R}^T es la matriz transpuesta de los retornos originales. Obteniendo entonces un nuevo portafolio óptimo, con una nueva rentabilidad media estimada y un nuevo riesgo, se calculan las nuevas medidas definidas en la sección III., para la respectiva contrucción de estados y estimación de

las probabilidades de las cadenas de Markov, y se finaliza con un análisis comparativo de las metodologías utilizadas.

En la frontera eficiente (Figura 7) del modelo de Markowitz de los retornos asociados a las componentes principales, se observa que las componentes 5, 7, 8 y 10 se ubican en la figura con rendimientos esperados positivos mientras todos los demás componentes se ubican con rendimientos esperados negativos, lo que da a pensar que el portafolio óptimo, bajo esta metodología, debería estar conformado en mayor proporción por los retornos asociados a las componentes con rendimientos positivos. También se puede observar que los retornos asociados a los componentes PC1, PC2 y PC3 son los que tiene mayor riesgo, al estar a la derecha de la figura, donde en el eje horizontal se tiene la medida de riesgo, lo cual es intuitivamente lógico, ya que son los que más recogen información o variabilidad de los rendimientos originales; además, tienen un rendimiento esperado negativo.

Figura 7. Frontera eficiente de los 11 primeros componentes principales



Fuente: elaboración propia.

Corroborando las hipótesis anteriormente mencionadas, en la Tabla 4 se observa la composición del portafolio óptimo tangente a la frontera

eficiente, construida por los portafolios que se configuraron bajo el análisis de componentes principales (ACP), donde se pondera en mayor proporción a las componentes 5, 7 y 8. Estas componentes son las de mayor rendimiento y en menor proporción a la componente 10, todas las demás tienen un peso de cero, por lo que quedan por fuera de la composición del portafolio.

Tabla 4. *Pesos y Riesgo del Portafolio tangente a la frontera eficiente*

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10	PC11
Pesos del portafolio	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3824	0,0000	0,2442	0,3072	0,0000	0,0662	0,0000
Riesgo (Covarianza)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,5343	0,0000	0,1819	0,2734	0,0000	0,0103	0,0000

Fuente: elaboración propia en R.

Este nuevo portafolio óptimo tiene un rendimiento esperado de 0,0006, mucho mayor que el rendimiento esperado alcanzado con el portafolio óptimo del modelo de Markowitz con los rendimientos originales, y a su vez tiene una desviación de 0,0938 menor a la anterior como medida de riesgo.

Tabla 5. *Retorno Esperado y Medidas de Riesgo del Portafolio tangente a la frontera eficiente*

Media	Cov	CVar	Var
0,0006	0,0088	0,0183	0,0127

Fuente: elaboración propia en R.

Si se observan los pesos, en la Tabla 6, de cada una de las acciones en las componentes principales configuradas, se nota que:

- Las acciones con mayor ponderación en las componentes 5, 7 y 8, son PFBCOLOM, BCOLOMBIA, PFAVAL, ETB, CEMARGOS, ISA, EEB, BVC, PFDAVNDA, las cuales, de acuerdo a la Figura 5, son las acciones que más rentabilidad positiva tienen.
- Las acciones que tienen una ponderación negativa en estas mismas componentes 5, 7 y 8, son ECOPETROL, ÉXITO, CONCRET, BANCO DE BOGOTÁ, CELSIA, y CORFICOLCF, las cuales, como igualmente se evidencia en la Figura 5 que son las acciones con una

menor rentabilidad esperada (negativa), intuitivamente se interpreta esto como posibles operaciones en corto.

- Si se verifica en la Tabla 6 los valores para las dos primeras componentes, que no tienen ninguna participación en el portafolio óptimo, se evidencian unos pesos mayores para las acciones CNEC, ECOPETROL y ÉXITO, las cuales son las que más volatilidad o riesgo presentan.
- Se tienen unos resultados bastante coherentes con respecto al primer modelo de Markowitz presentado, en cuanto a la escogencia de las acciones para la conformación de los portafolios óptimos, solo que supone entonces que, bajo este modelo y utilizando ACP, se pueden hacer ventas en corto al instante de operar con las acciones.

Tabla 6. Pesos de las acciones COLCAP dentro de las componentes principales

Acciones	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10	PC11
PFBCELOM	0,177	-0,166	0,006	-0,538	0,166	-0,132	0,160	-0,004	0,000	-0,139	-0,077
GRUPOSURA	0,194	-0,182	-0,101	0,021	-0,021	-0,071	0,074	0,076	-0,199	0,022	0,039
ECOPETROL	0,342	-0,022	0,014	-0,122	-0,796	0,374	0,204	-0,051	0,140	-0,110	-0,049
NUTRESA	0,137	-0,097	-0,051	0,024	0,015	-0,001	-0,109	0,005	0,075	0,066	0,089
GRUPOARGOS	0,222	-0,227	-0,145	0,189	0,012	0,014	0,099	0,161	-0,358	0,031	-0,075
BCOLOMBIA	0,187	-0,169	0,016	-0,564	0,194	-0,129	0,163	-0,034	0,017	-0,103	-0,114
PFAVAL	0,106	-0,149	0,003	-0,189	0,154	0,305	-0,091	-0,086	0,209	0,590	0,118
CEMARGOS	0,198	-0,203	-0,136	0,219	0,061	-0,019	0,159	0,208	-0,384	0,026	0,020
ISA	0,183	-0,196	-0,126	0,201	-0,048	-0,107	0,113	-0,065	0,006	0,375	-0,347
EEB	0,073	-0,046	-0,031	0,066	0,045	0,082	-0,010	0,275	0,184	-0,202	0,370
CORFICOLCF	0,124	-0,119	-0,035	0,068	0,018	0,014	-0,062	0,215	-0,146	-0,118	0,075
PFDVAVNDA	0,186	-0,189	-0,066	0,019	0,106	-0,032	-0,030	0,087	0,101	-0,422	0,188
EXITO	0,197	-0,258	-0,119	0,189	-0,125	-0,484	-0,190	-0,642	0,162	-0,093	0,098
BOGOTA	0,098	-0,086	-0,045	0,006	-0,020	0,138	-0,312	0,049	0,141	-0,112	0,276
CELSIA	0,176	-0,154	-0,080	0,126	0,132	0,051	-0,215	0,169	0,292	0,147	0,187
PFAVH	0,209	-0,174	0,941	0,177	0,064	-0,032	0,009	0,009	-0,016	0,006	-0,025
GRUPOAVAL	0,155	-0,140	-0,053	-0,117	0,064	0,105	-0,012	0,045	0,041	0,270	0,132
CNEC	0,639	0,734	-0,026	0,032	0,167	-0,109	-0,053	-0,029	-0,043	0,050	0,018
CONCONCRET	0,041	-0,049	0,029	-0,187	-0,004	0,338	-0,637	-0,252	-0,517	-0,096	-0,095
ETB	0,057	-0,037	-0,077	0,253	0,422	0,557	0,371	-0,446	0,081	-0,248	-0,063
BVC	0,104	-0,075	-0,076	0,103	0,096	0,065	-0,320	0,267	0,377	-0,201	-0,707

Fuente: elaboración propia en R.

V. Cadenas de Markov

Una vez se establecen los portafolios óptimos bajo los modelos de Markowitz con los rendimientos originales y los rendimientos mediante la metodología de reducción de dimensiones ACP, se consideran los intervalos de tiempo diarios, semanales y mensuales como se definieron en la sección III. A, para poder construir las matrices de transición (véanse las matrices 6 y 7) y establecer los respectivos vectores estacionarios para las cadenas de primer y segundo orden. Así, se obtienen 12 matrices de transición, 6 para cada orden a analizar.

Dadas estas matrices de transición, tanto de primer como de segundo orden, se emplean los teoremas que permiten obtener los vectores de probabilidad estacionarios desde las matrices de transición regulares (véanse Kemeny & Snell, 1976; Jiménez, 2017), tal y como se muestran en las Tablas 7 y 8, donde B son estados bajistas y S estados alcistas, como se definió anteriormente en la sección III.

Tabla 7. *Vectores estacionarios de primer orden*

Tipo de cadena	B	S
Diario 1er orden	0,465	0,535
Diario 1er orden ACP	0,471	0,529
Semanal 1er orden	0,425	0,575
Semanal 1er orden ACP	0,414	0,586
Mensual 1er orden	0,350	0,650
Mensual 1er orden ACP	0,256	0,744

Fuente: elaboración propia.

Como se evidencia en estos 6 vectores estacionarios asociados a cada uno de los modelos de Markov, desarrollados tanto en el primer como en el segundo orden, las entradas de cada uno de estos vectores \vec{v} se pueden leer o interpretar como la probabilidad estacionaria de estar en dicho estado; por ejemplo, para el modelo con un intervalo de tiempo diario de primer

orden sin usar componentes principales, la probabilidad $P(S) = 0,535$ es la probabilidad estacionaria de que de un día para otro el precio suba, es decir, que el retorno esperado diario del portafolio seleccionado sea positivo. Así, análogamente, para el modelo con un intervalo de tiempo diario de segundo orden bajo el análisis de componentes principales, la probabilidad $P(SS) = 0,261$ es la probabilidad estacionaria de que los precios de dos días seguidos suban, o lo que es igual, que dos retornos esperados diarios del portafolio seleccionado sean positivos.

Tabla 8. *Vectores estacionarios de segundo orden*

Tipo de cadena	BB	BS	SB	SS
Diario 2do orden	0,226	0,240	0,240	0,294
Diario 2do orden ACP	0,205	0,267	0,267	0,261
Semanal 2do orden	0,182	0,243	0,243	0,332
Semanal 2do orden ACP	0,171	0,243	0,243	0,343
Mensual 2do orden	0,124	0,247	0,247	0,382
Mensual 2do orden ACP	0,076	0,203	0,203	0,518

Fuente: elaboración propia.

De igual modo, se puede evidenciar en las Tablas 7 y 8 que si el intervalo de tiempo para calcular los estados de las cadenas, es más amplio, es decir, $m = 1$, $m = 5$ o $m = 20$, diario, semanal o mensual, respectivamente, las probabilidades estacionarias de estar en los estados S o SS se vuelven más grandes. Esto se interpreta como que en el mercado colombiano una inversión a largo plazo con estas acciones comprendidas en los portafolios óptimos puede llegar a ser más confiable y rentable que una a corto plazo. Algo semejante ocurre con las cadenas de Markov modeladas para los portafolios resultantes del análisis de componentes principales, el cual arroja probabilidades estacionarias para los estados alcistas S y SS mayores que las probabilidades estacionarias de los portafolios que no fueron conformados bajo ACP para las cadenas de primer y segundo orden, excepto para los intervalos de tiempo diarios.

Ahora, se realiza el pronóstico del ajuste del modelo de Markov. Después de realizar la estimación de los vectores estacionarios de las doce matrices de transición para cada cadena de Markov, dependiendo el orden, intervalos de tiempo para la configuración de los estados y estructura de los retornos (originales o transformados por ACP), lo que se quiere ver entonces es el comportamiento de los estados para cada una de las matrices y calcular la proporción de veces que cada estado tiene en los siguientes cuatro meses al análisis, es decir, de noviembre de 2017 a febrero de 2018.

Para esto se conformaron exactamente los mismos portafolios bajo el modelo de Markowitz, tanto de los rendimientos originales, como de los rendimientos transformados bajo el análisis de componentes principales, y partiendo de estos portafolios se calculó la proporción del número de veces que los rendimientos esperados de cada portafolio se encontraron en cada uno de los estados para cada uno de los intervalos de tiempo.

Dicho lo anterior, se observa que los resultados para ver la precisión de pronóstico de los modelos para las cadenas de primer orden (Tabla 9) tienen coherencia y relación con las probabilidades estacionarias de la Tabla 7 estimadas al ejecutar los modelos; igualmente se evidencia esta coherencia para las cadenas de segundo orden en las Tablas 10 contra los vectores de probabilidad estacionarios de la Tabla 8. Adicionalmente, se observa que las proporciones para los estados alcistas como S para cadenas de primer orden y SS para cadenas de segundo orden, tienden a ser significativamente más grandes que los otros estados B (primer orden) o BB , BS y SB (segundo orden), respectivamente, como se mostró en las estimaciones de los vectores estacionarios; se interpreta entonces que, en general, las acciones seleccionadas de los portafolios óptimos tienen tendencia alcista, y que si en un caso hipotético un inversionista decide contemplar una estrategia de inversión como la planteada, puede tener una utilidad positiva. Hay que mencionar que para los intervalos de tiempo mensuales en las cadenas de segundo orden solo se tienen tres realizaciones de los estados (ya que se toman solo los siguientes 4 meses) donde una es BS , con una proporción de 0,333 y las otras dos SS , con una proporción de 0,667.

Tabla 9. *Vectores estacionarios. Ajuste de primer orden*

Tipo de cadena	B	S
Diario 1er orden	0,487	0,512
Diario 1er orden ACP	0,418	0,582
Semanal 1er orden	0,467	0,533
Semanal 1er orden ACP	0,400	0,600
Mensual 1er Orden	0,333	0,667
Mensual 1er orden ACP	0,333	0,667

Fuente: elaboración propia.

Tabla 10. *Vectores estacionarios. Ajuste de segundo orden*

Tipo de cadena	BB	BS	SB	SS
Diario 2do orden	0,287	0,200	0,200	0,312
Diario 2do orden ACP	0,139	0,278	0,291	0,291
Semanal 2do orden	0,267	0,200	0,200	0,333
Semanal 2do orden ACP	0,067	0,333	0,333	0,267
Mensual 2do Orden	0	0,333	0	0,667
Mensual 2do orden ACP	0	0,333	0	0,667

Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Se evidencia, a través de los resultados de los vectores estacionarios asociados a las cadenas de Markov, que los modelos asociados a los retornos, bajo un análisis de componentes principales (ACP), presentan mejores utilidades o rentabilidades esperadas y un riesgo menor a los modelos de Markowitz sin hacer la reducción de dimensionalidad.

Cada vez que se construyen medidas que integren intervalos de tiempo más amplios, como las medidas semanales y/o mensuales, los resultados de

los vectores estacionarios entre estados completamente opuestos (B vs. S para cadenas de primer orden, BB vs. SS para cadenas de segundo orden) van a tener una diferencia cada vez más grande.

Se concluye que, para el mercado colombiano, una inversión a largo plazo (meses) es más viable, ya que tiene una mayor probabilidad de rentabilidad que una a corto plazo (días), pues las componentes de los vectores estacionarios muestran unas probabilidades mayores para estados alcistas (S , SS) cuando los intervalos de tiempo son más amplios.

Al observar las proporciones de cada uno de los estados en los 4 meses siguientes al análisis, conocida la realidad de los precios y estados en ese rango de tiempo, bajo las cadenas y temporalidad mencionadas, se concluye que hay coherencia de estas proporciones, con los vectores estacionarios de probabilidad estimados en el modelo, por lo que se observa una precisión en el pronóstico del modelo mediante las cadenas de Markov.

Agradecimientos

Los autores agradecen las observaciones y recomendaciones de los evaluadores anónimos, designados por la revista *Lecturas de Economía*, a la versión preliminar de este artículo, ya que permitieron mejorar y clarificar la metodología planteada en este.

Referencias

- Bhat, U. N. & Miller, G. K. (2002). *Elements of Applied Stochastic Processes* (3ra. ed.). New York: John Wiley & Sons.
- Cecchetti, S. & Sigalotti, L. (2013). *Forward-looking robust portfolio selection* (Temi di Discussione Working Paper, No. 913). Recuperado de: <http://doi.org/10.2139/ssrn.2281906>
- Fabozzi, F. J. & Markowitz, H. M. (2002). *The theory and practice of investment management* (1ra. ed.) New Jersey: John Wiley.

- Falk, B. (1986). Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1096-1109. <http://doi.org/10.2307/1833193>
- Hyung, N. & de Vries, C. G. (2007). Portfolio selection with heavy tails. *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 383-400. <http://doi.org/10.1016/j.jempfin.2006.06.004>
- Jackson, J. E. (1991). *A user's guide to principal components* (1ra. ed.). John Wiley.
- Jiménez Moscoso, J. A. (2017). *Álgebra matricial con aplicaciones en estadística* (3ra. ed.). Bogotá, Colombia: Universidad Nacional de Colombia.
- Kemeny, J. G. & Snell, J. L. (1976). *Finite Markov Chains*. New York: Springer-Verlag.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection: Efficient diversification of investment*. New York: John Wiley.
- Martínez, C. L.; Restrepo, J. & Velásquez, J. (2004). Selección de portafolios usando simulación y optimización bajo incertidumbre. *Dyna*, 71(141), 37-57.
- McQueen, G. & Throley, S. (1991). Are stock returns predictable? A test using Markov chains. *The Journal of Finance*, 46(1), 239-263. <http://doi.org/10.2307/2328695>
- Meucci, A. (2010). *Managing diversification* (Bloomberg Education and Quantitative Research and Education Paper). Recuperado del sitio web de la biblioteca virtual SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1358533
- Neftci, S. N. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy*, 92(2), 307-328. <http://doi.org/10.2307/1831389>

- Parada, J. R. (2012). La teoría financiera y análisis técnico. *Revista Universidad EAFIT*, 35(116), 21-36.
- Partovi, H. M. & Caputo, M. R. (2004). Principal portfolios: Recasting the Efficient frontier. *Economics Bulletin*, 7(3), 1-10.
- Pasini, G. (2017). Principal component analysis for stock portfolio management. *International Journal of Pure and Applied Mathematics*, 115(1), 153-167. <https://ijpam.eu/contents/2017-115-1/12/12.pdf>
- Peña, D. (2002). *Análisis de datos multivariantes* (1ra. ed.). Madrid, España: McGraw-Hill Interamericana de España.
- Rachev, S.; Huber, I. & Ortobelli, S. (2002). *Portfolio choice with heavy tailed distributions*. Recuperado de: <https://pdfs.semanticscholar.org/41a9/06b013eeb3c89e28435af8375f7eacb53fc3.pdf>
- Ramírez, J. C. & Sandoval, R. (2002). *Patrones no lineales en los rendimientos de las acciones de la BMV: Una prueba basada en cadenas de Markov de segundo orden*. Centro de Investigación y Docencia Económicas, A.C. (CIDE). Recuperado de: <http://aleph.academica.mx/jspui/bitstream/156789/4312/1/DOCT2064958.PDF>
- Ramírez, J. C. & Sandoval, R. (2003). Una propuesta para evaluar pronósticos de rendimientos de acciones cuando las distribuciones empíricas no son normales estacionarias. *Estudios Económicos*, 18(2), 237-277.
- Yang, L. (2015). *An application of principal component analysis to stock portfolio management* (Tesis de maestría, University of Canterbury, Nueva Zelanda).

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

Javier Emmanuel Anguiano-Pita y Antonio Ruiz-Porras

Lecturas de Economía - No. 92. Medellín, enero-junio 2020

Javier Emmanuel Anguiano-Pita y Antonio Ruiz-Porras

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

Resumen: El objetivo de este artículo es estudiar las dinámicas del proceso de integración de los mercados de valores gubernamentales, interbancarios, cambiarios y bursátiles de las economías del TLCAN. Para tal propósito, se emplea el modelo generalizado de factores comunes propuesto por Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2005) y series representativas de los rendimientos de los mercados analizados para el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 2017. Los principales resultados sugieren que: 1) existen asimetrías en el tamaño de los mercados, 2) hay evidencia de cambios estructurales, 3) existen factores comunes entre los mercados financieros, 4) los mercados tienen niveles de integración diferenciados, y 5) los mercados cambiarios y bursátiles son los más sensibles a los componentes comunes. Estos hallazgos pueden ser útiles para analizar la evolución del TLCAN y para proponer políticas económicas y financieras regionales.

Palabras clave: integración financiera; mercados monetarios; mercados cambiarios; mercados interbancarios; mercados bursátiles; modelo generalizado de factores dinámicos; TLCAN.

Clasificación JEL: C58; F36; G15.

Market dynamics and integration of the financial markets of the NAFTA countries

Abstract: The aim of this paper is to study the dynamics of the integration process of the bond, interbank, currency and stock markets of the NAFTA region. For this purpose, we use the generalized dynamic factor model originally proposed by Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2005) and representative series of monthly returns of the analyzed markets for the period from January 1995 to December 2017. The main results suggest that: 1) There are asymmetries in the size of the markets; 2) there is evidence of structural breaks; 3) common factors exist among the financial markets; 4) the markets have differentiated levels of integration; and 5) the currency and stock markets are the most sensitive to the common components. These findings may be useful to analyze the evolution of NAFTA and to propose economic and financial regional policies.

Keywords: financial integration; monetary markets; currency markets; interbank markets; stock markets; generalized dynamic factor model, NAFTA.

JEL Classification: C58; F36; G15.

Dynamique et intégration des marchés financiers des pays de l'ALENA

Résumé: L'objectif de cet article est d'étudier la dynamique du processus d'intégration des marchés publics, interbancaires, monétaires et boursiers des économies faisant partie de l'ALENA. À cet effet, nous utilisons le modèle de facteurs communs généralisés proposé par Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (2005) et nous analysons une série représentative des rendements des marchés pour la période entre janvier 1995 et décembre 2017. Les principaux résultats suggèrent que: 1) il y a des asymétries dans la taille des marchés, 2) il y a des changements structurels, 3) il existe des facteurs communs entre les marchés financiers, 4) les marchés ont des niveaux d'intégration différenciés et 5) les marchés monétaires et boursiers sont les plus sensibles aux composants courants. Ces résultats peuvent être utiles pour analyser l'évolution de l'ALENA, afin de proposer des politiques économiques et financières régionales.

Mots clés: intégration financière; marchés monétaires; marchés des changes; marchés interbancaires; marchés boursiers; modèle de facteur dynamique généralisé; ALENA.

Classification JEL: C58; F36; G15.

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

Javier Emmanuel Anguiano-Pita ^a y Antonio Ruiz-Porras ^b

–Introducción. –I. Características de los mercados financieros del TLCAN. –II. Revisión de la literatura. –III. Metodología de análisis. –IV. Base de datos y estadísticas descriptivas. –V. Modelación y análisis econométrico. –Conclusiones. –Anexos. –Agradecimientos. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n92a03

Primera versión recibida el 27 de febrero de 2018; versión final aceptada el 22 de julio de 2019

Introducción

El Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) se considera un acuerdo representativo de la integración económica a nivel mundial. Formalmente, el acuerdo plantea el establecimiento de una zona de libre comercio, la apertura y protección de los flujos financieros — principalmente de Inversión Extranjera Directa — y, en cierta medida, el establecimiento de un marco legal y regulatorio común entre los gobiernos de Estados Unidos, Canadá y México. La principal característica que distingue al acuerdo es que este se encuentra conformado por países con distintos niveles de desarrollo económico y financiero.

^a *Javier Emmanuel Anguiano Pita*: estudiante del Doctorado en Estudios Económicos, Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara, Zapopan, México. Dirección postal: Periférico Norte N° 799, Núcleo Universitario Los Belenes, C. P. 45100. Dirección electrónica: je.ptt@hotmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-3902-534X>

^b *Antonio Ruiz Porras*: profesor investigador titular C y coordinador del Doctorado en Estudios Económicos, Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad de Guadalajara, Zapopan, México. Dirección postal: Periférico Norte N° 799, Núcleo Universitario Los Belenes, C. P. 45100. Dirección electrónica: antoniop@cucea.udg.mx
<https://orcid.org/0000-0003-4184-0850>

En este contexto, a más de veinte años de haber entrado en vigor el TLCAN, el cual formalizó la apertura de los mercados de esa región, el desarrollo de estudios que evalúen el nivel de integración en el ámbito financiero continúa siendo relevante. Dentro de la literatura especializada la mayoría de los trabajos sobre la integración de los mercados financieros han analizado los mercados bursátiles, pero, debido a limitaciones metodológicas y de disponibilidad de series de datos comparables se han realizado pocos estudios que involucren otros tipos de mercados.

En este artículo se analiza de manera conjunta la dinámica e integración de los mercados de tasas de interés, tipos de cambio y activos bursátiles pertenecientes a los tres países que conforman el TLCAN. El estudio de las dinámicas e interrelaciones de los mercados es necesario para entender los procesos de ahorro, inversión y expectativas de crecimiento económico en la región. La razón principal de incorporar diferentes tipos de mercados financieros se debe a que las instituciones, el acceso a los sistemas de pagos, los requerimientos de transformación de activos, los riesgos y los problemas de información son múltiples y diversos en los países analizados y entre ellos.

Existen distintos enfoques teóricos que explican las interrelaciones entre los mercados financieros de economías abiertas. Los enfoques más utilizados en la literatura empírica son las condiciones internacionales de paridad, el enfoque de balanza de pagos y el enfoque de mercado de activos (Eiteman, Stonehill & Moffett, 2016, p. 262). Estos enfoques postulan relaciones diferentes entre los mercados, debido a que, según enfatizan, las dinámicas de los mercados responden a diferentes factores. Por lo tanto, no existen consensos sobre la naturaleza de las interrelaciones ni de las dinámicas de los mercados.

En términos metodológicos, esta investigación se sustenta en la estimación del modelo econométrico de factores dinámicos comunes, siguiendo el enfoque generalizado propuesto por Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2005). El enfoque empleado permite representar un conjunto de series de tiempo mediante su descomposición en su componente común e idiosincrático. Particularmente, aquí se interpretan los factores que explican la dinámica de los componentes comunes como variables latentes que capturan

las dinámicas de integración entre los mercados. Usar este enfoque no requiere imponer una forma funcional específica sobre el modelo y permite aprovechar la información contenida en las series observadas para capturar los movimientos coincidentes de corto y largo plazo.

Con la finalidad de caracterizar la dinámica de los mercados analizados se utilizan estadísticas descriptivas, pruebas de raíces unitarias y estacionariedad, de cambio estructural endógeno y los criterios de información propuestos por Alessi, Barigozzi y Capasso (2010) y Hallin y Liska (2007). La muestra analizada incluye series mensuales de tasas de interés, tipos de cambio *spot* e índices de precios bursátiles representativos de los mercados de Estados Unidos, Canadá y México para el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 2017.

Para evaluar el grado de integración entre mercados se emplea un enfoque similar al utilizado en Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2000), el cual consiste en calcular el porcentaje de la varianza total explicada por el componente común asociado a cada variable observada. Este porcentaje es interpretado como una medida aproximada del nivel de integración entre los mercados de la región. Adicionalmente, se calculan los promedios de los porcentajes agrupándolos por tipo de mercado y por país, con la finalidad de hacer comparaciones sobre el grado de integración financiera en diferentes ámbitos.

Este estudio hace contribuciones econométricas y analíticas a la literatura empírica que estudia el proceso de integración entre los mercados financieros del TLCAN. La contribución analítica de este estudio consiste en extender la investigación sobre la dinámica de la integración financiera en la región y profundizar en el estudio conjunto de distintos mercados financieros.

El artículo se organiza en siete secciones. La sección I presenta una breve caracterización estadística de los mercados estudiados. La sección II incluye la revisión de la literatura. La sección III presenta la metodología empleada en el análisis empírico. La sección IV describe la base de datos e incluye las pruebas estadísticas de raíces unitarias, estacionariedad y cambios estructurales. La sección V presenta los resultados de la modelación y el análisis econométrico del modelo de factores dinámicos. La última sección sintetiza los principales hallazgos y las conclusiones del estudio.

I. Características de los mercados financieros del TLCAN

Si bien es cierto que los mercados financieros de México han exhibido un rápido crecimiento a partir de su liberalización en la década de los años noventa, hoy estos mercados exhiben importantes disparidades en términos de sus niveles de desarrollo y capitalización, si se comparan con sus contrapartes de Estados Unidos y Canadá. La Tabla 1 presenta una descripción general del tamaño medido de las economías mediante su producto interno bruto (PIB) y mediante el nivel de capitalización de los mercados bursátiles y de bonos gubernamentales.

La Tabla 1 muestra que la economía de México es la más pequeña de la región del TLCAN. Su PIB registró un valor real de US \$1.026,4 billones en 2017. Dicho monto es aproximadamente 17 veces menor al monto registrado en el mismo año por la economía de Estados Unidos (US \$17.305,0 billones) y 1,4 veces menor al registrado por la economía de Canadá (US \$1.475,2 billones). Sin embargo, debe destacarse que la economía mexicana presentó el mayor dinamismo durante el período analizado, al registrar una tasa de crecimiento real promedio del PIB de 3,32 por ciento. La economía de Estados Unidos, por su parte, tuvo el menor dinamismo, ya que su tasa de crecimiento real promedio fue de 2,28 por ciento.

Las diferencias en el tamaño de las economías también se reflejan en sus mercados financieros. Como puede observarse en la misma tabla, los niveles de capitalización de los mercados de Estados Unidos y Canadá son mucho más altos que los registrados por los mercados de México. Al finalizar el año 2017 la capitalización del mercado bursátil de Estados Unidos y Canadá medido como proporción respecto a su PIB fue de 165,7 y 143,2 por ciento respectivamente, mientras que el de México fue de apenas 36,3 por ciento. En términos absolutos, la capitalización del mercado bursátil de Estados Unidos al cierre del mismo año fue aproximadamente 14 veces mayor que la de Canadá y 77 veces mayor que la de México.

En los mercados de bonos gubernamentales se observan las mismas asimetrías. En el 2010, año para el cual se encontró la información más reciente, el nivel de capitalización del mercado de Estados Unidos registró un valor de US \$ 1.788 billones, el cual es aproximadamente 10 veces mayor

al nivel de capitalización del mercado de Canadá (US\$167,7 billones) y 57 veces mayor al de México (US \$31,2 billones).

Tabla 1. *Producto interno bruto y nivel de capitalización de los mercados financieros*

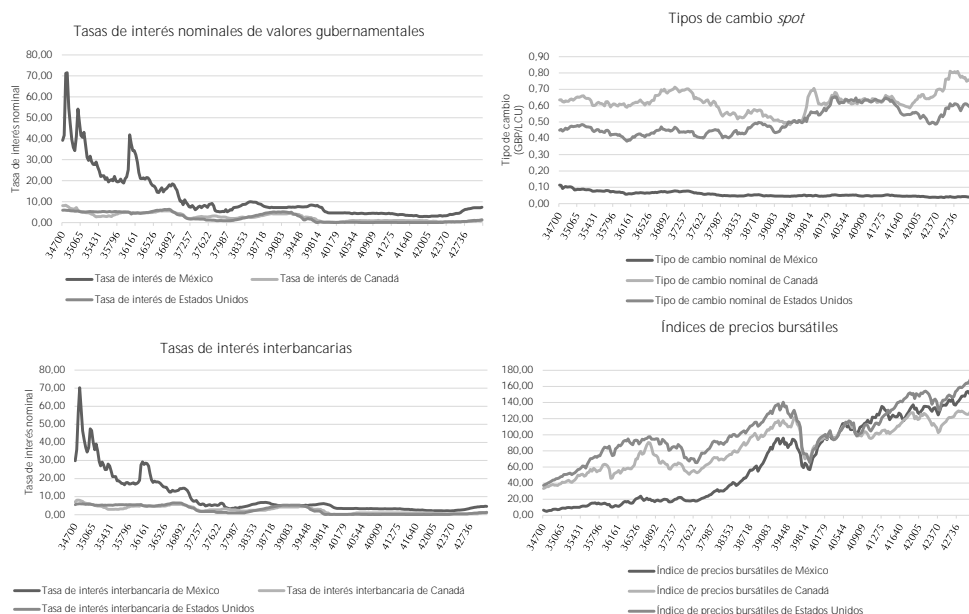
Indicador	1995	2000	2005	2010	2015	2017	Tasa de crecimiento promedio
Producto interno bruto (Billones de USD)							
Estados Unidos	10.299,0	12.713,1	14.408,1	14.964,4	16.672,7	17.305,0	2,28
Canadá	811,7	917,5	1.286,8	1.613,5	1.435,0	1.475,2	2,63
México	483,9	875,1	965,6	1.057,8	1.076,2	1.026,4	3,32
Capitalización del mercado bursátil (Billones de USD)							
Estados Unidos	9.342,2	18.674,8	18.707,4	17.283,5	23.064,4	28.665,9	5,00
Canadá	902,7	952,8	1.631,0	2.171,2	1.466,1	2.112,5	3,77
México	121,9	154,8	263,1	454,3	370,1	372,2	4,97
Capitalización del mercado bursátil/PIB (%)							
Estados Unidos	90,7	146,9	129,8	115,5	138,3	165,7	2,65
Canadá	111,2	103,8	126,8	134,6	102,2	143,2	1,11
México	25,2	17,7	27,3	43,0	34,4	36,3	1,60
Capitalización del mercado de valores gubernamentales (Billones de USD)							
Estados Unidos	997,8	761,7	1.006,0	1.788,5			3,71
Canadá	156,8	65,5	115,4	167,6			0,42
México	9,23	22,00	29,10	31,18			7,90

Nota: los valores presentados son contabilizados en dólares americanos a precios constantes de 2010. Los valores sobre el nivel de capitalización del mercado monetario se refieren únicamente a la capitalización de los mercados de *Treasury Bills* y fueron obtenidos de la base de datos sobre Deuda del Gobierno Central publicada por la OCDE hasta el año 2010.

Fuente: elaboración propia con información estadística del Banco Mundial y la OCDE.

Las asimetrías entre los mercados financieros de los países que conforman el TLCAN también se reflejan en sus dinámicas. La Figura 1 presenta las gráficas de los doce mercados analizados. En ella se observan las diferencias entre las dinámicas que siguen los mercados de Estados Unidos y Canadá, y aquellas de los mercados de México. Resulta importante enfatizar que la información mostrada en dichas gráficas inicia en el año 1995, justo después de la crisis económica ocurrida en México en el año 1994, e incluyen otros eventos de crisis internacionales, entre estos la última crisis financiera global iniciada en 2007.

Figura 1. Dinámica de los mercados de valores gubernamentales, tipos de cambio e índices bursátiles de la región del TLCAN, 1995-2017



Nota: las variables consideradas corresponden a las series en niveles. Los tipos de cambio consideran el valor de las monedas de cada país (*Local Currency Unit*—*LCU*—) con respecto a la libra esterlina (GBP). Los índices de precios bursátiles consideran como período base el año 2010.

Fuente: elaboración propia.

La evidencia sugiere elementos importantes a considerar para el estudio y la caracterización de la integración financiera en la región del TLCAN. En primer lugar, resulta importante considerar las diferencias en los tamaños y niveles de desarrollo de los mercados, ya que esto puede ser una barrera que limite su plena integración. Por otra parte, mediante el análisis gráfico se puede inferir que el proceso de integración financiera regional tiene un carácter dinámico y que es posible que existan cambios estructurales en las series, debido a que el período analizado coincide con distintos eventos de crisis económicas y financieras. Particularmente, estas consideraciones motivan y validan el enfoque metodológico usado en esta investigación.

II. Revisión de la literatura

El estudio de los diversos procesos de integración financiera a nivel mundial ha sido un tema de gran interés para la literatura empírica. En la literatura contemporánea es posible identificar diversos enfoques metodológicos e indicadores que han sido empleados para medir el grado de avance de la integración entre mercados. Sin embargo, debe señalarse que en esta literatura no existe un consenso sobre la definición de la noción de integración financiera¹ ni tampoco sobre una técnica específica para cuantificar su avance. En este estudio se evalúa la hipótesis de Ho (2009), la cual argumenta que los acuerdos comerciales inducen la integración de los mercados financieros.²

En el contexto particular de la región del TLCAN, los estudios empíricos que han analizado la integración de los mercados financieros son escasos. Los estudios existentes suelen centrar su atención en los mercados bursátiles y tienden a concluir que el nivel de integración entre estos es moderado. Este hallazgo se explica por las diferencias en sus niveles de capitalización, eficiencia, nivel de riesgo y costos de transacción (Ortiz, López-Herrera & Cabello, 2007; López-Herrera & Ortiz, 2010).

La literatura que emplea el análisis de cointegración para estudiar los mercados financieros del TLCAN son los más comunes. Particularmente, Aggarwal y Kyaw (2005) y López-Herrera y Ortiz (2010) argumentan que

¹ En la literatura especializada se encuentran distintas definiciones relacionadas con el concepto de integración. Eyraud, Singh y Sutton (2017, p. 5) la definen como “el proceso mediante el cual los mercados de dos o más países, o regiones, se vuelven más entrelazados entre sí” y con los grandes centros financieros internacionales. Por otra parte, Sutherland (1996) describe el concepto como un proceso en el cual los mercados convergen en términos de coberturas de activos y se enfrentan a los mismos shocks debido a la existencia de mecanismos y canales de contagio y propagación de crisis.

² Ho (2009) explica que la integración financiera ocurre debido a la entrada en vigor de acuerdos formales e informales entre países. En este contexto, los acuerdos formales se definen como aquellos en los que se pacta la armonización o eliminación de las regulaciones que restringen la entrada de los agentes e intermediarios de los países miembros. Los acuerdos informales, por su parte, son aquellos que permiten a las empresas nacionales y extranjeras compartir su información, invertir de manera conjunta o gestionar préstamos.

el nivel de integración de los mercados bursátiles se ha incrementado desde la entrada en vigor del acuerdo comercial. Ortiz, López-Herrera y Cabello (2007) y López-Herrera, Ortiz y Cabello (2009) señalan la importancia de considerar cambios estructurales en la integración entre los mercados. Ruiz-Porras y Anguiano-Pita (2017a) sugieren que la integración entre los mercados monetarios, cambiarios y de bienes y servicios ha sido limitada.³

La literatura que emplea el enfoque de volatilidades y correlaciones condicionales mediante variantes de los modelos GARCH (modelos generalizados auto regresivos condicionalmente heterocedásticos) ha encontrado que el nivel de interrelaciones e interdependencias entre los mercados bursátiles es moderado, pero tiende a aumentar durante momentos de crisis (p. ej. Chambet & Gibson, 2008; Lahrech & Sylwester, 2013; Sosa & Ortiz, 2017). Por el contrario, Ruiz-Porras y Anguiano-Pita (2017b) presentan resultados divergentes, pues señalan que los mercados monetarios, cambiarios, y de bienes y servicios presentan bajos niveles de integración; además, resaltan que estos responden de forma asimétrica ante *shocks* de información diferenciados.

Un enfoque relativamente poco empleado por la literatura que ha estudiado previamente los mercados del TLCAN es el análisis de factores. López-Herrera (2006) y López-Herrera y Ortiz (2011) estiman modelos multifactoriales para evaluar la dinámica de la prima de riesgo del mercado de capitales de México e identificar las relaciones entre los factores macroeconómicos locales y el proceso de determinación de precios en los mercados bursátiles de México y la región del TLCAN. El principal hallazgo de estos estudios señala que el nivel de integración entre los mercados es moderado debido a que predomina la influencia de los factores locales sobre los internacionales.

³ El estudio de López-Herrera et al. (2009) emplea el análisis de cointegración para analizar las relaciones de largo plazo entre los mercados bursátiles del TLCAN, y posteriormente evalúa el corto plazo mediante el estudio de las interrelaciones e interdependencias entre mercados. Por otra parte, el estudio de Ruiz-Porras y Anguiano-Pita (2017a) evalúa la existencia de relaciones de largo plazo entre los mercados monetarios, cambiarios, y de bienes y servicios para, posteriormente, analizar la dinámica de corto plazo de los mercados mediante pruebas de causalidad de Granger.

Las limitaciones de los estudios empíricos que han analizado la integración financiera en el TLCAN son áreas de oportunidad en la agenda de investigación regional. El análisis de cointegración se sustenta en que las series analizadas son integradas de orden uno — $I(1)$ —, homocedásticas y que se distribuyen normalmente. Estos supuestos resultan restrictivos cuando se estudian series con cambios estructurales. El análisis de volatilidades y correlaciones condicionales mediante modelos GARCH ve limitada su estimación e interpretación cuando se estudia un número relativamente grande de activos financieros.

En los últimos años han surgido distintos enfoques metodológicos que pretenden añadir robustez a los indicadores empleados para estudiar la integración financiera. Los modelos de factores constituyen una posible área de oportunidad para la literatura empírica. Este enfoque de modelación permite analizar las dinámicas comunes de comportamiento de grandes paneles de series de tiempo. Sus principales ventajas suponen análisis más precisos, modelos más parsimoniosos y mayor flexibilidad, ya que no se tiene que incurrir en supuestos sobre la relación teórica entre las variables analizadas.

La literatura que emplea modelos de factores dinámicos para estudiar la integración financiera es relativamente reciente. Cipriani y Kaminski (2006) analizan los patrones de integración de los mercados bursátiles, de bonos y de préstamos sindicados de 101 países. Este estudio emplea un modelo bayesiano de factor dinámico no estacionario e interpreta la varianza explicada por los factores comunes como medida de integración. Sus principales hallazgos señalan mayores similitudes en la dinámica de integración de los mercados de bonos y de emisión de préstamos sindicados, en comparación con la de los mercados bursátiles.

Qin, Cagas, Ducanes, Magtibay-Ramos y Quising (2007) utilizan un enfoque de modelación que combina la estimación de factores dinámicos y un modelo de corrección de errores para estudiar el proceso de integración de doce economías asiáticas. El estudio se sustenta en el análisis de las condiciones internacionales de paridad. Los principales hallazgos del estudio señalan una mayor velocidad e intensidad en los niveles de integración entre

los mercados de bienes en comparación con los mercados de tasas de interés y tipos de cambio.

Existen estudios que analizan la integración de mercados específicos. De Paula-Rocha y Marino-Sekkel (2006) estudian la integración de veinticuatro mercados bursátiles de economías desarrolladas y emergentes, utilizando el enfoque generalizado de factores dinámicos. Los principales resultados de este estudio señalan mayores niveles de integración entre los mercados de economías desarrolladas. En un contexto local, Baele, Bekaert e Ingelbrecht (2010) estudian los co-movimientos entre los rendimientos de los mercados de bonos y bursátiles de Estados Unidos. Sus principales hallazgos destacan la limitada contribución de la información macroeconómica para explicar las correlaciones entre mercados.

Boysen-Hegrefe (2013) emplea un modelo de factores dinámicos que considera volatilidades estocásticas en los componentes idiosincráticos y parámetros que cambian en el tiempo; esto, para estudiar la dinámica de los mercados de bonos gubernamentales de la Unión Europea. Sus principales hallazgos señalan un proceso de desintegración entre los mercados de países que han enfrentado crisis de deuda. Por otra parte, Greenaway-McGrevy, Mark, Sul y Wu (2018) estudian los rendimientos de los mercados de tipos de cambio de veintisiete países. Sus resultados señalan que los mercados de tipos de cambio son conducidos por dos factores empíricos vinculados con el dólar americano y el euro.

La principal limitación de los estudios empíricos estriba en la falta de consenso entre los enfoques teóricos que explican la integración entre mercados financieros. En este sentido, el estudio desarrollado aquí complementa la literatura existente porque incluye distintos mercados financieros sin suponer una relación única entre estos. Más aún, este modelo de análisis permite evitar el planteamiento de supuestos *a priori* sobre las relaciones entre las variables o sobre los canales específicos que ha seguido el proceso de integración financiera de la región del TLCAN. La existencia de un proceso de integración se justifica con base en la presencia de factores comunes entre las series analizadas.

La pertinencia de usar los modelos de factores dinámicos se justifica porque no hay razones para suponer que los factores que definen el proceso de integración sean únicamente estáticos. En este estudio se emplea el modelo generalizado de factores dinámicos propuesto por Forni et al. (2005). Este enfoque permite sintetizar las similitudes en la dinámica de las series estudiadas, sin imponer una forma funcional específica; además, aprovecha toda la información contenida en las series observadas en todo el espectro de frecuencias, lo que permite capturar los movimientos coincidentes de corto y largo plazo. Esta última característica resulta importante si se considera la naturaleza dinámica de los procesos de integración económica y financiera.

Finalmente, es importante señalar que la revisión de la literatura evidencia la conveniencia de estudiar la integración de los mercados financieros de la región del TLCAN. En primer lugar, esta investigación es importante por la falta de estudios sobre la integración de mercados financieros distintos a los bursátiles; asimismo, por la naturaleza dinámica del proceso de integración. Esta investigación también se relaciona con el actual proceso de modernización y los posibles resultados de la renegociación del tratado comercial. Estas consideraciones constituyen en sí mismas la motivación y validan el enfoque metodológico empleado.

III. Metodología de análisis

En este estudio se analizan las series mensuales de tasas de interés, tipos de cambio e índices de precios bursátiles de Estados Unidos, Canadá y México mediante un enfoque de series de tiempo. La metodología del estudio se sustenta en análisis de tipo estadístico, de cambio estructural y de componentes comunes. El análisis estadístico se usa para caracterizar las series y determinar su orden de integración, las pruebas de cambio estructural se emplean para determinar endógenamente la existencia de quiebres (p. ej. cambios estructurales) en las series, y el análisis de componentes comunes se emplea para evaluar el nivel de integración entre los mercados estudiados.

El análisis estadístico se sustenta en estadísticas descriptivas y en pruebas de normalidad, raíz unitaria y estacionariedad. Las estadísticas descriptivas y las pruebas de normalidad de Jarque-Bera se usan para caracterizar la

dinámica del comportamiento de las series de rendimientos, mientras que las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad se emplean para determinar el orden de integración de las series.⁴ En este estudio se emplean las pruebas de raíz unitaria aumentada de Dickey-Fuller (ADF) y de estacionariedad de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) sobre las series en niveles y en diferencias de cada variable;⁵ ambas se hacen haciendo diferentes supuestos para determinar el orden de integración de las series de manera robusta.

El análisis de cambio estructural endógeno complementa al análisis de orden de integración. En este análisis se emplea la prueba de Zivot-Andrews (ZA) para evaluar endógenamente la potencial existencia de un quiebre (p. ej. un cambio estructural) en una serie considerada como $I(1)$. Esta prueba se estima repetidamente sobre las series en niveles para determinar el momento de ocurrencia de un posible cambio estructural. La hipótesis nula asociada a esta prueba es que la serie tiene una raíz unitaria y que no experimenta ningún quiebre. La hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria y que experimenta un quiebre en un período en específico.

Económicamente, este estudio se sustenta en la estimación del modelo generalizado de factores dinámicos propuesto por Forni et al. (2005). Previo a su estimación, la metodología requiere la selección del número de factores estáticos y dinámicos. En este estudio se emplean los criterios de información de Alessi et al. (2010) y Hallin y Liska (2007) para determinar el número de factores que minimizan la varianza de los componentes idiosincráticos. Se seleccionan ambos criterios de información para llegar a resultados robustos y porque los mismos tienen un buen desempeño en el análisis de muestras finitas.

El análisis de componentes comunes sirve para evaluar el nivel de integración entre los mercados financieros con base en la propuesta de Forni et al. (2000), la cual sostiene que el cociente entre la varianza del componente

⁴ La correcta identificación del orden de integración de las series analizadas es importante para evitar la modelación de correlaciones espurias.

⁵ Se emplean ambas pruebas para contrastar las hipótesis nulas asociadas a cada una de ellas. La hipótesis nula de la prueba ADF es que la serie analizada tiene una raíz unitaria; en tanto que la hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria, $I(0)$. Por el contrario, la hipótesis nula de la prueba KPSS es que la serie analizada es estacionaria.

común y la varianza total de cada variable observada es una medida del nivel de comunalidad de cada variable en el sistema. En el marco de este estudio, la medida resultante puede ser interpretada como un índice sintético de la integración entre los mercados analizados. En este sentido, se estiman correlaciones de Pearson para establecer el grado de asociación entre los componentes comunes y las variables observadas.

El enfoque de modelación empleado en este estudio tiene algunas ventajas con respecto a otros enfoques econométricos, pues con este es posible estudiar la dinámica de un conjunto de series sin imponer una relación teórica específica entre ellas. Esto es especialmente útil para estudiar la relación entre diferentes mercados financieros. Adicionalmente, el enfoque usado permite la modelación conjunta de los componentes comunes aun cuando las series manifiestan cambios estructurales.⁶ Finalmente, el enfoque empleado aprovecha la información contenida en las series analizadas en todos los espectros de frecuencia, lo que permite capturar de forma más precisa los movimientos coincidentes de corto y largo plazo.⁷

Metodológicamente, el modelo de factores propuesto por Forni et al. (2005) supone que un conjunto de N vectores de series de tiempo puede ser representado como la suma de dos componentes mutuamente ortogonales: un componente común dirigido por un número reducido de $q < N$ factores comunes y un componente idiosincrático relacionado específicamente a cada N variable.

Supóngase que X_{it} es un vector de dimensión $(T \times N)$ que contiene T observaciones de cada una de las N series de tiempo estacionarias con media 0 y covarianza $\Gamma(0)$. Si dicho vector es un modelo generalizado de factores dinámicos es posible demostrar que cada serie de tiempo puede ser representada mediante la ecuación (1):⁸

⁶ Adviértase que las pruebas tradicionales de cointegración requieren que las series no manifiesten quiebres, cambios estructurales. Este requisito hace inviable estudiar la integración de largo plazo con las pruebas mencionadas.

⁷ Sala (2001) muestra que el análisis de cointegración visto desde el dominio de frecuencias es equivalente al estudio de la densidad espectral en la frecuencia cero.

⁸ Las condiciones necesarias y los supuestos que debe satisfacer el modelo se encuentran en Forni et al. (2000, 2005).

$$X_{it} = \chi_{it} + \xi_{it} = \sum_{j=1}^q b_{ij}(L) u_{jt} + \xi_{jt}, \quad (1)$$

donde χ_{it} es el componente común y ξ_{jt} el componente idiosincrático. En este contexto, $b_{ij}(L) = B_n(L) = B_0^n + B_1^n L + \dots + B_s^n L^s$ representa las ponderaciones dinámicas de carga de orden s , a las cuales se les permite que difieran en coeficiente y rezagos entre las series. Los q factores o *shocks* comunes ($u_{jt}; j = 1, \dots, q; t \in Z$), asociados a $B_n(L)$, se suponen como procesos de ruido blanco con varianza unitaria mutuamente ortogonales en todos sus rezagos y adelantos.⁹ El componente idiosincrático es dirigido por *shocks* específicos de cada variable. La estructura del factor dinámico implica que el componente idiosincrático de todas las series es ortogonal al componente común en todos sus rezagos y adelantos.

Los factores comunes u_{jt} son variables latentes que se estiman empleando la técnica de componentes principales dinámicos. Mediante esta técnica las variables observadas son desplazadas en el tiempo antes de ser promediadas entre las unidades de sección cruzada, tomando en cuenta el conjunto completo de covarianzas dinámicas. La idea detrás de este método supone que, al promediar entre unidades de sección cruzada y desplazando las series en el tiempo, los componentes idiosincráticos débilmente correlacionados se cancelan, mientras que las fuentes de variación común se conservan.

La matriz de densidad espectral $\Sigma_n(\theta) = (\sigma_{ij}(\theta))$ de X_{it} es estimada utilizando el análisis espectral de series de tiempo. Para cada frecuencia $[-\pi < \theta < \pi]$, se obtienen los componentes principales dinámicos a través de la descomposición de la matriz de densidad espectral en sus respectivos vectores propios y valores propios. Los componentes comunes son las proyecciones ortogonales de las series observadas en el presente, pasado y futuro de los primeros q componentes principales dinámicos. Los componentes idiosincráticos pueden ser encontrados después de sustraer el componente común a las series observadas.

⁹ El vector $B_n(L)$ tiene una matriz de densidad espectral no-singular, equivalente a los primeros q valores propios dinámicos del conjunto de información analizada.

Finalmente, debe enfatizarse que la metodología propuesta en este estudio tiene cuatro objetivos: primero, caracterizar las series de tasas de interés, tipos de cambio e índices de precios bursátiles; segundo, determinar endógenamente si han existido cambios estructurales en dichas variables; tercero, evaluar la existencia de factores comunes que señalen algún tipo de integración entre los mercados estudiados; y, por último, calcular el porcentaje de la varianza total explicada por los componentes comunes. Estos objetivos son importantes para comprender algunos aspectos del proceso de integración financiera en la región del TLCAN.

IV. Base de datos y estadística descriptiva

La base de datos empleada en este estudio se compone por un panel de series mensuales de tasas de interés, tipos de cambio *spot* e índices de precios bursátiles representativos de los mercados de Estados Unidos, Canadá y México para el período entre enero de 1995 y diciembre de 2017. Cada una de las series abarca un total de 276 observaciones.¹⁰

Para construir los rendimientos de los mercados de tipos de cambio y bursátiles se emplean las primeras diferencias de las series en logaritmos. Las series de rendimientos de los mercados de tasas de interés se expresan de manera anualizada. Específicamente, las tasas de interés analizadas son representativas de los mercados de valores gubernamentales e interbancarios. Los mercados de valores gubernamentales son caracterizados por las tasas de interés pagadas por bonos gubernamentales con período de madurez constante de tres meses.¹¹ Los mercados interbancarios son caracterizados por las tasas de interés interbancarias menores a 24 horas (*Call Money/ Interbank interest rate*) publicadas por la OCDE.

¹⁰ La selección del marco temporal obedece a dos razones principales: primero, la existencia de un régimen de tipo de cambio controlado en México prevaleciente hasta el 21 de diciembre de 1994; segundo, la información de buena calidad representativa del mercado de valores gubernamentales de México se encuentra disponible a partir del año 1995.

¹¹ En el caso de Estados Unidos y Canadá se consideran las tasas de interés pagadas por las Letras del Tesoro (Treasury Bills). Para México se considera la tasa de interés pagada por los Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES).

Para lograr un análisis consistente, los tipos de cambio se expresan en términos de la cotización *spot* al cierre de la moneda de cada país con respecto a la libra esterlina. Finalmente, el mercado bursátil de Estados Unidos es caracterizado mediante el índice bursátil New York Stock Exchange (NYSE), el de Canadá por el índice Toronto Stock Exchange (TSX), y el de México por el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC). Las series de índices de precios bursátiles consideran el año 2010 como período base. La Tabla 2 presenta un resumen de las variables empleadas en este estudio y la fuente de la cual fueron recuperadas.

Tabla 2. *Series empleadas*

Nombre de la serie	Fuente	Periodicidad
Tasas de interés de valores gubernamentales		
Letras del Tesoro a tres meses de Estados Unidos	Reserva Federal U.S.	Mensual
Letras del Tesoro a tres meses de Canadá	CANSIM Tabla 176-0043	Mensual
Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días de México	Banco de México	Mensual
Tasas de interés interbancarias		
Tasa de interés interbancaria de Estados Unidos	OCDE	Mensual
Tasa de interés interbancaria de Canadá	OCDE	Mensual
Tasa de interés interbancaria de México	OCDE	Mensual
Tipos de cambio		
Tipo de cambio <i>spot</i> de Estados Unidos	Reserva Federal U.S.	Mensual
Tipo de cambio <i>spot</i> de Canadá	CANSIM Tabla 176-0064	Mensual
Tipo de cambio <i>spot</i> de México	INEGI	Mensual
Índices bursátiles		
Índice bursátil de Estados Unidos	New York Stock Exchange	Mensual
Índice bursátil de Canadá	Standard & Poor's	Mensual
Índice bursátil de México	Bolsa Mexicana de Valores	Mensual

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 3 sintetiza la estadística descriptiva de las series de rendimientos durante el período analizado. En general, la tabla muestra que la totalidad de las series son leptocúrticas. Además, ocho series exhiben un sesgo negativo y cuatro positivo. De acuerdo con los estadísticos de Jarque-Bera y los valores p calculados, la mayoría de las series no se distribuyen normalmente.

Tabla 3. Estadística descriptiva de las series de rendimientos no estandarizados

Nombre de la serie	Promedio	Desviación estándar	Coficiente de asimetría	Curtosis	Jarque- Bera	Valor p	Número de observaciones
Tasas de interés de valores gubernamentales							
Letras del Tesoro a tres meses de Estados Unidos	5,0537	48,6771	6,9014	67,8829	50.420,1700	0,000	275
Letras del Tesoro a tres meses de Canadá	-0,0205	11,9052	0,8405	13,4662	1.287,5270	0,000	275
Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días de México	-0,2271	9,2875	2,9490	24,3828	5.637,5980	0,000	275
Tasas de interés interbancarias							
Tasa de interés interbancaria de Estados Unidos	0,3585	13,1311	1,1584	18,3960	2.777,5620	0,000	275
Tasa de interés interbancaria de Canadá	-0,1380	11,0211	2,7742	35,5018	12.456,9000	0,000	275
Tasa de interés interbancaria de México	-0,4049	7,6527	2,2502	19,7605	3.450,8860	0,000	275
Tipos de cambio							
Tipo de cambio <i>spot</i> de Estados Unidos	0,0954	2,0772	0,1038	3,5566	4,0430	0,132	275
Tipo de cambio <i>spot</i> de Canadá	0,0586	2,0564	0,5866	5,3220	77,5528	0,000	275
Tipo de cambio <i>spot</i> de México	-0,3887	3,2684	-0,9327	7,1377	236,0430	0,000	275
Índices bursátiles							
Índice bursátil de Estados Unidos	0,5659	3,7511	-1,6780	11,6452	985,4416	0,000	275
Índice bursátil de Canadá	0,5048	4,0450	-1,6905	11,5501	968,6489	0,000	275
Índice bursátil de México	1,1339	5,6850	-0,6362	5,0405	66,2593	0,000	275

Nota: las series de rendimientos de las tasas de interés de valores gubernamentales e interbancarias fueron calculadas a partir de tasas de crecimiento simples. Las series de rendimientos de tipos de cambio e índices de precios bursátiles fueron calculadas a partir de las primeras diferencias de las series en logaritmos.

Fuente: elaboración propia.

En la misma tabla se observa que el promedio de los rendimientos de la tasa de interés pagada por los valores gubernamentales de Estados Unidos y de los tres mercados bursátiles han sido los más altos, mientras que los rendimientos de los mercados de tasas de interés de Canadá y México han sido negativos. Asimismo, las desviaciones estándar muestran que los rendimientos de los mercados cambiarios de los tres países han sido relativamente más

estables en comparación con los demás mercados estudiados. Por último, el promedio de los rendimientos de los mercados cambiarios sugiere que las monedas de Estados Unidos y Canadá se han apreciado, mientras que la moneda de México se ha depreciado.

El modelo econométrico empleado en este estudio requiere que las variables sean estacionarias. Para evaluar el orden de integración de las series se emplean las pruebas de raíz unitaria ADF, de estacionariedad de KPSS y de cambio estructural endógeno de Zivot-Andrews. Las estimaciones de las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad se presentan en la Tabla 1A del anexo. Los resultados de las pruebas ADF indican que todas las series son estacionarias a partir de sus primeras diferencias. Por el contrario, los resultados de las pruebas KPSS indican que la tasa de interés interbancaria de Estados Unidos no cumple con el principio de estacionariedad, pues se consideran en términos de sus primeras diferencias. Asimismo, también se encontró evidencia de cambios estructurales, específicamente en la tasa de interés de valores gubernamentales de México y las tasas de interés interbancarias de México y Canadá (véase Tabla 4). Con la finalidad de asegurar la estacionariedad de las series analizadas, se optó por considerar únicamente sus rendimientos, ya que resultan ser estacionarias al menos en una de las pruebas implementadas.

Los resultados de esta sección pueden sintetizarse de la siguiente manera: los rendimientos de la tasa de interés pagada por los valores gubernamentales de Estados Unidos y de los tres mercados bursátiles han sido más altos en comparación con los mercados interbancarios y de tipos de cambio. Durante el período analizado, los rendimientos de los mercados de tasas de interés han sido los más volátiles. El tipo de cambio de México ha tendido a depreciarse, mientras que el de Estados Unidos y Canadá se ha apreciado. Finalmente, los resultados muestran que existe evidencia de posibles cambios estructurales en las series analizadas.

Tabla 4. Pruebas de cambio estructural endógeno de Zivot-Andrews

Nombre de la serie	Quiebre en intercepto		Quiebre en tendencia		Quiebre en intercepto y tendencia	
	Fecha	Significancia	Fecha	Significancia	Fecha	Significancia
Tasas de interés de valores gubernamentales						
Letras del Tesoro a tres meses de Estados Unidos	2000M12		2014M2		2008M7	
Letras del Tesoro a tres meses de Canadá	2008M1		2016M3		2008M7	
Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días de México	1999M2	***	2002M5	***	2001M5	**
Tasas de interés interbancarias						
Tasa de interés interbancaria de Estados Unidos	2001M1		2014M2		2008M10	
Tasa de interés interbancaria de Canadá	2008M10	**	2015M8	*	2008M10	**
Tasa de interés interbancaria de México	1999M3	***	2002M5	***	2001M5	**
Tipos de cambio						
Tipo de cambio <i>spot</i> de Estados Unidos	2003M9		2006M12		2003M9	
Tipo de cambio <i>spot</i> de Canadá	2007M5		1996M12		2008M11	
Tipo de cambio <i>spot</i> de México	2002M5		1996M5		2002M5	
Índices bursátiles						
Índice bursátil de Estados Unidos	2008M6		1997M6		2008M6	
Índice bursátil de Canadá	2008M7		2006M9		2008M7	
Índice bursátil de México	2004M9		2010M4		2005M5	

Nota: las pruebas se estimaron utilizando las series en niveles. El número de asteriscos (*, ** y ***) denota el nivel de significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

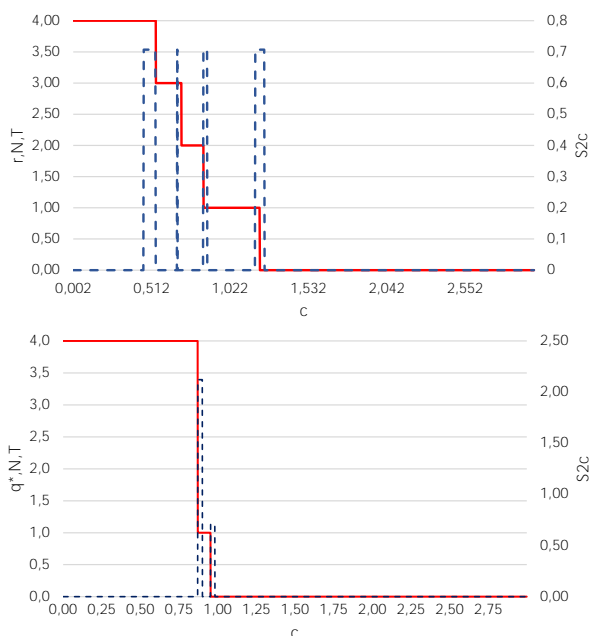
Fuente: elaboración propia.

V. Modelación y análisis econométrico

La estimación del modelo de factores dinámicos requiere determinar los factores comunes entre las series estudiadas. En el presente estudio se emplean los criterios de información de Alessi et al. (2010) y Hallin y Liska (2007) para identificar respectivamente el número de factores estáticos y

dinámicos empleando las doce series de rendimientos estandarizados que son representativas de los mercados financieros de la región del TLCAN. En la Figura 2 se presentan las gráficas que ilustran los resultados de los criterios de información previamente mencionados.

Figura 2. Criterios de información para determinar el número óptimo de factores de las series



Nota: el límite superior de factores estáticos y dinámicos se fijó arbitrariamente en $r_{\text{máx}} = 4$. El valor de la constante empleada para evaluar la función de penalización considera $c = 3$. El parámetro de truncamiento de rezagos y de puntos en donde se evalúa la densidad espectral se fijó en $M = h = \sqrt{T} = 16$.

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con los resultados presentados en el panel (a) de la Figura 2, el número óptimo de factores estáticos a retener es de tres, mientras que el panel (b) señala que el número de factores dinámicos óptimo es uno. Forni, Giannoni, Lippi y Reichlin (2009) señalan que las diferencias en el número óptimo de factores estáticos y dinámicos puede deberse a la heterogeneidad de

las respuestas dinámicas de los componentes comunes a los *shocks primitivos*¹². En el contexto de este estudio, los resultados encontrados sugieren que los mercados estudiados responden de manera heterogénea a las perturbaciones.

El modelo generalizado de factores dinámicos se estimó considerando tres factores estáticos y un factor dinámico.¹³ Con la finalidad de evaluar el nivel de integración entre los mercados financieros de la región del TLCAN, se estimaron los componentes comunes e idiosincráticos asociados a cada variable observada. En la Figura 1A del anexo se grafican las series de los componentes idiosincráticos estimadas y se presentan las estimaciones de los estadísticos ADF vinculadas a dichas series. Los resultados muestran que las series son estacionarias, lo cual valida que la modelación de los comovimientos de las series de rendimientos fue realizada de manera adecuada (véase Sala, 2001).

Los componentes comunes estimados por el modelo generalizado de factores dinámicos y las series de rendimientos estandarizadas se presentan en la Figura 3. El análisis de los coeficientes de correlación de Pearson (ρ) y los valores p contenidos en dicha figura sugiere que los componentes comunes parecen adecuarse en buena medida a la dinámica de los rendimientos de los mercados estudiados. En términos generales, los mayores coeficientes de correlación se observan en los mercados de tipos de cambio y bursátiles.

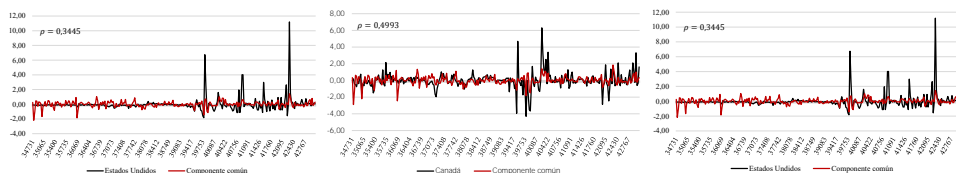
Siguiendo la propuesta de Forni et al. (2000) se calculó el porcentaje de la varianza total explicada por el componente común asociado a cada variable observada. Asimismo, se calcularon los promedios de los porcentajes y se agruparon por mercado y por país para analizar sus similitudes y diferencias. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

¹² Dentro de la literatura econométrica de factores dinámicos se entienden como choques dinámicos, primitivos o fundamentales a los choques estructurales que constituyen el origen de las fluctuaciones comunes a todas las variables estudiadas.

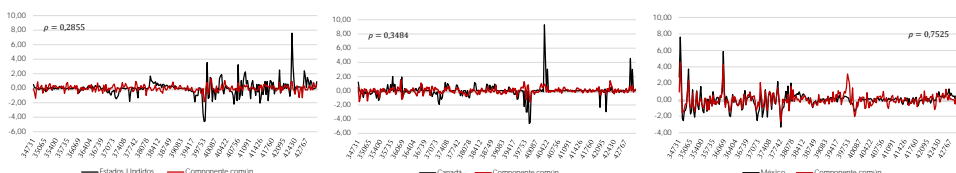
¹³ Las estimaciones econométricas se realizaron en Matlab R2018a. Los códigos de los procedimientos para la estimación del modelo generalizado de factores dinámicos fueron recuperados de la página personal de Matteo Barigozzi (<http://www.barigozzi.eu/Codes.html>) y adecuados a los propósitos del presente estudio.

Figura 3. Series de rendimientos observadas y componentes comunes estimados

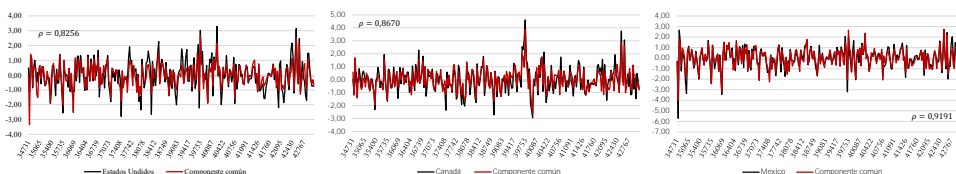
Panel A. Rendimientos de las tasas de interés de valores gubernamentales



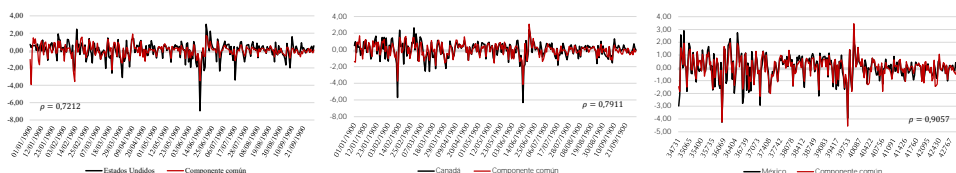
Panel B. Rendimientos de las tasas de interés interbancarias



Panel C. Rendimientos de los tipos de cambio



Panel D. Rendimientos de los índices bursátiles



Nota: los componentes comunes fueron obtenidos a partir de la estimación del modelo generalizado de factores dinámicos empleando series de rendimientos estandarizados. El valor de ρ se refiere al coeficiente de correlación de Pearson calculado para las series de rendimientos y de componentes comunes. El valor entre paréntesis se refiere al valor p asociado a cada estadístico.

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 5 muestra que los porcentajes de la varianza total explicada por los componentes comunes varía entre mercados y países. En promedio, el

69,10 por ciento de la varianza de los mercados cambiarios de la región se puede explicar por los componentes comunes, 66,45 por ciento en el caso de los mercados bursátiles, 35,16 por ciento en el caso de los mercados interbancarios y 34,50 por ciento en el caso de los mercados de valores gubernamentales. Los mayores porcentajes observados en los mercados cambiarios y bursátiles sugieren un mayor nivel de integración regional entre estos.

Tabla 5. *Porcentaje de la varianza explicada por los componentes comunes*

País	Estados Unidos	Canadá	México	Promedio por mercado
Mercado de valores gubernamentales	16,99	28,89	57,62	34,50
Mercado interbancario	17,86	18,63	68,98	35,16
Mercado cambiario	60,39	64,95	81,95	69,10
Mercado bursátil	81,38	64,19	53,77	66,45
Promedio por país	44,15	44,17	65,58	51,30

Nota: el cálculo de los porcentajes de la varianza explicada por los componentes comunes considera series de rendimientos estandarizados.

Fuente: elaboración propia.

Haciendo un análisis desagregado se observa que los mercados de tasas de interés de Estados Unidos y Canadá responden principalmente a sus componentes idiosincráticos. De acuerdo con la tabla anterior, los componentes comunes de ambos países explican únicamente el 16,99 y 28,89 por ciento de la varianza de los mercados de valores gubernamentales, y 17,86 y 18,63 por ciento de la varianza de los mercados interbancarios. Por el contrario, la influencia de los componentes comunes predomina en el mercado cambiario de México y el mercado bursátil de Estados Unidos, ya que los porcentajes de varianza explicada por estos es de 81,95 y 81,38 por ciento, respectivamente.

Finalmente, al hacer un análisis de los promedios de los porcentajes de la varianza explicada por los componentes comunes por país, se encontró que, en el caso de los mercados de México, dicho promedio fue de 65,58 por ciento, mientras que para Estados Unidos y Canadá fue de 44,15 y 44,17

por ciento, respectivamente. Las diferencias encontradas suponen que las dinámicas de los rendimientos de los mercados financieros de México tienen una mayor sensibilidad a las fluctuaciones de sus contrapartes en Estados Unidos y Canadá, pero esta condición no se cumpliría a la inversa.

Los resultados encontrados implican que la diversificación entre los mercados de valores gubernamentales e interbancarios de la región del TLCAN es una opción para los inversionistas. La distribución de portafolios de inversión entre los distintos mercados financieros de la región puede disminuir en cierta medida la exposición al riesgo de los inversionistas, ya que la dinámica de dichos mercados exhibe respuestas proporcionalmente distintas a los choques comunes al interior de la región.

Conclusiones

En esta investigación se han estudiado las dinámicas y el nivel de integración entre los mercados financieros de los países que conforman la región del TLCAN. El estudio se sustenta en la estimación del modelo generalizado de factor dinámico propuesto por Forni et al. (2005). De esta manera se han estudiado: primero, la dinámica de las series de rendimientos de tasas de interés, tipos de cambio y de precios bursátiles; segundo, la existencia de cambios estructurales en las series; tercero, la existencia de factores comunes, y, finalmente el nivel de integración entre los mercados estudiados.

El estudio ha utilizado estadísticas descriptivas, pruebas de raíz unitaria, estacionariedad, de cambio estructural endógeno y la modelación econométrica de factores dinámicos. La base de datos analizada se compone por un panel de doce series de tiempo representativas de los mercados de tasas de interés de valores gubernamentales e interbancarias, tipos de cambio *spot* e índices de precios bursátiles de Estados Unidos, Canadá y México para el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 2017.

Los principales hallazgos de este estudio demuestran la existencia de asimetrías en las características y las dinámicas de las series de rendimientos financieros. Se encontró evidencia de posibles cambios estructurales en las

series de tasas de interés de valores gubernamentales de México y en las series de tasas de interés interbancarias de México y Canadá. Para evaluar el nivel de integración entre mercados financieros se calcularon los porcentajes de la varianza total de las series observadas explicada por los componentes comunes, obtenidos del modelo generalizado de factores dinámicos.

Los resultados señalan que los mercados estudiados distan de estar plenamente integrados. Se encontraron niveles más altos de integración entre los mercados cambiarios y bursátiles de los tres países. Por el contrario, los niveles de integración más bajos se encontraron entre los mercados de valores gubernamentales e interbancarios. Haciendo un análisis similar por país se encontró que las series de rendimientos de los mercados de México son más sensibles a los componentes comunes en comparación con aquellas de Estados Unidos y Canadá.

Los resultados encontrados en este estudio señalan que el nivel de integración financiera en la región del TLCAN es moderado, debido a la existencia de algunas ineficiencias que proveen oportunidades de diversificación y arbitraje para los inversionistas internacionales. Estas conclusiones resultan ser relevantes en el contexto de la modernización del acuerdo comercial y para la formulación de políticas económicas y financieras. El bajo nivel de integración entre los rendimientos de los mercados de valores gubernamentales e interbancarios justifica su utilidad como instrumentos de política monetaria en el corto plazo, durante momentos de incertidumbre y volatilidad entre los mercados de la región.

Anexos

Determinación del orden de integración de las series

A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones de las pruebas de raíz unitaria ADF y de estacionariedad KPSS de las series empleadas en este estudio. Ambas pruebas fueron estimadas considerando una tendencia lineal y un intercepto determinista como regresores exógenos. En el caso de las pruebas ADF el número de rezagos fue seleccionado empleando el criterio de información de Schwartz-Bayesiano. La hipótesis

nula asociada a la prueba ADF se rechaza cuando el valor de la probabilidad es inferior al 5 por ciento. Por otra parte, la hipótesis nula asociada a la prueba KPSS se rechaza cuando el estadístico calculado es mayor al valor crítico asociado a la prueba. El valor crítico asociado a la prueba, considerando un nivel de significancia estadística del 5 por ciento es 0,1463.

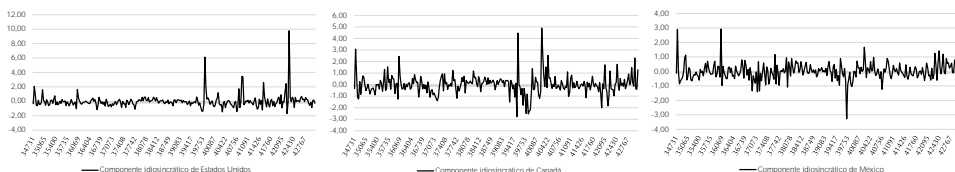
Tabla 1A. Pruebas de raíz unitaria ADF y de estacionariedad KPSS de las series estudiadas

Nombre de la serie	Pruebas ADF				Pruebas KPSS			
	Niveles		Diferencias		Niveles		Diferencias	
	Prob.	Rezagos	Prob.	Rezagos	Estadístico	Estacionariedad	Prob.	Estacionariedad
Tasas de interés de valores gubernamentales								
Letras del Tesoro a Tres Meses de Estados Unidos	0,4850	3	0,000	2	0,0791	*	0,0490	*
Letras del Tesoro a Tres Meses de Canadá	0,0604	3	0,000	0	0,0555	*	0,0327	*
Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días de México	0,0095	1	0,000	0	0,3705		0,0553	*
Tasas de interés interbancarias								
Tasa de interés interbancaria de Estados Unidos	0,7267	1	0,000	0	0,0760	*	0,1562	
Tasa de interés interbancaria de Canadá	0,0067	3	0,000	2	0,0487	*	0,0322	*
Tasa de interés interbancaria de México	0,0308	6	0,000	0	0,3793		0,0627	*
Tipos de cambio								
Tipo de cambio <i>spot</i> de Estados Unidos	0,6269	1	0,000	0	0,2689		0,0411	*
Tipo de cambio <i>spot</i> de Canadá	0,4937	1	0,000	0	0,1841		0,0672	*
Tipo de cambio <i>spot</i> de México	0,0544	0	0,000	0	0,2292		0,0654	*
Índices bursátiles								
Índice bursátil de Estados Unidos	0,1129	1	0,000	0	0,1169	*	0,0894	*
Índice bursátil de Canadá	0,0634	1	0,000	0	0,1515		0,0402	*
Índice bursátil de México	0,4536	1	0,000	0	0,2712		0,0429	*

Fuente: elaboración propia.

Figura 1A. Componentes idiosincráticos estimados

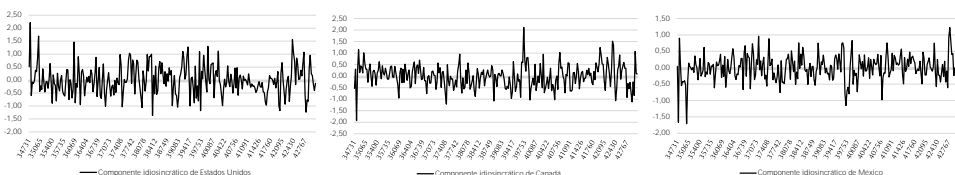
Panel A. Componentes idiosincráticos estimados para los rendimientos de las tasas de valores gubernamentales



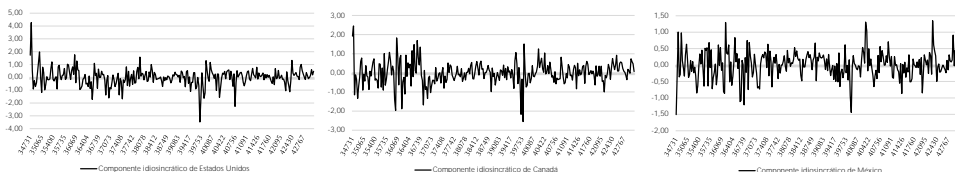
Panel B. Componentes idiosincráticos estimados para los rendimientos de las tasas de interés interbancarias



Panel C. Componentes idiosincráticos estimados para los rendimientos de los tipos de cambio spot



Panel D. Componentes idiosincráticos estimados para los rendimientos de los índices de precios bursátiles



Nota: la estimación del modelo de factores dinámicos considera series de rendimientos estandarizadas.

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 2A, se presentan las pruebas de raíz unitaria ADF y de estacionariedad KPSS de los componentes idiosincráticos estimados por el modelo generalizado de factores dinámicos. Ambas pruebas consideran una tendencia lineal y un intercepto determinista como regresores exógenos. En el caso de las pruebas ADF el número de rezagos fue seleccionado empleando el criterio de información de Schwartz-Bayesiano. La hipótesis nula asociada a la prueba ADF se rechaza cuando el valor de la probabilidad es inferior al 5 por ciento. Por otra parte, la hipótesis nula asociada a la prueba KPSS se rechaza cuando el estadístico calculado es mayor al valor crítico asociado a la prueba. El valor crítico asociado a la prueba, considerando un nivel de significancia estadística del 5 por ciento es 0,1463.

Tabla 2A. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad de los componentes idiosincráticos

Nombre de la serie	Pruebas ADF				Pruebas KPSS			
	Niveles		Diferencias		Estadístico	Estacionariedad	Diferencias	
	Prob.	Rezagos	Prob.	Rezagos			Prob.	Estacionariedad
Tasas de interés de valores gubernamentales								
Estados Unidos	0,0000	2	0,000	6	0,0532	*	0,1091	*
Canadá	0,0000	0	0,000	4	0,0367	*	0,0986	*
México	0,0000	0	0,000	3	0,0723	*	0,1252	*
Tasas de interés interbancarias								
Estados Unidos	0,0000	0	0,000	4	0,1338	*	0,0657 *	
Canadá	0,0000	2	0,000	1	0,0342	*	0,1522	
México	0,0000	0	0,000	3	0,1027	*	0,0562	*
Tipos de cambio								
Estados Unidos	0,0000	0	0,000	2	0,0716	*	0,3823	
Canadá	0,0000	0	0,000	3	0,1281	*	0,0235	*
México	0,0000	0	0,000	5	0,0564	*	0,0689	*
Índices bursátiles								
Estados Unidos	0,0000	0	0,000	3	0,1117	*	0,0148	*
Canadá	0,0000	0	0,000	6	0,0704	*	0,1525	
México	0,0000	0	0,000	6	0,0512	*	0,1595	

Fuente: elaboración propia.

Agradecimientos

Los autores agradecen las observaciones y sugerencias de dos dictaminadores anónimos de la revista *Lecturas de Economía*.

Referencias

- Aggarwal, R. & Kyaw, N. A. (2005). Equity market integration in the NAFTA region: Evidence from unit root and cointegration tests. *International Review of Financial Analysis*, 14(4), 393-406.
- Alessi, L., Barigozzi, M. & Capasso, M. (2010). Improved penalization for determining the number of factors in approximate factor models. *Statistics & Probability Letters*, 80(23-24), 1806-1813.
- Baele, L., Bekaert, G. & Inghelbrecht, K. (2010). The determinants of stock and bond return comovements. *Review of Financial Studies*, 23(6), 2374-2428.
- Boysen-Hogrefe, J. (2013). A dynamic factor model with time-varying loadings for euro area bond markets during the debt crisis. *Economic Letters*, 18(1), 50-54.
- Chambet, A. & Gibson, R. (2008). Financial integration, economic instability and trade structure in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 27(4), 654-675.
- Cipriani, M. & Kaminsky, G. (2006). *A new era of international financial integration: global, market and regional factors* (Economics & finance workshop discussion paper series No. 534). Recuperado de ResearchGate: https://www.researchgate.net/publication/228684671_A_new_era_of_international_financial_integration_global_market_and_regional_factors
- De Paula-Rocha, B. & Marino-Sekkel, R. (2006). The dynamic factor model: an application to international stock market integration. *Revista de Economía. Segunda Época*, XIII(1), 93-115.

- Eiteman, D., Stonehill, A. & Moffett, M. (2016). *Multinational Business Finance*. Harlow: Pearson Education Limited.
- Eyraud, L., Singh, D. & Sutton, B. (2017). *Benefits of global and regional financial integration in Latin America* (Working paper No.17/1). Recuperado del sitio web del Fondo Monetario Internacional: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/01/18/Benefits-of-Global-and-Regional-Financial-Integration-in-Latin-America-44548>
- Forni, M., Giannoni, D., Lippi, M. & Reichlin, L. (2009). Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-Sections. *Econometric Theory*, 25(5), 1319- 1347.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2000). The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 540-554.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2005). The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting. *Journal of the American Statistical Association*, 100(471), 830-840.
- Greenaway-Mcgreavy, R., Mark, N., Sul, D. & Wu, J.-L. (2018). Identifying exchange rate common factors. *International Economic Review*, 59(4), 2193-2218.
- Hallin, M. & Liska, R. (2007). Determining the Number of Factors in the General Dynamic Factor Model. *Journal of the American Statistical Association*, 102(478), 603-617.
- Ho, N. W. (2009). Financial Integration: Concepts and Impacts. *Macao Monetary Research*, 10(1), 69-84.
- Lahrech, A. & Sylwester, K. (2013). The impact of NAFTA on North American stock market linkages. *The North American Journal of Economics and Finance*, 25, 94-108.
- López-Herrera, F. (2006). Riesgo sistemático en el mercado mexicano de capitales: un caso de segmentación parcial. *Contaduría y Administración*, 219, 86-113.

- López-Herrera, F. & Ortiz, E. (2010). Cointegration trends among the NAFTA equity markets. *Revista de Economía Mundial*, 26, 155-176.
- López-Herrera, F. & Ortiz, E. (2011). Dynamic multibeta macroeconomic asset pricing model at NAFTA stock markets. *International Journal of Economics and Finance*, 3(1), 55-68.
- López-Herrera, F., Ortiz, E. & Cabello, A. (2009). Las interrelaciones de volatilidad y rendimientos entre los mercados de valores del TLCAN. *Investigación Económica*, 68(267), 83-113.
- Ortiz, E., López-Herrera, F. & Cabello, A. (2007). Las bolsas de valores en el área del TLCAN: un análisis a largo plazo. *Problemas del desarrollo*, 38(151), 37-61.
- Qin, D., Cagas, M. A., Ducanes, G., Magtibay-Ramos, N. & Quising, P. F. (2007). *Measuring Regional Market Integration in Developing Asia: A Dynamic Factor Error Correction Model (DF-ECM) Approach* (Working Paper Series on Regional Economic Integration No. 8). Recuperado del sitio web del Asian Development Bank: <https://www.adb.org/publications/measuring-regional-market-integration-developing-asia-dynamic-factor-error-correction>
- Ruiz-Porras, A. & Anguiano-Pita, J. E. (2017a). Cointegración, causalidad y cambio estructural en la región del TLCAN. En Tinoco Zermeño, M., Torres Preciado, V. & Venegas Martínez, F. (Eds.), *Desafíos de la Economía Mexicana: El Sector Externo I* (pp. 137-166). México: IPN.
- Ruiz-Porras, A. & Anguiano-Pita, J. E. (2017b). Modelación GARCH multivariada de las variaciones de tasas de interés, tipos de cambio y precios, un estudio para México, Canadá y Estados Unidos. En Castillo-Ramírez, C., Venegas-Martínez, F. & López-Herrera, F. (Eds.), *Modelado de Fenómenos Económicos y Financieros: Una visión contemporánea* (pp. 331-358). México: UDLAP. Recuperado de: <http://yuss.me/revistas/Libros/book2017aFVMn016.pdf>
- Sala, L. (2001). *Monetary Transmission in the Euro Area: A Factor Model Approach*. Recuperado de: <ftp://ftp.igier.unibocconi.it/varie/seminars/250302.pdf>

Anguiano-Pita y Ruiz-Porras: Dinámicas e integración de los mercados financieros...

Sosa, M. & Ortiz, E. (2017). Global financial crisis volatility impact and contagion effect on NAFTA equity markets. *Estocástica: Finanzas y Riesgo*, 7(1), 67-88.

Sutherland, A. (1996). Financial market integration and macroeconomic volatility, *Scandinavian Journal of Economics*, 98(4), 521-539.

**Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del
capital cultural en Colombia. El caso de las artes
escénicas, los conciertos y el cine**

**Nora Elena Espinal-Monsalve, Andrey David Ramos-Ramírez y
Luz Yadira Gómez-Hernández**

Nora Elena Espinal-Monsalve, Andrey David Ramos-Ramírez, Luz Yadira Gómez-Hernández

Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia. El caso de las artes escénicas, los conciertos y el cine

Resumen: *Tomando como referencia el enfoque teórico de la reproducción social y la transferencia intergeneracional de capital cultural de Bourdieu, en este artículo se evalúa el efecto causal de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes en teatro, danza u ópera, conciertos y cine en Colombia. Utilizando los datos de la Encuesta de Consumo Cultural del 2014, se aplican tres metodologías: tratamientos endógenos, propensity score matching e inverse probability weighting. Los resultados aportan evidencia sobre la hipótesis de la transferencia intergeneracional del capital cultural, en la medida en que se observa que los jóvenes que conviven en hogares con jefes de hogar que participan en las actividades analizadas, tienen mayores probabilidades de participar en esas mismas actividades. Concretamente, se encontró que cuando el jefe de hogar asiste a eventos de las artes escénicas, la probabilidad de que los jóvenes en ese hogar también asistan crece entre 34,92% y 40,90%; en el caso de los conciertos el efecto es de entre 24,56% y 25,81%, mientras que para el cine varía entre 47,57% y 48,96%. Estos hallazgos pueden ser un insumo para diseñar y orientar políticas que permitan seguir acortando las brechas de participación cultural en el país. Este es el primer estudio en probar la magnitud de esta teoría y verificarla empíricamente en América Latina.*

Palabras clave: *economía de la cultura; consumo cultural; capital cultural; evaluación de impacto; efectos de tratamiento.*

Clasificación JEL: *C21, D04, D12, Z10.*

Testing the cultural capital reproduction theory in Colombia. Case of performing arts, concerts and cinema

Abstract: *Based on Bourdieu's theory of social reproduction and intergenerational transfer of cultural capital, this paper aims to establish the causal effect of the head of household's cultural participation on the cultural participation of the Colombian youth, specifically in theater, dance or opera, concerts and cinema, using data from the Cultural Consumption Survey 2014 and applying impact evaluation methods such as endogenous treatments, propensity score matching and inverse probability weighting. Results support the intergenerational transfer of cultural capital hypothesis in the sense that youths living in households where the head of household attends cultural activities are more likely to attend the same activities. In fact, we found that when the head of household attends events of performing arts, the probability of attendance of the youngs in the house increases between 34,92% and 40,90%; in the case of the concerts the effect is between 24,56% and 25,85% whereas for cinema is between 47,57% and 48,96%. These findings will allow to continue reducing the cultural participation gaps in Colombia. This is the first study to test the magnitude of this theory and empirically verify it in Latin America.*

Keywords: *cultural economics; cultural consumption; cultural capital; impact evaluation, treatment effect models.*

JEL Classification: *C21, D04, D12, Z10.*

La mise à l'épreuve de la théorie de la reproduction du capital culturel en Colombie. Le cas du théâtre, des concerts et du cinéma

Résumé: *Prenant en compte la théorie de la reproduction sociale et le transfert intergénérationnel du capital culturel proposés par Bourdieu, cet article évalue l'effet causal de la participation culturelle des chefs de famille sur la participation culturelle des jeunes au théâtre, aux concerts et au cinéma en Colombie. En utilisant les données de l'Enquête sur la Consommation Culturelle de 2014, trois méthodologies sont appliquées: les traitements endogènes, le propensity score matching et l'inverse probability weighting. Les résultats montrent l'existence d'un transfert intergénérationnel de capital culturel, dans la mesure où les jeunes faisant partis des foyers dont le chef de famille assiste aux activités culturelles, sont plus susceptibles d'assister à ces mêmes activités. Plus précisément, lorsque le chef de famille assiste au théâtre, la probabilité que les jeunes de ce foyer assistent également augmente entre 34,92% et 40,90%. En ce qui concerne les concerts, l'effet est compris entre 24,56% et 25,81%, tandis que pour le cinéma il est compris entre 47,57% et 48,96%. Ces résultats peuvent orienter de politiques visant une réduction des écarts concernant l'assistance de la population aux activités culturelles dans le pays. Il s'agit de la première étude en Amérique latine qui teste la théorie reproduction du capital culturel.*

Mots clés: *économie de la culture; consommation culturelle; capital culturel; évaluation d'impact; effets du traitement*

Classification JEL: *C21, D04, D12, Z10.*

Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia. El caso de las artes escénicas, los conciertos y el cine

Nora Elena Espinal-Monsalve ^a, Andrey David Ramos-Ramírez ^b y Luz Yadira Gómez-Hernández ^c

–Introducción. –I. Metodología. –II. Resultados. –Conclusiones. –Anexo. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n92a04

Primera versión recibida el 5 de marzo de 2019; versión final aceptada el 3 de noviembre de 2019

Introducción

Durante los últimos 30 años, la relación que existe entre la reproducción cultural y el consumo cultural ha sido objeto de estudio desde la sociología, la antropología, los estudios culturales, entre otros, y puede enmarcarse desde la teoría de la reproducción social de Bourdieu (1986) —en la que se centra este artículo— hasta las teorías de la individualización de Bauman (2007) y el omnivorismo cultural de Peterson y Simkus (1992) y Peterson y Kern (1996). Bourdieu (1986) plantea que el capital cultural se transfiere de una generación a otra a través del *habitus* formado en la familia de origen; este se entiende como las disposiciones o los esquemas de pensar, obrar y sentir asociados a la posición social de los individuos y que pueden explicar la inclinación a determinados estilos de vida en un entorno social homogéneo.

^a *Nora Elena Espinal-Monsalve*: profesora asociada al Departamento de Economía de la Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín, Colombia. Dirección electrónica: nespinal@unal.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-2777-7410>

^b *Andrey David Ramos-Ramírez*: docente ocasional del Departamento de Economía de la Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín, Colombia. Dirección electrónica: adramosr@unal.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-5795-3190>

^c *Luz Yadira Gómez-Hernández*: integrante del grupo de investigación Economía, cultura y políticas de la Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín, Colombia. Dirección electrónica: lygomezh@unal.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-1791-5886>

Desde este punto de vista, la participación cultural de los jóvenes está determinada por los antecedentes familiares a través de una transferencia intergeneracional de capital cultural, porque para apreciar los contenidos simbólicos que estas actividades incorporan se requiere de un *habitus* formado a partir del contacto temprano con elementos del capital cultural en el hogar (Bourdieu, 1984; 1986).

Bourdieu reconoce tres formas de capital cultural: objetivado, institucionalizado e incorporado. El capital cultural objetivado se refiere a la posesión de bienes culturales como “pinturas, libros, diccionarios, instrumentos musicales, máquinas” (1986, p. 244). El capital cultural institucionalizado se transmite y adquiere en las instituciones educativas a través de la adquisición de nuevo conocimiento y se reconoce con alguna credencial académica. El capital cultural incorporado, el cual considero como el más importante, es la disposición de la mente y el cuerpo del individuo hacia el consumo cultural; este tipo de capital se adquiere a través de la socialización en la familia siempre que los padres lo posean (Bourdieu, 1986; Willekens & Lievens, 2014; Notten Lancee, van De Werfhorst & Ganzeboom, 2015; Georg, 2016).

La concepción del capital cultural incorporado sugiere que un estilo de vida cultural activo de los padres afecta la participación cultural de los niños y adolescentes o, como han planteado algunos investigadores, que el capital cultural se transfiere entre generaciones (van Hek & Kraaykamp, 2015; Willekens & Lievens, 2014). Así, las experiencias culturales compartidas con los padres a temprana edad se convierten en un factor determinante en la formación del capital cultural de los futuros adultos, al hacerse parte natural del *habitus* formado en la familia. Para Bourdieu, el *habitus* se mantiene constante a lo largo de toda la vida (histéresis) (Georg, 2016), lo que convierte a la transferencia intergeneracional de capital cultural incorporado en un mecanismo eficaz en la reproducción social de las clases dominantes y en la transmisión de desigualdades sociales.

Aunque es la más estudiada, la posición de Bourdieu tiene limitaciones en la argumentación sobre los mecanismos que explican el consumo cultural y que trascienden aquellos relacionados con la transferencia intergeneracional

de capital cultural (Chan & Goldthorpe, 2007; Featherstone, 2000; Pascal-Daloz, 2013; Sassatelli, 2012; Radakovich, 2014). En este sentido, Lahire (2008) se refiere a un “hombre plural” que no solo reproduce patrones de consumo cultural, sino que va produciendo prácticas y discursos de acuerdo a la situación en la que se encuentre. En esto coincide con Bauman (2007), para quien en la modernidad los individuos se independizan de sus orígenes sociales a partir de un proceso creciente de individualización en el que el consumo cultural se relaciona con una expresión de diversidad cultural y patrones culturales cosmopolitas más que con la desigualdad social.

Peterson y Simkus (1992) y Peterson y Kern (1996) muestran que los individuos de la élite se presentan como consumidores “omnívoros”, y que por sus facilidades de acceso pueden consumir actividades culturales tradicionalmente consideradas “populares”, lo que implica una restricción a la reproducción cultural. Recientemente, Savage (2015) muestra que en la actualidad las diferencias de clase en los estilos de vida culturales son menos visibles, y distingue entre 7 clases¹ que no pueden ordenarse totalmente de forma jerárquica, como las planteadas por Bourdieu. En Latinoamérica existe una larga tradición de estudios en este campo desde la teoría de la hibridez del consumo cultural: los trabajos de García-Canclini (1999), Martín-Barbero (1999) y Ortiz (2004) plantean que el consumo cultural está marcado por expresiones tradicionales y vanguardistas, lo mismo que elitistas y populares, como expresión de las identidades sociales híbridas en la región.

Para aportar a este debate, este trabajo se propone medir la magnitud de los alcances de la teoría de la reproducción cultural de Bourdieu en Colombia, utilizando metodologías para cuantificar el efecto causal (EC) de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes entre 5 y 17 años. Para esto se utilizan microdatos de la Encuesta de Consumo Cultural del año 2014 (ECC2014) aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). El EC se estima para el caso de las artes escénicas (teatro, danza u ópera), conciertos y cine, aplicando los

¹ 1) La élite; 2) la clase media establecida; 3) la clase media técnica; 4) los nuevos trabajadores pudientes; 5) la clase trabajadora tradicional; 6) los trabajadores de servicios emergentes; y 7) el precariado.

métodos de tratamientos endógenos (TE), *propensity score matching* (PSM) e *inverse probability weighting* (IPW).

La disponibilidad de datos ha incrementado el interés en el estudio empírico sobre la hipótesis de la transferencia intergeneracional de capital cultural, pero aún son pocos los estudios que se ocupan de testear la teoría de la reproducción cultural. Hoy, la capacidad de prueba de los elementos centrales de la teoría de Bourdieu sigue siendo vaga (Sullivan, 2002), tanto para el estudio de la adquisición de capital cultural incorporado como para la manera en que puede medirse y operacionalizarse. Las investigaciones realizadas desde la economía muestran que, en efecto, el nivel de educación y el ingreso de los individuos tienen una fuerte influencia en el consumo cultural, por lo que es visto como de dominio de las élites (Lévy-Garboua & Montmarquette, 2003; Gómez & Espinal, 2016).

Desde otras disciplinas, Nagel (2010) contrastó si la formación de capital cultural responde a una transferencia intergeneracional de hábitos culturales o a un proceso de movilidad social impulsado por la educación. Utilizando datos para un grupo de jóvenes holandeses con edades entre 14 y 24 años, encontró que la participación cultural de los padres y el nivel de educación afectan de forma independiente la participación en teatro, cabaret, conciertos de música clásica, ballet y museos; los antecedentes familiares resultaron ser más importantes que la educación, lo que sustenta la teoría de la transferencia intergeneracional de hábitos culturales. En esta misma línea, van Hek y Kraaykamp (2015) estudiaron en qué medida y a través de qué mecanismos los comportamientos culturales son transferidos entre generaciones; para esto usaron datos para adolescentes holandeses entre 12 y 15 años. Los autores encontraron que los padres influyen en el comportamiento cultural de los hijos, al introducirlos en las actividades culturales, y que existen efectos indirectos del ejemplo cultural que también son significativos, aunque menos pronunciados que la enseñanza directa.

Willekens y Lievens (2014) encontraron un resultado similar en Flandes, Bélgica. Utilizando información de la participación de los adolescentes en arte y patrimonio (museos o exhibiciones de arte, conciertos de música clásica, teatro, danza o actividades de patrimonio) y conciertos de rock y

pop, mostraron que la transferencia de capital cultural aplica tanto para las actividades de la alta cultura como para actividades de la cultura popular, aunque en el segundo caso la magnitud del efecto es menor. Reeves (2015), por su parte, exploró cómo los padres motivan a sus hijos a tocar instrumentos musicales y cómo esas motivaciones están asociadas con el nivel educativo de los progenitos. Analizando información de encuestas semiestructuradas en Inglaterra, encontró que la motivación de los padres en promover en sus hijos la práctica cultural está determinada por los lazos familiares y la percepción sobre el talento natural del hijo; este último factor es común entre los padres que tocan instrumentos y que acompañan en esta actividad a sus hijos.

Recientemente Georg (2016) encontró resultados que cuestionan la relevancia de la teoría de la reproducción cultural para el contexto de Alemania. Estudió a través de qué procesos se transmite el capital cultural, qué tan estable es a lo largo de la vida y si las escuelas contribuyen de forma independiente a desarrollarlo, utilizando datos longitudinales que incluyen información de los padres y sus hijos durante un periodo de 33 años. Como medida de capital cultural de los padres utilizó algunos indicadores como la frecuencia de lectura, el número de libros por hogar y la asistencia a cursos culturales. Sus resultados evidenciaron que más allá de lo que llama la herencia social, el capital cultural que un individuo adquiere hasta los 35 años depende de su desempeño educativo y que, desde este momento de la vida, depende de la educación vocacional/profesional.

Estos estudios emplearon diferentes metodologías según los objetivos de la investigación, la naturaleza de las variables de interés y la forma en que fueron organizados los datos. Nagel (2010) estimó modelos lineales jerárquicos teniendo en cuenta que la muestra no fue seleccionada independientemente, sino que se hizo un muestreo en tres niveles: escuelas, clases y estudiantes. Willekens y Lievens (2014), por su parte, estimaron modelos de regresión logística multinivel con el objetivo de controlar los efectos a nivel individual y a nivel de familia. van Hek y Kraaykamp (2015) y Georg (2016) utilizaron modelos de ecuaciones estructurales (SEM, por sus siglas en inglés) para establecer efectos directos e indirectos simultáneos entre los diferentes mecanismos que operan en la transmisión de capital cultural. Reeves (2015) utilizó un enfoque cualitativo sin recurrir a la estimación de

modelos estadísticos. En ninguno de los trabajos revisados se aplicaron los métodos de inferencia causal que se aplican en el presente estudio.

Este artículo representa una contribución a la literatura sobre transferencia intergeneracional de capital cultural en la medida en que aporta elementos de discusión para la comprensión de las dinámicas de consumo cultural en países en desarrollo, pues, a pesar de existir una tradición respecto al análisis de las dinámicas del consumo cultural en América Latina desde la sociología, no se encontró ningún estudio empírico que cuantificase directamente el efecto de la transferencia intergeneracional de capital cultural como determinante del consumo cultural de los jóvenes. Los resultados que se obtienen son útiles para orientar la política pública de la formación de públicos como estrategia para la reducción de las brechas de participación cultural y la consolidación de una demanda por bienes y servicios culturales que en el largo plazo dinamice el desarrollo local a través del fortalecimiento de un sector con industrias culturales sólidas que sean fuente de empleo e ingreso para la población. Para esto, en los siguientes apartados se presentan los datos, las variables y los métodos estadísticos a aplicar; luego se describen los resultados; y finalmente, se presentan las conclusiones.

I. Metodología

A. Datos

Los datos utilizados provienen de la ECC2014 del DANE, la cual recoge información sobre las decisiones de participación cultural de la población colombiana mayor de 5 años residente en las cabeceras municipales de las regiones: Bogotá, Atlántica, Oriental, Central, Pacífica y Orinoquía-Amazonía. La ECC2014 indaga por la participación en presentaciones y espectáculos, espacios culturales (museos y sitios de interés histórico), publicaciones y audiovisuales, prácticas culturales y hábitos de lectura. En total, contiene observaciones de 33.368 individuos, de los cuales 6.131 tienen edades entre los 5 y 17 años y 27.237 tienen 18 años o más.

Este trabajo se enfoca en la asistencia de los niños y adolescentes a eventos de las artes escénicas (teatro, danza u ópera), conciertos y cine, para

lo cual se utilizan las respuestas de los individuos con edades entre 5 y 17 años que, según la ley colombiana, son menores de edad ($n = 6.131$). La representatividad de esta muestra se garantiza porque el diseño muestral de la ECC2014 es probabilístico, estratificado, multietápico y de conglomerados; es decir, cada unidad de la población objetivo tiene una probabilidad de selección conocida y mayor a cero, y las unidades de muestreo se clasifican en grupos homogéneos teniendo en cuenta criterios geográficos y socioeconómicos poco correlacionados entre sí.

B. Variables

En la evaluación del EC de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes entre 5 y 17 años en eventos de las artes escénicas, conciertos y cine, se construyen tres variables binarias de resultado (y) que corresponden a la decisión de asistencia de los jóvenes a las tres actividades culturales mencionadas. Las variables de tratamiento (w), que se supone que tienen un EC sobre las variables de resultado, corresponden a la decisión de participación del jefe del hogar al que pertenece el joven en las mismas actividades culturales. Estas variables también son binarias y toman el valor de 1 para los jóvenes cuyo jefe de hogar asiste a la actividad cultural (grupo de tratamiento) y 0 en otro caso (grupo de control).

Debido a la naturaleza binaria de la variable de respuesta, el EC de interés se mide en términos de diferencias en la probabilidad de asistir a los eventos mencionados entre los jóvenes cuyo jefe de hogar participa en estas actividades culturales y los jóvenes cuyo jefe de hogar no lo hace. Así, el EC para el i -ésimo individuo (δ_i) se define como:

$$\delta_i = Pr(y_i = 1 | w_i = 1) - Pr(y_i = 1 | w_i = 0) . \quad (1)$$

Debido a que no es posible observar al mismo individuo en los dos estados de la variable de tratamiento, la estrategia de estimación del EC tiene un problema de observaciones faltantes (Cerulli, 2015). Una posible solución son los diseños experimentales, en los cuales la asignación de la variable de tratamiento es aleatoria, lo que asegura que no existan diferencias sistemáticas entre los grupos de tratamiento y de control antes de la asignación

del tratamiento (Stuart & Rubin, 2008). Sin embargo, en las ciencias sociales es difícil lograr diseños experimentales debido a que la no aleatoriedad es muy frecuente en la asignación de las variables de tratamiento o porque los programas tienden a estar diseñados para una población determinada y los individuos pueden estar interesados en autoseleccionarse como participantes (Angrist & Pischke, 2008).

En la literatura empírica se argumenta que la participación cultural es una decisión individual no aleatoria en la que influyen factores como las restricciones de ingreso y tiempo, las características sociodemográficas, el nivel de capital cultural acumulado y el estatus social, entre otros (Borgonovi, 2004; Ateca-Amestoy, 2009; Falk & Katz-Gerro, 2016; Gómez & Espinal, 2016; Ramos, 2017), lo que implica que en el presente estudio los individuos autoseleccionan la variable de tratamiento. La no aleatoriedad en la participación cultural genera sesgos de selección debido a que los individuos en los dos grupos pueden tener diferentes características observables (selección en observables) o no observables (selección en no observables) que afectan tanto la variable de tratamiento como la variable de resultado.

El reto que enfrenta el análisis de inferencia causal en este contexto consiste en aplicar métodos que permitan identificar el EC removiendo los posibles sesgos. Los cuasi-experimentos, que permiten crear grupos de beneficiarios y de control con características similares, se constituyen así en una herramienta para estimar el efecto de una variable de tratamiento sobre una de variable resultado en presencia de sesgos de selección (Angrist & Pischke, 2008; Khandker, Koolwal & Saman, 2010). Estos métodos permiten estimar el contrafactual, es decir, lo que hubiese sucedido con un individuo de haber recibido el otro estado de la variable de tratamiento, partiendo de un sistema de ecuaciones estructurales conformado por una ecuación para la variable de respuesta y/o una ecuación para la variable de tratamiento de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} y_i^* &= \alpha_1 + \delta w_i + x_{i1}^T \beta_1 + \varepsilon_{i1} \\ y_i &= 1[y_i^* > 0], \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned}
 w_i^* &= \alpha_2 + x_{i2}^T \beta_2 + \varepsilon_{i2} \\
 w_i &= 1[w_i^* > 0],
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

donde y_i^* es una variable latente observada parcialmente a través de la participación cultural de los jóvenes (y_i) y w_i^* es otra variable latente observada a través de la participación cultural de los jefes de hogar (w_i); x_1 son los factores observables diferentes a la variable de tratamiento que afectan a la variable de respuesta; x_2 son los factores observables que determinan el mecanismo de asignación de la variable de tratamiento; ε_1 y ε_2 son los términos de error; y α_1 , α_2 , β_1 , β_2 y δ son los parámetros a estimar.

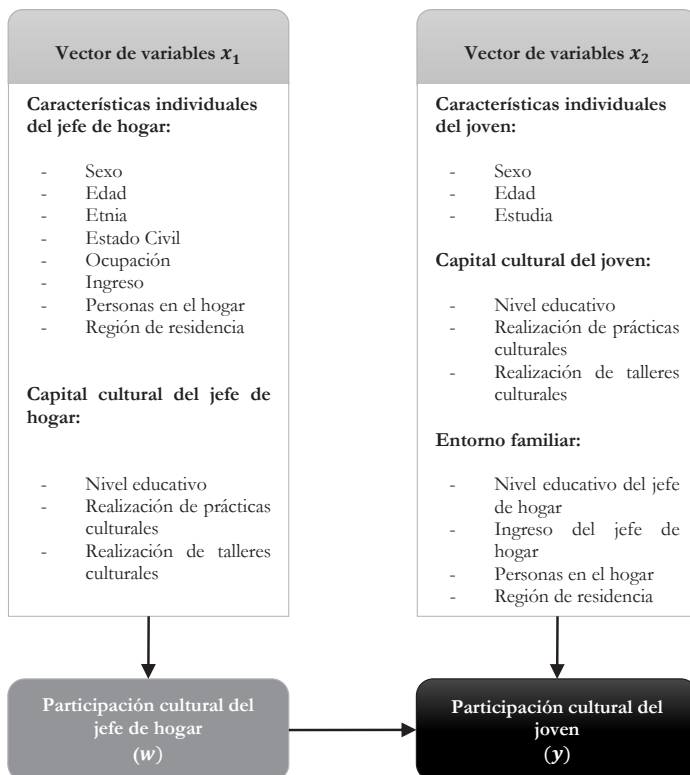
Las variables que componen los vectores x_1 y x_2 se definen a partir del flujo de relaciones que se presenta en la Figura 1 y que fue construido teniendo en cuenta la disponibilidad de información de la ECC2014 y los hallazgos reportados en la literatura empírica sobre determinantes de la participación cultural y la transferencia intergeneracional de capital cultural. Según se observa, la participación cultural de los jefes de hogar está determinada por sus características individuales (Borgonovi, 2004; Gómez & Espinal, 2016; Ramos, 2017) y su dotación de capital cultural institucionalizado, que en este estudio se mide por el nivel educativo y la participación en prácticas y talleres culturales (van Hek & Kraaykamp; 2015; Ateca-Amestoy, 2009; Ramos, 2017). La participación cultural de los jóvenes, además de estar determinada por la participación cultural del jefe de hogar en la misma actividad, también está determinada por las características individuales del joven, su propio capital cultural institucionalizado y variables que describen el entorno familiar y que están asociadas a la formación (*habitus*) en la familia de origen (Nagel, 2010; Willekens & Lievens, 2014). Estas relaciones justifican la elección de la metodología de este artículo.

C. Métodos utilizados para establecer el efecto causal (EC) de interés

La elección del método para estimar el EC de interés depende del tipo de datos disponibles, las condiciones institucionales y normativas del contexto de estudio y la posible existencia de factores inobservables (Angrist & Pischke,

2008; Parmeter & Pope, 2013). Como se argumenta en el apartado anterior, se presume que algunas características observables y no observables del jefe de hogar y del entorno en que convive el joven afectan tanto la asignación del tratamiento como la variable de resultado, asunto que se debe controlar para remover los sesgos en la estimación. En el análisis se aplican los métodos de tratamiento endógeno (TE), *propensity score matching* (PSM) e *inverse probability weighting* (IPW); el TE asume selección en no observables, mientras que PSM e IPW asumen selección en observables. Se aplican los tres métodos con el objetivo de comparar los resultados y tener mayor certeza sobre el verdadero EC.

Figura 1. Flujo de relaciones entre las variables



Fuente: elaboración propia.

1. Tratamiento Endógeno (TE)

El método de TE permite estimar el EC de interés cuando existen características no observables que influyen tanto en la asignación del tratamiento como en la variable de resultado. Si este es el caso, se dice que el tratamiento es endógeno y los estimadores de los métodos están basados en selección en observables son sesgados. Para controlar la endogeneidad de la asignación del tratamiento se utiliza un enfoque de función de control en el cual se incluyen los residuales del modelo para la asignación del tratamiento como variables regresoras en el modelo para la variable de respuesta (Wooldridge, 2010; Cerulli, 2015). La aplicación de este método sigue la misma lógica del modelo de selección de Heckman para una variable dependiente binaria, según la cual se modela simultáneamente la ecuación para la asignación del tratamiento y la ecuación para la variable de respuesta y se asume una distribución normal en los componentes de error con coeficiente de correlación ρ . Burnett (1997) propuso un procedimiento en dos etapas que facilita los cálculos computacionales:

- i) Estimar un modelo *probit* para la variable de tratamiento y obtener los residuales para cada una de las observaciones.
- ii) Estimar un modelo *probit* para la variable de respuesta agregando como variable explicativa los residuales obtenidos en la primera etapa.

Los cálculos se realizan en el software STATA15 usando el comando *eteffects*.

2. Propensity score matching (PSM)

Los métodos de emparejamiento son herramientas que intentan replicar experimentos aleatorios, pues identifican submuestras de las unidades de control y tratamiento que estén balanceadas con respecto a covariables observadas. El método de PSM es una de estas herramientas, la cual consiste en estimar el contrafactual de cada observación usando el promedio de la variable de respuesta de observaciones similares que reciben el otro nivel de la variable de tratamiento (Stuart & Rubin, 2008; Khandker et al., 2010). La similitud se determina con base en el *propensity score* (PS), esto es, la probabilidad estimada de recibir el tratamiento. En este estudio el PS

corresponde a la probabilidad estimada de que el jefe de hogar asista a la actividad cultural. Conforme a lo expuesto por Cerulli (2015), el proceso de aplicación del método es:

- i) Estimar la ecuación para la variable de tratamiento a través de un modelo *probit* y calcular el PS para cada una de las observaciones.
- ii) Identificar las observaciones en diferentes estados de la variable de tratamiento con los PS más cercanos y emparejarlas.
- iii) Verificar que, una vez se realice el emparejamiento, las variables con que se estima el PS se encuentren balanceadas entre el grupo de tratamiento y el grupo de control.
- iv) Si el balance es satisfactorio, calcular el EC de interés.

Los cálculos se realizan en el software STATA15 usando el comando *teffects psmatch*.

3. *Inverse probability weighting (IPW)*

El IPW asigna niveles de importancia diferentes a las observaciones como estrategia para evitar sesgos en tratamientos no aleatorios; las ponderaciones se asignan de acuerdo con la probabilidad de recibir el tratamiento dados los contrafactuales del caso (Wooldridge, 2007). En la aplicación es necesario definir modelos para la variable de tratamiento y para la variable de respuesta. Debido a la propiedad doble-robusto, es suficiente con que uno de los dos modelos esté bien especificado para que el estimador del EC sea consistente (Cerulli, 2015). El método se aplica en las siguientes tres etapas:

- i) Estimar los parámetros del modelo para la variable de tratamiento a través de un modelo *probit* y calcular las ponderaciones para cada una de las observaciones.
- ii) Estimar un modelo *probit* para la variable de respuesta con las observaciones ponderadas para cada nivel de la variable de tratamiento y obtener el valor predicho de cada observación.
- iii) Calcular el EC de interés comparando el promedio del valor de la variable de respuesta para cada nivel de la variable de tratamiento.

Los cálculos se realizan en el software STATA15 usando el comando *teffects ipwra*.

II. Análisis de resultados

A. Características de los grupos de tratamiento y de control

El análisis descriptivo de los datos indica que el 26,28% de los jóvenes en la muestra asisten a eventos de las artes escénicas, el 25,79% asiste a conciertos y el 37,87% asiste a cine. En las tres actividades se evidencia un mayor porcentaje de participación en jóvenes que alcanzaron el nivel educativo de primaria o secundaria y que pertenecen a hogares cuyo jefe de hogar es casado o convive en unión libre, trabajador y con ingresos entre 0 y 1 salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV). Respecto al capital cultural, en las tres actividades el nivel educativo y la participación en talleres y prácticas culturales de los jefes de hogar es mayor en el grupo de jóvenes participantes. El porcentaje de participación de los jóvenes es superior al de los jefes de hogar en las tres actividades: el 11,24% de los jefes de hogar asiste a eventos de las artes escénicas, el 24,50% asiste a conciertos y el 20,89% asiste a cine (ver Tabla 1). Los jóvenes que pertenecen a hogares donde el jefe de hogar asiste a la actividad conforman el grupo de tratamiento, mientras que el grupo de control lo conforman los jóvenes cuyos jefes de hogar no asisten.

Las diferencias más importantes en las características del jefe de hogar entre los grupos de tratamiento y control se observan en el capital cultural institucionalizado, la etnia, el nivel de ingreso, la ocupación y la región de residencia. En las tres actividades se evidencia que en el grupo de tratamiento es mayor la proporción de jóvenes cuyos jefes de hogar tienen niveles de formación académica superior y de posgrado, que asisten a talleres y prácticas culturales, que tienen ingresos superiores a 1 SMMLV y que son trabajadores. En el caso de la etnia y la región de residencia se observan hallazgos diferentes según la actividad cultural; por ejemplo, se resalta que la proporción de jóvenes en el grupo de tratamiento que residen en Bogotá es significativamente mayor para la asistencia a cine. De otro lado, en la asistencia a conciertos sobresale la

mayor proporción de jóvenes en el grupo de tratamiento cuyos jefes de hogar se reconocen como pertenecientes a una etnia.

Tabla 1. *Participación de los jóvenes y jefes de hogar en eventos de las artes escénicas, conciertos y cine*

Actividad cultural		Jóvenes		Jefe de hogar	
		No.	%	No.	%
Artes escénicas	No	4.520	73,72 %	5.442	88,76 %
	Sí	1.611	26,28 %	689	11,24 %
Conciertos	No	4.550	74,21 %	4.629	75,50 %
	Sí	1.581	25,79 %	1.502	24,50 %
Cine	No	3.809	62,13 %	4.850	79,11 %
	Sí	2.322	37,87 %	1.281	20,89 %

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

B. Resultados

El desbalance en las características de los grupos de tratamiento y de control señala que la decisión del jefe de hogar de asistir a las actividades culturales no es un hecho aleatorio, sino que está determinado por un proceso voluntario determinado por las características individuales y del capital cultural institucionalizado. Debido a que estas variables también pueden influir en las decisiones de participación de los jóvenes, es necesario aplicar métodos que permitan establecer el efecto causal de interés. A continuación se presentan los resultados de la aplicación de los métodos de TE, PSM e IPW.

1. Tratamientos endógenos (TE)

La aplicación del método de TE asume que existen factores no observables dentro del hogar que afectan las decisiones de asistencia a los eventos de las artes escénicas, conciertos y cine, tanto de los jefes de hogar como de los jóvenes. Para verificar este supuesto, se desarrolló

el procedimiento descrito en el apartado de metodología y se calculó la correlación muestral entre los factores no observables del modelo para la variable de tratamiento y para la variable de respuesta. En la Tabla 2 se presentan los resultados del test de Wald para probar la significancia estadística de las correlaciones estimadas en cada uno de los análisis. En los tres casos la evidencia indica que los factores no observables que intervienen en la asignación del tratamiento no intervienen en la decisión de participación de los jóvenes; es decir, no hay evidencia de selección en los no observables y se prefieren los resultados estimados a través de PSM e IPW que se presentan más adelante (Cerulli, 2015).

Tabla 2. *Test de endogeneidad*

Actividad	Estadístico	Valor p
Eventos de las artes escénicas	0,18	0,9153
Conciertos	3,69	0,1579
Cine	0,66	0,7190

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

2. Propensity score matching (PSM)

El PS fue calculado a través de un modelo *probit* en el que la variable dependiente es la asistencia del jefe de hogar a la actividad cultural, y las variables explicativas corresponden a las características individuales y del capital cultural institucionalizado (ver Figura 1). Los resultados de los modelos se presentan en la Tabla 3. La significancia global indica que las variables explicativas permiten modelar adecuadamente las decisiones de participación cultural de los jefes de hogar. Al analizar la significancia individual de cada una de estas variables se encuentran resultados similares a los reportados en los estudios empíricos aplicados a nivel nacional e internacional (Borgonovi, 2004; Ateca-Amestoy, 2009; Ramos, 2017; entre otros).

Tabla 3. Modelos para estimar el PS

Características del jefe de hogar		Artes escénicas		Conciertos		Cine	
		Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar
Sexo (Masculino)	Sexo Femenino	-0,0650492	0,0675036	0,0311993	0,05294	-0,0355984	0,0619933
Edad (12-24 años)	25-65 años	0,0785345	0,1551799	-0,1620539	0,11002	-0,048066	0,128324
	Más de 65 años	-0,0263533	0,1903178	-0,3938775***	0,14031	-0,5489093***	0,1817859
Etnia (No pertenece a una etnia)	Pertenece a una etnia	-0,0040209	0,0617404	0,0790288*	0,04711	-0,3084417***	0,0624205
Estado civil (Soltero)	Unión libre	-0,1460626	0,1017776	0,1144767	0,08102	-0,143927	0,0915197
	Casado	0,0168431	0,1035462	0,0481265	0,08376	0,0024789	0,0933743
	Separado o divorciado	0,08462	0,1014526	0,1181162	0,08218	0,1049123	0,0914705
	Viudo	-0,1496255	0,1488023	-0,3598611***	0,12082	-0,0261979	0,1401464
Ocupación (Trabajador)	Desempleado	0,0047157	0,1542873	-0,0524488	0,11325	0,0025461	0,1442063
	Estudiante	0,393926*	0,225495	0,2044423	0,18914	0,2386009	0,2079051
	Oficios del hogar	0,0685728	0,0807979	-0,1958858***	0,06274	0,0048042	0,0760991
	Incapacitado permanente	-0,0918907	0,2924034	-10,314968***	0,44432	-0,1894506	0,3079579
	Otra	0,1025726	0,1474684	-0,0941884	0,12533	-0,3197865*	0,1640954
Ingreso (Entre 0 SMMLV y 1 SMMLV)	Entre 1 SMMLV y 2 SMMLV	0,30957***	0,0571951	0,0839995**	0,04521	0,4235196***	0,0509582
	Entre 2 SMMLV y 3 SMMLV	0,32689***	0,0899806	0,3372205***	0,07690	0,5507014***	0,0820806
	Entre 3 SMMLV y 4 SMMLV	0,43343***	0,1226564	0,3505521***	0,10931	0,4171541***	0,1126273
	Entre 4 SMMLV y 6 SMMLV	0,49879***	0,1271452	0,3182601***	0,11571	0,6774417***	0,1205317
	Más de 6 SMMLV	0,57382***	0,1588331	0,4717177***	0,14955	1,259193***	0,175506
Personas	Personas en el hogar	-0,036709**	0,0145811	-0,008784	0,01036	-0,0898397***	0,0148146
Región de residencia (Bogotá)	Atlántica	0,0197449	0,0815894	0,4591066***	0,06607	-0,9126721***	0,0709751
	Oriental	0,145896*	0,0810439	0,454234***	0,06739	-0,50557***	0,0674356
	Central	0,32486***	0,0825804	0,3223895***	0,07086	-0,507303***	0,0705146
	Pacífica	0,23289***	0,0821502	0,6591448***	0,06754	-0,6784412***	0,0713146
	Amazonía	-0,0572861	0,0861014	0,2116346***	0,06983	-1,034707***	0,0772202

Continúa

Tabla 3. Continuación

Características del jefe de hogar		Artes escénicas		Conciertos		Cine	
		Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Nivel educativo (Primaria)	Básica secundaria	-0,0195676	0,0796203	0,0500159	0,05632	0,5096723***	0,0748556
	Media	0,20775***	0,0676776	0,1150922**	0,05071	0,8174621***	0,0672361
	Superior	0,55606***	0,0731349	0,3680885***	0,05809	1,284572 ***	0,0727768
	Posgrado	0,92465***	0,1219981	0,4995624***	0,11336	1,705908***	0,1261057
Talleres culturales	Asiste a talleres culturales	0,1512147	0,0960217	0,195324**	0,08645	0,2360977**	0,0969552
Prácticas culturales	Asiste a prácticas culturales	0,77841***	0,0758609	0,3208189***	0,07070	0,0641055	0,0828148
		N = 6.131		N = 6.131		N = 6.131	
Medidas de bondad de ajuste		LR Chi2 = 589,86		LR Chi2 = 480,74		LR Chi2 = 1.671,89	
		Prob > Chi2 = 0,0000		Prob > Chi2 = 0,0000		Prob > Chi2 = 0,0000	
		Pseudo R2 = 0,1369		Pseudo R2 = 0,0704		Pseudo R2 = 0,2660	

Notas: niveles de referencia entre paréntesis. Número de observaciones: 6.131. Significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

El capital cultural institucionalizado del jefe de hogar tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de asistencia a los eventos de las artes escénicas, conciertos y cine. En el caso del nivel educativo, por ejemplo, se observa un efecto creciente sobre la probabilidad de asistencia a partir del nivel de formación media, lo cual se evidencia por el incremento en la magnitud de los coeficientes conforme se avanza a niveles superiores de formación. La asistencia del jefe de hogar a talleres y prácticas culturales también resultaron determinantes de la asistencia a conciertos; en cambio, la asistencia a este tipo de talleres no resultó determinante en el modelo para la asistencia a eventos de las artes escénicas ni para el cine.

Respecto a las características individuales, resultan significativos en todos los casos el nivel de ingreso, la región de residencia y el número de personas en el hogar. En comparación con los individuos en el rango más bajo de ingreso (0-1 SMMLV), los jefes de hogar que devengan salarios mayores a 1 SMMLV tienen una probabilidad de asistencia más alta en las tres actividades, hallazgo que refleja el efecto del poder adquisitivo sobre las decisiones de participación

cultural. De manera similar, la probabilidad de asistencia a eventos de las artes escénicas y conciertos es menor para los jefes de hogar que residen fuera de Bogotá, mientras que en el caso del cine esta probabilidad es mayor, hallazgo que puede ser el reflejo de la mayor disponibilidad de salas de cine en la capital del país. De otra parte, incrementos en el número de integrantes en el hogar reduce la probabilidad de asistencia a las tres actividades.

Basados en los modelos anteriores, se estima la probabilidad de que el jefe de hogar asista a cada actividad cultural y posteriormente se emparejan los jóvenes con los jefes de hogar que tengan probabilidades de asistencia similares. El método de emparejamiento utilizado es el de los vecinos más cercanos, para el cual se tuvo en cuenta que se tiene un alto número de individuos en el grupo de jóvenes en hogares cuyo jefe no asiste (grupo de control) y se buscó utilizar toda la información disponible.

En la Tabla 4 se presentan los resultados que muestran que el EC de la asistencia de los jefes de hogar a las tres actividades culturales sobre la probabilidad de asistencia de los jóvenes es positivo y significativo. La magnitud es diferente para cada una de las actividades: cuando el jefe de hogar asiste a cine, la probabilidad de que los integrantes jóvenes en ese hogar también asistan crece en 47,57 %, mientras que para la asistencia a eventos de las artes escénicas y los conciertos el efecto causal estimado es de 40,90 % y 25,81 %, respectivamente. La menor magnitud para los conciertos podría explicarse por el hecho de que esta actividad está más expuesta a efectos de socialización y a los medios digitales, por lo cual el mecanismo de transferencia intergeneracional de hábitos culturales sería más débil. No obstante, con los datos disponibles no es posible validar esta hipótesis.

Una vez realizado el emparejamiento se aplicaron pruebas para confirmar que las covariables que determinan la asignación del tratamiento y la variable de resultado están balanceadas en los dos grupos. El análisis de las tablas de balance surge que el PSM balancea las características de los dos grupos debido a que, en la mayoría de los casos, las diferencias estandarizadas son cercanas a cero y las razones de varianza se acercan a uno. En variables como nivel educativo, ingreso y número de personas en el hogar, que resultaron ser significativas para explicar la participación del jefe de hogar en las

actividades culturales y que se presume influyen también en las decisiones del joven, el nivel de balance mejoró significativamente reduciendo las diferencias estandarizadas a menos del 10 %. Este análisis es coherente con los gráficos de densidad de la Figura 1A del Anexo, los cuales muestran que cuando se realiza el emparejamiento la distribución de las muestras emparejadas son muy similares para ambos grupos.

Tabla 4. *EC promedio estimado con PSM*

Actividad	EC Promedio	Error Estándar	Estadístico Z	Valor p
Eventos de las artes escénicas	0,4090***	0,0324	12,62	0,0000
Conciertos	0,2581***	0,0185	13,96	0,0000
Cine	0,4757***	0,0623	7,64	0,0000

Nota: Significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

El proceso de validación de los resultados del PSM se complementa con la metodología de García-López, Solé-Ollé y Viladecans-Marsal (2015), que consiste en comparar los sesgos estandarizados de la muestra antes y después del emparejamiento. Aunque la muestra inicial parece no tener demasiada contaminación de aspectos irrelevantes porque el sesgo medio en la información inicial no supera el 20 %, el emparejamiento mejora los resultados. En la submuestra emparejada el sesgo medio del modelo para Artes escénicas se reduce en cerca del 74 % pasando del 16,7 % al 4,4 %; en el caso de los Conciertos y del Cine la reducción es del 73 % y del 80 %, respectivamente (ver Tabla 5).

La aplicación de los métodos basados en selección en observables requiere también del cumplimiento del supuesto de soporte común, el cual plantea que cada individuo tiene una probabilidad positiva de recibir cada nivel de la variable de tratamiento (Khandker et al., 2010; Cerulli, 2015). En los gráficos de barra de la Figura 2 se visualizan las observaciones del grupo de tratamiento y de control que están dentro y fuera del soporte común. En el análisis para los eventos de las artes escénicas se identificaron 213 individuos del grupo de control y 6 del grupo de tratamiento fuera del soporte común,

lo que corresponde al 3,57% de la muestra. En el caso de los conciertos, 71 observaciones del grupo de control y 9 del grupo de tratamiento, que corresponden al 1,30% de la muestra, están fuera del soporte común. En el análisis de la asistencia al cine, 909 observaciones del grupo de control y 6 del grupo de tratamiento, que corresponden al 14,92% de la muestra, están fuera del soporte común. Estas pruebas ratifican que el supuesto se cumple y que las estimaciones del PSM son válidas.

Tabla 5. Reducción del sesgo en la muestra no emparejada y emparejada

Actividad	Muestra	Mean Bias	Median Bias
Eventos de las artes escénicas	No emparejada	16,7	14,7
	Emparejada	4,4	3,3
Conciertos	No emparejada	11,8	10,0
	Emparejada	3,2	2,6
Cine	No emparejada	21,5	20,9
	Emparejada	4,3	3,4

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

Figura 2. Observaciones fuera y dentro del soporte común

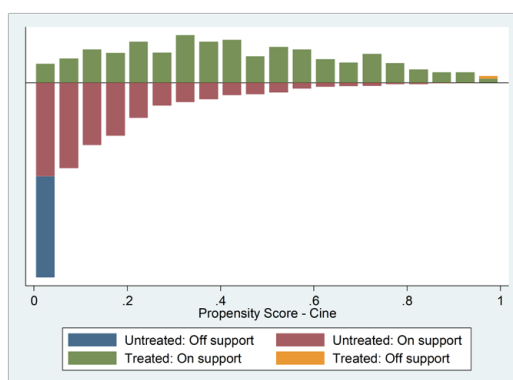
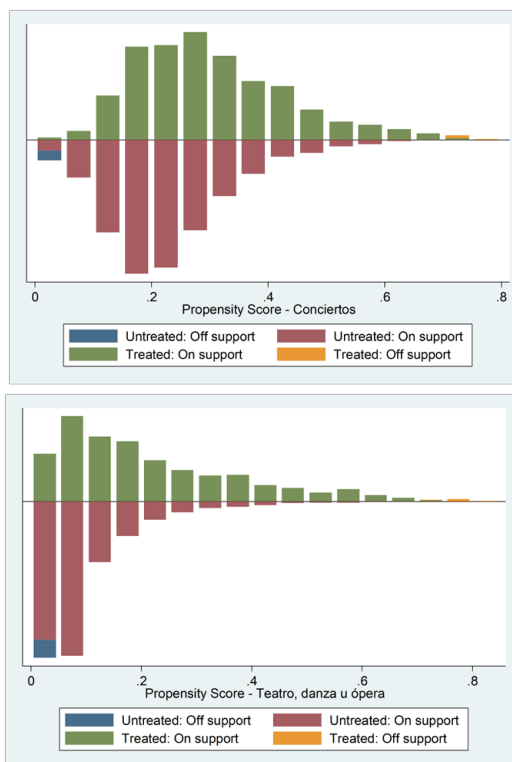


Figura 2. Continuación



Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

3. Inverse Probability Weighting (IPW)

Las ponderaciones de las observaciones para la aplicación del método IPW se construyen con base en el PS estimado con los modelos *probit* que se presentan en la Tabla 3; por tanto, se consideran válidas las mismas pruebas de soporte común de la Figura 2. Una vez ponderadas las observaciones, se estima un modelo *probit* para la asistencia de los jóvenes a las tres actividades culturales, definiendo las variables explicativas según el flujo de relaciones entre variables de la Figura 1. Los resultados del EC estimados en este caso muestran que la asistencia de los jefes de hogar a eventos de las artes escénicas, conciertos y cine tiene un EC positivo y significativo sobre la probabilidad

de asistencia de los jóvenes a estas mismas actividades. Cuando el jefe de hogar asiste a cine, la probabilidad de que los individuos jóvenes de ese hogar también asistan crece en 48,96 %; esta es la actividad con el EC más grande. En el caso de las actividades de las artes escénicas y de los conciertos, el EC es de 34,92 % y 24,56 %, respectivamente (ver Tabla 6). Estos resultados son similares a los obtenidos con PSM, lo que indica que los métodos de selección en observables son robustos en la identificación del EC de interés.

Tabla 6. *EC promedio estimado con IPW*

Actividad	EC Promedio	Error estándar	Estadístico Z	Valor p
Eventos de las artes escénicas	0,3492***	0,0260	13,42	0,0000
Conciertos	0,2456***	0,0146	16,80	0,0000
Cine	0,4896***	0,0237	20,67	0,0000

Nota: significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

El análisis de las tablas de balance sugiere que el IPW balancea las covariables: en la mayoría de los casos, las diferencias estandarizadas en las variables observables entre los grupos de tratamiento y control son cercanas a cero y las razones de varianzas cercanas a uno. El análisis de balance se complementa con la prueba de Imai y Ratkovic (2014), la cual consiste en examinar las condiciones impuestas por el balance en las covariables como condiciones de sobreidentificación. Los resultados (Tabla 7) señalan que a cualquier nivel de significancia que se tome como referencia, el supuesto del balance se satisface.

Tabla 7. *Tests de Imai y Ratkovic*

Actividad	Estadístico Chi2	Valor p
Eventos de las artes escénicas	39,1206	0,1501
Conciertos	42,6211	0,1228
Cine	30,324	0,5006

Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

Conclusiones

En el presente artículo se estimó el EC de la participación cultural de los jefes de hogar sobre la participación cultural de los jóvenes entre 5 y 17 años en eventos de las artes escénicas, conciertos y cine. Utilizando los datos de la ECC2014, se aplicaron las metodologías de tratamientos endógenos (TE), *propensity score matching* (PSM) e *inverse probability weighting* (IPW), las cuales permitieron calcular el EC de interés removiendo los posibles sesgos de selección en la decisión de participación de los jefes de hogar que podrían afectar las estimaciones. El análisis realizado constituye un aporte a la literatura empírica sobre transferencia intergeneracional de capital cultural porque propone la aplicación de un enfoque metodológico que no se ha usado en este problema de investigación, lo que expande el abanico de alternativas de medición para la obtención de resultados más confiables en un escenario de datos no experimentales. Además, al ser el primer trabajo que aborda directamente el EC en Colombia y en América Latina, genera elementos de discusión para el avance en la comprensión de las dinámicas de consumo cultural en contextos de países en desarrollo.

Los resultados del análisis evidencian la transferencia intergeneracional de capital cultural planteada por Bourdieu (1986) en la teoría de la reproducción social. Una vez realizadas todas las pruebas de validez de los métodos, se encontró que cuando el jefe de hogar asiste a eventos de las artes escénicas, la probabilidad de que los jóvenes en ese hogar también asistan, según la metodología que se considere, crece entre 34,92% y 40,90%; en el caso de los conciertos el EC es de entre 24,56% y 25,81%, mientras que para el cine varía entre 47,57% y 48,96%. Estos hallazgos sugieren que un estilo de vida cultural activo por parte de los jefes de hogar es un elemento determinante en las decisiones de participación cultural de los jóvenes en Colombia, lo que refleja la existencia de una transmisión intergeneracional de hábitos culturales asociados al capital cultural incorporado en la familia de origen.

De los resultados obtenidos se extrae información valiosa para formular políticas públicas de fomento a la participación cultural en Colombia, orientadas a cerrar las brechas de participación entre los diferentes grupos sociales. Como muestran los datos, una baja proporción de jefes de hogar

asisten a las actividades culturales; esta participación está determinada por el capital cultural (medido por el nivel educativo y la asistencia a prácticas y talleres culturales) y actúa como mecanismo de transferencia de hábitos culturales desde los jefes de hogar hacia los jóvenes, aspecto que fue descrito y testado empíricamente por Willekens y Lievens (2014) y van Hek y Kraaykamp (2015). Los jóvenes que conviven en hogares con jefes de hogar que no participan en actividades culturales tienen desventajas iniciales en el acceso a este tipo de bienes, por lo que se requiere de intervenciones de política que faciliten a este tipo de población el contacto con los bienes culturales. Así, posibilitar el acceso de los jóvenes a los bienes y servicios culturales, especialmente de los que conviven en hogares donde no hay un *habitus* cultural consolidado, contribuye a la formación del capital cultural a temprana edad y, por lo tanto, al consumo cultural; esto permitiría disminuir el efecto de la transferencia intergeneracional de capital cultural y consolidar una demanda cultural robusta en el largo plazo, con efectos potenciales sobre el desarrollo económico local, dada la capacidad del sector cultural para generar empleo, ingreso y crecimiento.

En futuras investigaciones será interesante abordar otros elementos de la transferencia intergeneracional de capital cultural que permitan avanzar en la comprensión de este proceso en el contexto colombiano y que sobrepasan el alcance de este estudio. En específico, se pueden estudiar los mecanismos a través de los cuales los jefes de hogar transfieren sus hábitos culturales a los individuos jóvenes, como lo hacen van Hek y Kraaykamp (2015). Debido a que la ECC2014 no recoge información sobre si el joven asistió acompañado de su jefe de hogar a la actividad cultural o si su decisión correspondió a un comportamiento de imitación, no es posible establecer en qué medida estos dos mecanismos influyen en sus decisiones de participación. Los efectos causales estimados corresponden a efectos agregados que recogen los dos mecanismos.

El papel que juegan las instituciones educativas y los efectos de la socialización entre amigos y conocidos también pueden ser estudiados con información más detallada acerca de las motivaciones de los jóvenes para participar en las actividades culturales. La disponibilidad de este tipo de información podría ayudar a explicar el hecho de que las tasas de participación

sean más altas para los jóvenes que para los jefes de hogar, y permitiría entender otros mecanismos a través de los cuales los jóvenes que no pertenecen a familias con cierto *habitus* cultural se interesan por los bienes y servicios culturales y forman su propio acervo de capital cultural a través de un proceso de movilidad social, tal como lo indagó Nagel (2010). Este tipo de análisis reviste especial interés en el caso de los conciertos, actividad en la que se encontró que el EC de interés es significativamente menor con respecto a las demás actividades y en el que el mecanismo de transferencia intergeneracional de hábitos culturales parece no tener tanta fuerza.

Anexo

Figura 1A. Gráficos de balance (PSM)

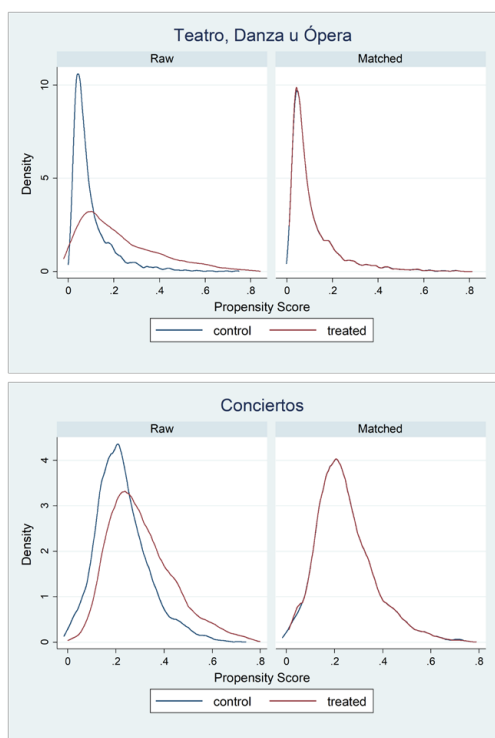
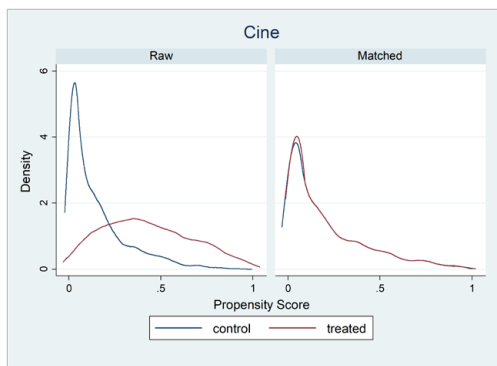


Figura 1A. *Contiuación*



Fuente: elaboración propia con datos del DANE.

Referencias

- Angrist, J. & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ateca-Amestoy, V. (2009). El capital humano como determinante del consumo cultural. *Estudios de Economía Aplicada*, 27(1), 87-110.
- Bauman, Z. (2007). *Vida de consumo*. Buenos Aires, Argentina: Fondo de Cultura Económica.
- Borgonovi, F. (2004). Performing arts attendance: an economic approach. *Applied Economics*, 36(17), 1871-1885.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A social critique of the judgment of taste*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of Capital. En Richardson, J. (Ed.), *Handbook of theory and Research for the Sociology of education*. Nueva York: Greenwood.
- Burnett, N. (1997). Gender economics courses in liberal arts colleges. *Journal of Economic Education*, 28(4), 369-376.

- Cerulli, G. (2015). *Econometric evaluation of socio-economic programs. Theory and applications*. Berlin: Springer.
- Chan, T. & Goldthorpe, J. (2007). Class and Status: the conceptual distinction and its empirical relevance. *American Sociological Review*, 72(4), 512-532.
- Falk, M. & Katz-Gerro, T. (2016). Cultural participation in Europe: Can we identify common determinants? *Journal of Cultural Economics*, 40(2), 127-162.
- Featherstone, M. (2000). *Cultura de consumo y posmodernismo*. Buenos Aires, Argentina: Amorrortu.
- García-Lopez, M., Solé-Ollé, A. & Viladecans-Marsal, E. (2015). Does Zoning follow highways? *Regional Science and Urban Economics*, 53, 145-155.
- García-Canclini, N. (1999). Consumo cultural: una propuesta teórica. En: Sunkel, Guillermo (Ed.), *El consumo cultural en América Latina* (pp. 72-95). Santafé de Bogotá, Colombia: Convenio Andrés Bello.
- Georg, W. (2016). Transmission of cultural capital and status attainment –an analysis of development between 15 and 45 years of age. *Longitudinal and Life Course Studies*, 7(2), 106-123.
- Gómez, L. & Espinal, N. (2016). Determinantes de la participación en artes escénicas en Medellín, Colombia. *Ensayos de Economía*, 26(48), 189-207.
- Imai, K. & Ratkovic, M. (2014). Covariate balancing propensity score. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 76(1), 243–263.
- Khandker, S., Koolwal, G. & Saman, H. (2010). *Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices*. Washington DC: The World Bank.
- Lahire, B. (2008). The individual and the Mixing of Genres. Cultural Dissonance and Self Distinction. *Poetics*, 36(2-3), 166-188.

Espinal-Monsalve, Ramos-Ramírez y Gómez-Hernández: Poniendo a prueba la teoría...

Lévy-Garboua, L. & Montmarquette, C. (2003). Demand. En: Towse, Ruth (Ed.), *A handbook of cultural economics* (pp. 201-213). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

Martin-Barbero, J. (1999). Recepción de medios y consumo cultural: travesías. En: Sunkel, Guillermo (Ed.), *El consumo cultural en América Latina* (pp. 47-71). Santafé de Bogotá, Colombia: Convenio Andrés Bello.

Nagel, I. (2010). Cultural participation between the ages of 14 and 24: intergenerational transmission or cultural mobility? *European Sociological Review*, 26(5), 541-556.

Notten, N., Lancee, B., van de Werfhorst, H. & Ganzeboom, H. (2015). Educational stratification in cultural participation: cognitive competence or status motivation? *Journal of Cultural Economics*, 39(2), 177-203.

Ortiz, R. (2004). *Mundialización y cultura*. Santafé de Bogotá, Colombia: Convenio Andrés Bello.

Parmeter, C. & Pope, J. (2013). Quasi-Experiments and Hedonic Property Value Methods. En: List, John y Price, Michael (Eds.), *Handbook on Experimental Economics and the Environment* (pp. 3-66). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

Pascal-Daloz, J. (2013). *Rethinking Social Distinction*. New York, N.Y.: Palgrave Macmillan.

Peterson, R. & Simkus, A. (1992). How musical tastes mark occupational status group. En: Lamont y Fournier (Eds.), *Cultivating Differences: symbolic boundaries and the making of inequality*. Chicago, M.A.: University of Chicago Press.

Peterson, R. & Kern, R. (1996). Changing highbrow taste: from snob to omnivore. *American Sociological Review*, 61(5), 900-907.

Radakovich, R. (2014). El gusto revisitado: distinción, hibridez y omnivoridad en el cono sur latinoamericano. *Diálogos Possíveis*, 13(2), 187-205.

- Ramos, A. (2017). *Consumo de bienes del Patrimonio Cultural en Colombia: análisis microeconómico de los determinantes desde los modelos de elección discreta regularizados* (Tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín, Colombia).
- Reeves, A. (2015). Music's a family thing: Cultural socialization and parental transference. *Cultural Sociology*, 9(4), 493-514.
- Sassatelli, R. (2012). *Consumo, cultura y sociedad*. Buenos Aires, Argentina: Amorrortu Editores.
- Savage, M. (2015). Introduction to elites From the 'problematic of the proletariat' to a class analysis of 'wealth elites'. *The Sociological Review*, 63(2), 223-239.
- Stuart, E. & Rubin, D. (2008). Matching with Multiple Control Groups with Adjustment for Group Differences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 33(3), 279-306.
- Sullivan, A. (2002). Bourdieu and Education: How Useful is Bourdieu's Theory for Researchers? *Netherlands Journal of Social Sciences*, 38(2), 144-66.
- van Hek, M. & Kraaykamp, G. (2015). How do parents affect cultural participation of their children?: Testing hypotheses on the importance of parental example and active parental guidance. *Poetics*, 52, 124-138.
- Willekens, M. & Lievens, J. (2014). Family (and) culture: The effect of cultural capital within the family on the cultural participation of adolescents. *Poetics*, 42, 98-113.
- Wooldridge, J. (2007). Inverse probability weighted estimation for general missing data problems. *Journal of Econometrics*, 141(2), 1281-1301.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge M. A.: MIT Press.

Gestión y Política Pública

VOLUMEN XXIX NÚMERO 1 CIUDAD DE MÉXICO
PRIMER SEMESTRE DE 2020

Gestión y política pública

Angélica Buendía Espinosa
e Iván Alejandro Salas Durazo

Edith Kauffer
y Ludivina Mejía González

Gestión regional y local

José Andrés Sumano Rodríguez

Bastían González-Bustamante,
Ariane Carvajal y Andrea González

Experiencias relevantes

Itatí del Rosario Moreno

Silvio Fernando López Mera
y David Eduardo Quintero Rendón

Posiciones e ideas

Fausto Hernández Trillo

MIRAR LA TRANSPARENCIA DESDE EL DISCURSO:
UN ACERCAMIENTO A LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS
MEXICANAS

DE LA DESCOLONIZACIÓN A LA GESTIÓN INTEGRADA
DE RECURSOS HÍDRICOS (GIRH): LA POLÍTICA DEL
AGUA DE BELICE A TRAVÉS DEL TIEMPO (1981-2015)

PREVENCIÓN DEL DELITO EN LA FRONTERA
NORTE A TRAVÉS DE LA ADMINISTRACIÓN
PÚBLICA DELIBERATIVA

DETERMINANTES DEL GOBIERNO ELECTRÓNICO
EN LAS MUNICIPALIDADES: EVIDENCIA DEL CASO
CHILENO

ORGANIZACIONES DE BASE E INJUSTICIA AMBIENTAL:
LA RELEVANCIA DE LAS ALIANZAS ESTRATÉGICAS
PARA LA INCIDENCIA EN LAS POLÍTICAS PÚBLICAS.
EL CASO DE LAS POLÍTICAS DE RESIDUOS EN LA
REGIÓN METROPOLITANA DE BUENOS AIRES

IMPACTOS INICIALES DEL PRESUPUESTO
PARTICIPATIVO EN LA FINANCIACIÓN
DE LA EDUCACIÓN SUPERIOR: EVIDENCIA
PARA MEDELLÍN (COLOMBIA)

UNIVERSIDADES DE CLASE MUNDIAL:
REFLEXIONES PARA MÉXICO



CIDE

www.gestionypoliticapublica.cide.edu



Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

José Mauricio Gil-León y Andrés Felipe Suárez-Cante

Lecturas de Economía - No. 92. Medellín, enero-junio 2020

José Mauricio Gil-León y Andrés Felipe Suárez-Cante

Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

Resumen: *En este artículo se pretende identificar el canal de transmisión de los choques de prima de riesgo en las diferentes variables macroeconómicas. Por tanto, se formula un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta, que considera el comportamiento de los hogares, las decisiones de inversión de parte de las empresas, la función de reacción del banco central y la dinámica de las diferentes variables externas, tales como la variación de los activos externos netos del país y el comercio exterior. El modelo se calibra con datos de la economía colombiana del periodo 2005-2017. En los resultados de la simulación se identifica la persistencia del shock de prima de riesgo en las variables endógenas que componen al modelo, y en especial se observan efectos sobresalientes del choque sobre el tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación. Se concluye que el tamaño de la elasticidad de la prima de riesgo al endeudamiento externo domina la fuerza con la que inciden los shocks en la economía.*

Palabras clave: *modelo DSGE; prima de riesgo; tasa de interés; tasa de cambio.*

Clasificación JEL: *C63, C68, E47, F37, F41.*

Implications of risk premium shocks in a small and open economy

Abstract: *This paper aims to identify the transmission channel of risk premium shocks in different macroeconomic variables. Therefore, a DSGE model for a small and open economy is formulated, which considers the behavior of households, investment decisions by companies, the reaction function of the central bank and the dynamics of the different external variables, such such as the variation of the country's net foreign assets and foreign trade. The model is calibrated with data from the Colombian economy of the 2005-2017 period. In the simulation results, the persistence of the risk premium shock in the endogenous variables that make up the model is identified, and in particular, outstanding effects of the shock on the exchange rate, the interest rate and inflation are observed. It is concluded that the size of the elasticity of the risk premium to external indebtedness dominates the force with which the shocks affect the economy.*

Keywords: *DSGE models; risk premium; interest rate; exchange rate.*

JEL Classification: *C63, C68, E47, F37, F41.*

Implications des chocs de primes de risque dans une petite économie ouverte

Résumé: *Cet article vise à identifier le canal de transmission des chocs de primes de risque dans différentes variables macroéconomiques. Pour ce faire, un modèle DSGE est formulé pour une petite économie ouverte, prenant en compte le comportement des ménages, les décisions d'investissement des entreprises, la fonction de réaction de la banque centrale et la dynamique des différentes variables externes, telles que la variation des actifs extérieurs nets du pays et le commerce extérieur. Le modèle est ensuite calibré avec les données de l'économie colombienne pour la période 2005-2017. Les résultats de la simulation montrent la persistance du choc de prime de risque dans les variables endogènes du modèle. En particulier, nous montrons les effets remarquables du choc sur le taux de change, sur le taux d'intérêt et sur l'inflation. Nous concluons que l'ampleur de l'élasticité de la prime de risque à l'endettement extérieur domine la force avec laquelle les chocs touchent l'économie.*

Mots clés: *modèle DSGE; prime de risque; taux d'intérêt; taux de change.*

Classification JEL: *C63, C68, E47, F37, F41.*

Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

José Mauricio Gil-León ^a y Andrés Felipe Suárez-Cante ^b

–Introducción. –I. El modelo. –II. Calibración del modelo. –III. Análisis de resultados.
–Conclusiones. –Referencias. –Anexos.

doi: 10.17533/udea.le.n92a05

Primera versión recibida el 17 de noviembre de 2018; versión final aceptada el 9 de septiembre de 2019

Introducción

El análisis de la prima de riesgo y su modelación en una forma estructural no está vinculado dentro de un marco específico de teoría económica y, por ende, su incidencia en la economía es poco predecible (Iranzo, 2008). La estimación de la prima de riesgo no tiene una única metodología, y por ello su determinación depende de la calificación del riesgo, el cual, a su vez, depende del riesgo político, el riesgo económico y los riesgos naturales. Sin embargo, varias entidades financieras, y en especial las del sector bancario, se apoyan en diferentes instrumentos analíticos, estadísticos y econométricos para determinar el riesgo país (Iranzo, 2008).

Los efectos de la prima de riesgo en la economía se han analizado explícitamente en la literatura a través de modelos econométricos (Eraker & Wang, 2015). El efecto más estudiado ha sido la incidencia de las variaciones de la prima de riesgo sobre el tipo de interés y la inflación. En el trabajo

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

^b *Andrés Felipe Suárez-Cante*: economista, matemático y magíster en Economía de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Colombia. Dirección postal: Avenida central del norte, Tunja. Dirección electrónica: andres.suarez@uptc.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-9617-7879>

de Pienika (2014), dichas variaciones provocan una disminución tanto de la inflación como del tipo de cambio. Sin embargo, Melo y Riascos (2004) encontraron que un choque en la prima de riesgo genera un aumento del tipo de interés y una disminución inicial de la inflación con posterior tendencia creciente, lo cual es confirmado en Gelain (2010) con la relación positiva entre el choque de prima de riesgo, el tipo de interés y la inflación. Esta tendencia en el análisis, junto a la dificultad para identificar el mecanismo de transmisión de los choques de riesgo país en un modelo estructural lleva a preguntarse: ¿Cuáles son los efectos de los cambios en la prima de riesgo de Colombia sobre las diferentes variables macroeconómicas?

El problema de investigación hace necesario utilizar un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE: *dynamic stochastic general equilibrium*, en inglés) para analizar las fuerzas económicas que hay detrás de los movimientos en las primas de riesgo de los bonos y su influencia en los agregados macroeconómicos. La construcción del modelo se justifica en la poca atención que se le ha dado en la literatura a la prima de riesgo y a su papel como determinante del comportamiento de diversas variables macroeconómicas. En particular, es necesario identificar el canal de transmisión en las economías emergentes como la colombiana.

La inclusión de la prima de riesgo en modelos DSGE se ha realizado en trabajos como el de Rudebusch y Swanson (2008), en donde se define una economía de producción y se explica cómo las primas de riesgo tienen incidencia directa sobre variables financieras como el patrimonio, los bonos reales, los bonos nominales y los tipos de cambio. Por otro lado, Graeve, Dossche, Emiriz, Sneessens y Wouters (2010) analizan de manera explícita modelos financieros en los cuales la prima de riesgo y el precio de los riesgos observados durante la contratación de trabajadores tienen un papel importante en la estabilidad financiera de la economía. En esta línea de trabajo, Papantonis (2016) determina las implicaciones de capturar la volatilidad de la prima de riesgo a través de un modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional generalizado (GARCH) y de incluirlo en un DSGE. Con el mismo método, Posch (2009) demuestra cómo las no linealidades y no normalidades son importantes para generar predicciones: el autor observó empíricamente hechos estilizados de la prima de riesgo y confirmó que estas características

claves pueden explicar el *puzzle* de prima de acciones y el comportamiento variable en el tiempo de la prima de riesgo. Para esto empleó soluciones explícitas de modelos DSGE, donde observó que las no linealidades pueden generar variaciones en las primas de riesgo que son observables. Los DSGE formulados en Colombia, tales como los de González, Mahadeva, Prada y Rodríguez (2011), González, et al. (2014), y Suescún y Steiner (2017), han involucrado la dinámica de la prima de riesgo al interior de los modelos, pero no identifican la trayectoria del *shock* sobre las demás variables.

I. El modelo

La estructura del modelo que aquí se emplea se basa en los trabajos de Alendal (2008) y Vallejos y Navia (2016), los cuales comparten elementos fundamentales. Dicho modelo asume una economía pequeña y abierta con mercados de bienes no competitivos y rigideces nominales. Lo último implica que existen rigideces salariales, considerando el supuesto de que los hogares delegan en un sindicato el poder de negociar salarios cada periodo (Galí, 2008). Se modela el comportamiento de los hogares, las empresas, el sector externo y el banco central. Así mismo, el *shock* en el riesgo país se define como una función de la capacidad de las empresas y hogares para obtener financiamiento externo (nivel relativo de activos externos netos), por lo que las condiciones de la cuenta corriente determinan la dinámica de la prima de riesgo. No se incluyen directamente las decisiones del gobierno, pero en la dinámica de la cuenta corriente el ahorro del gobierno, del sector privado y el externo es relevante, por lo que un mayor déficit fiscal implica menor ahorro interno y una mayor necesidad de financiamiento externo (déficits gemelos).

Las ecuaciones provienen de la solución de problemas de optimización de agentes y de formulaciones *ad hoc*, lo cual define al modelo analizado como un DSGE semiestructural. Además, se incluye formación de hábitos en el consumo, los cuales son incluidos para replicar la persistencia empírica de los datos. El listado de variables y parámetros se define en la Tabla 1.

Tabla 1. *Lista de símbolos y convenciones del modelo*

Variable	Parámetro	Descripción
Canasta de consumo		
	$C_{d,t}$	Canasta de consumo del bien producido domésticamente
	$C_{im,t}$	Canasta de consumo del bien importado
	e_d	Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes y servicios nacionales
	e_{im}	Elasticidad de sustitución entre variedades de bienes y servicios extranjeros
	e	Elasticidad de sustitución entre bienes de consumo nacionales e importados
	α	Parámetro indicativo del grado de apertura de la economía nacional al resto del mundo
	GH_t	Gasto total de los hogares
	$P_{d,t}$	Nivel de precios de bienes domésticos
	$P_{im,t}$	Precio de bienes importados
	P_t^*	Índice de precios mundiales
	ϵ_t	Tipo de cambio nominal
	$P_{T,t}$	Precios agregados "nivel general de precios"
Inflación y tipo de cambio real		
	π_t	Tasa de inflación
	$\pi_{d,t}$	Tasa de inflación doméstica
	π_t^*	Tasa de inflación importada
	S_t	Términos de intercambio
	TCR_t	Tipo de cambio real
Banco central		
	i_t	Tasa de interés nominal
	\bar{Y}	PIB potencial
	\bar{r}	Tasa real esperada
	$\bar{\pi}$	Inflación esperada

Continúa

Tabla 1. Continuación

Variable	Parámetro	Descripción
	f_i	Peso de la brecha del interés pasado en la relación de la tasa de política
	f_π	Peso de la brecha de la inflación en la reacción de la tasa de política
	f_Y	Peso de la brecha del producto en la reacción de la tasa de interés de política
Ecuación de la paridad de los activos		
	B_t	Nivel de activos en forma de bonos
	Y_t	Nivel de producción agregado de la economía
Paridad de tasas de interés y prima de riesgo		
	PR_t	Prima de riesgo
	μ	Elasticidad de la prima de riesgo
	\bar{B}	Nivel de activos agregado del exterior en forma de bonos en estado estacionario
	φ_t	<i>Shock</i> estocástico en prima de riesgo
	\hat{i}_t^*	Tasa de interés nominal del extranjero
Los hogares		
	η	Ajuste de hábito de consumo
	ϑ	Inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal
	γ	Elasticidad, oferta de trabajo
	β	Factor de descuento intertemporal
	L_t	Cantidad de horas trabajadas
	w_t	Salario real
	W_t	Salario nominal
	GH_t	Gasto de los hogares
Inversión y capital		
	IN_t	Función de inversión
	$i_{T,t}$	Función de tasa de interés entre el interés nacional y extranjero
	ϑ	Elasticidad de la inversión respecto al interés total
	K_t	Función de capital

Continúa

Tabla 1. *Continuación*

Variable	Parámetro	Descripción
	σ	Tasa de depreciación física del capital
Las empresas		
	δ	Elasticidad del nivel de producción respecto al capital
	L_t	Número total de horas dedicadas a trabajar
	PML_t	Productividad marginal del trabajo
	A_t	Estado de la tecnología o productividad total de los factores
	CMG_t	Costo marginal
	ρ	Parámetro asociado a la rigidez de precios
Sector externo		
	IM_t	Importaciones
	X_t	Exportaciones
	XM_t	Balanza comercial
	ϕ	Elasticidad de las exportaciones frente a la economía externa
	e^*	Elasticidad de la sustitución de bienes del extranjero
Condición de equilibrio		
	τ	Parámetro de ajuste a la inversión
Shock		
	χ_r	Parámetro de persistencia de ajuste al <i>shock</i> en prima de riesgo
	χ_a	Parámetro de persistencia de ajuste al <i>shock</i> tecnológico

Fuente: elaboración propia.

A. Hogares

Se modela el comportamiento de los hogares considerando rigideces salariales y una oferta de mano de obra diferenciada. Las decisiones de consumo y ahorro se toman en mercados completos, y los hogares toman los precios de los bienes como dados, asegurándolos contra los riesgos intrínsecos y salariales (Woodford, 2003). Esto hace que los hogares sean esencialmente iguales en equilibrio, lo cual establece que el hogar es

homogéneo y representativo. Esto posibilita prescindir de las complejidades que se derivan de la heterogeneidad del hogar.

Además, se puede establecer que un hogar promedio tiene riqueza financiera en forma de activos nominales denominados en moneda nacional que son emitidos por bancos comerciales, empresas privadas y gobierno, y pagan una tasa de interés nominal. Dichos activos consumen un paquete de bienes nacionales e importados, y no pueden asegurar sus ingresos reales contra el efecto de la inflación doméstica, la inflación extranjera ni la evolución del tipo de cambio.

Así, los hogares maximizan una función de utilidad intertemporal para el valor esperado de su utilidad futura sujeto a la restricción presupuestal; para esto, se escoge un nivel de consumo $C_{T,t}$ y de trabajo L_t , relacionados mediante la siguiente función de utilidad:

$$U(C_{T,t}, L_t) = \frac{(C_{T,t} - \eta C_{T,t-1})^{1-\vartheta}}{1-\vartheta} - \frac{L_t^{1+\gamma}}{1+\gamma}, \quad (1)$$

donde se agrega $\eta C_{T,t-1}$ para suavizar la curva de consumo, ya que se está incorporando la formación de hábitos para el hogar optimizador (López & Ramírez, 2011 y Hernández, 2013). Agregando todos los periodos para el nivel de consumo $C_{T,t}$ y de trabajo L_t , se tiene que:

$$\max_{(C_{T,t}, B_{t+1}, L_t)} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j U(C_{T,t+j}, L_{T,t+j}),$$

sujeto a:

$$P_{T,t} C_{T,t} = W_t L_t + (1 + i_t) B_{b,t} - B_{b,t+1}.$$

Las condiciones de primer orden permiten deducir:

$$\left\{ \begin{array}{ll} (C_{T,t} - \eta C_{T,t-1})^{-\vartheta} & = \lambda_t P_{T,t} \quad [A] \\ L_t^\gamma & = \lambda_t W_t \quad [B] \\ \beta E_t \left[(C_{T,t+1} - \eta C_{T,t})^{-\vartheta} \right] & = \lambda_{t+1} P_{T,t+1} \quad [C] \\ \lambda_{t+1} (1 + i_t) & = \lambda_t \quad [D] \end{array} \right. \quad (2)$$

Dividiendo [A] y [B] se determina el salario real:

$$\frac{W_t}{P_{T,t}} = \frac{L_t^\gamma}{(C_{T,t} - \eta C_{T,t-1})^{-\vartheta}}. \quad (3)$$

Realizando una manipulación algebraica y linealizando las expresiones obtenidas por el método de Uhlig se deduce la curva IS dinámica:

$$\frac{-\vartheta}{1-\eta} (\hat{c}_{T,t-1} - \eta \hat{c}_{T,t-1}) = \frac{-\vartheta}{1-\eta} E_t [(\hat{c}_{T,t+1} - \eta \hat{c}_{T,t})] + \hat{i}_t - E_t [\hat{\pi}_{t+1}]. \quad (4)$$

La dinámica del consumo está determinada negativamente por la tasa de interés real y positivamente por las expectativas de consumo futuro.

B. Empresas

Las empresas son las unidades productivas de la economía para un periodo determinado. Estas deciden el nivel de producción (Y_t) a partir de los factores productivos capital y trabajo que tienen que alquilar y contratar. Las empresas tienen una función de producción Cobb-Douglas, donde A_t es la productividad total de los factores (PTF), K_t es el capital físico utilizado por la empresa y L_t es el número de trabajadores. Estos factores productivos se utilizan para producir los bienes finales:

$$Y_t = A_t K_t^\delta L_t^{1-\delta}. \quad (5)$$

El problema que resuelven las empresas consiste en la maximización de beneficio:

$$\max_{(K_t, L_t)} \Pi_t = Y_t - w_t L_t - i_t K_t,$$

cuyas condiciones de primer orden son:

$$i. \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = i_t$$

$$\text{ii. } \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = w_t.$$

De ii se deduce que la productividad marginal del trabajo es igual al salario real: $PML_t = w_t$. Obteniendo dicha productividad $PML_t = \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = (1 - \delta) \frac{Y_t}{L_t}$ y linealizando esta expresión, se tiene que $\widehat{pml}_t = \hat{y}_t - \hat{l}_t$. Adicional al problema de las empresas y considerando que $w_t = \frac{W_t}{P_T}$, se concluye que $PML_t = \frac{W_t}{P_T}$. Teniendo en cuenta que del equilibrio de mercado de trabajo se tiene el costo marginal igual al precio ajustado, entonces $CMG_t = \frac{P_{T,t}}{P_{d,t}}$; es decir, en términos lineales, $\widehat{cmg}_t = \hat{w}_t - \widehat{pml}_t - \hat{p}_{d,t}$.

Después de algunas manipulaciones algebraicas se define que:

$$\widehat{cmg}_t = \frac{(\gamma + \delta)}{(1 - \delta)} \hat{y}_t - \frac{(\gamma + 1) \hat{a}_t}{(1 - \delta)} - \frac{(\gamma + 1) \delta \hat{k}_t}{(1 - \delta)} + \frac{\exists}{1 - \eta} (\hat{c}_{T,t} - \eta \hat{c}_{T,t-1}) + \alpha. \quad (6)$$

Como la rigidez de precios origina una inflación doméstica, es esta inflación la que se debe considerar (Galí, 2008). La curva de Phillips es expresada solo en términos de la inflación del hogar, de la siguiente manera $\hat{\pi}_{d,t} = \beta E_t [\hat{\pi}_{d,t+1}] + \rho \widehat{cmg}_t$; pero combinando con (6) se obtiene la especificación de la curva de Phillips neokeynesiana con formación de hábitos de consumo para una economía abierta:

$$\hat{\pi}_{d,t} = \beta E_t [\hat{\pi}_{d,t+1}] + \rho \left[\frac{(\gamma + \delta)}{(1 - \delta)} \hat{y}_t - \frac{(\gamma + 1) \hat{a}_t}{(1 - \delta)} - \frac{(\gamma + 1) \delta \hat{k}_t}{(1 - \delta)} + \frac{\exists}{1 - \eta} (\hat{c}_{T,t} - \eta \hat{c}_{T,t-1}) + \alpha \hat{s}_t \right]. \quad (7)$$

La inflación doméstica es determinada por las expectativas de esa inflación, la brecha del producto y la inflación importada (el grado de transmisión depende del nivel de apertura que se tenga). En conclusión, la inflación en el periodo t se define como una desagregación entre inflación doméstica e inflación importada: $\hat{\pi}_t = \hat{\pi}_{d,t} + \alpha \Delta \hat{s}_t$. La inflación importada depende positivamente de los términos de intercambio y del grado de apertura de la economía α .

C. Paridad de tasas de interés y prima de riesgo

La paridad de los tipos de interés establece que la rentabilidad de los activos con riesgo debe ser igual, independientemente del país donde estén invertidos dichos activos. De esta manera, en la determinación del tipo de interés de un activo de un país considera el tipo de interés externo, la prima de riesgo, el tipo de cambio actual y el tipo de cambio esperado. Por eso se incorpora una función $PR_t(\cdot)$, la cual expresa el componente de prima de riesgo de la paridad de las tasas de interés y el efecto sobre la tasa de interés del título de deuda a medida que esta aumenta, y es común para todos los hogares. En otras palabras, la prima de riesgo es el sobrecosto que tiene un emisor de deuda frente a otro emisor de deuda que se considera como referencia y que tiene menor riesgo.

La prima de riesgo es una función del nivel de activos externos netos que posea la economía y es decreciente en dicho nivel¹; también depende de un componente aleatorio exógeno φ que asume un proceso autorregresivo. Por tanto, la ecuación de la prima de riesgo es:

$$PR_t = e^{-\mu[(\hat{b}_t - \bar{b}) - \varphi_t]}. \quad (8)$$

El incremento en los activos externos reduce la prima de riesgo, porque una mejora en la posición de la cuenta corriente reduce las necesidades de financiamiento externo. Un caso, por ejemplo, es el menor déficit fiscal, el cual eleva el ahorro interno y lleva a que sea menos necesario el ahorro externo. El otro aspecto es el *shock* asociado a una modificación en el apetito por el riesgo, donde un mayor apetito hará más atractiva la inversión en el país y el riesgo país disminuirá.

La prima de riesgo se incluye en la paridad descubierta de las tasas de interés, en un marco de relaciones linealizables, de la siguiente manera:

$$\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} = PR_t \left(\frac{E_t[\epsilon_{t+1}]}{\epsilon_t} \right). \quad (9)$$

¹ $PR'(\cdot)_t < 0$ y $PR''(\cdot)_t > 0$.

Linealizando la paridad de la tasa de interés, se tiene que:

$$\hat{i}_t - \hat{i}_t^* = \hat{p}r_t + E_t [\hat{\varepsilon}_{t+1}] - \hat{\varepsilon}_t.$$

Se deduce a través de la condición $\hat{\varepsilon}_t = \hat{s}_t - \hat{p}_t^* + \hat{p}_{d,t}$ que $\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + \hat{p}r_t + (E_t [\hat{s}_{t+1}] - \hat{s}_t) + E_t [\pi_{d,t+1}] - E_t [\pi_{t+1}^*]$; es decir, la tasa de interés interna depende de la tasa de interés extranjera (libre de riesgo), la prima de riesgo y la depreciación esperada de la moneda.

Existen otras maneras análogas de modelar la prima de riesgo en la literatura de los modelos DSGE. Una de las más usuales es utilizar la prima de riesgo como respuesta del *spread* a cambios en la variación porcentual de la relación de endeudamiento respecto del PIB en su estado estacionario y la depreciación de la moneda. Esta definición alterna de la prima de riesgo no es muy utilizada por las calificadoras de riesgo, por lo que se modeló de la manera más tradicional y estándar dentro de la definición dada en la literatura.

D. El banco central

El principal instrumento del banco central es la tasa de interés de corto plazo, con la cual se afecta el comportamiento de la tasa de interés del mercado interbancario. A su vez, el tipo de interés interbancario influye en todos los tipos de interés de los créditos a corto plazo. Se supondrá que la autoridad monetaria desea estabilizar el producto alrededor de su nivel potencial, en línea con el objetivo de inflación, y por ello se especifica una regla de política monetaria tipo Taylor. Con este objetivo se propone una regla convencional de política monetaria, en la cual el banco ajusta la tasa de interés ante desviaciones de la inflación respecto de su meta, y, al mismo tiempo, responde a la desviación del producto respecto de su producto potencial (producto de estado estacionario). Además, se suaviza la tasa de intervención de acuerdo a la tasa de interés del periodo pasado. En particular, se asume la siguiente forma ecuacional:

$$\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_{t-1})^{f_i}} = \bar{r}\pi_t \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{f_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right)^{f_Y}. \quad (10)$$

Su expresión linealizada es:

$$\hat{i}_t = \hat{r} + \hat{\pi}_t + f_i \hat{i}_{t-1} + f_\pi (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}) + f_Y (\hat{y}_t - \hat{y}).$$

E. Acumulación de los activos

Los hogares domésticos y los hogares externos pueden invertir parte de sus excedentes en bonos de la economía interna, por lo que se plantea una expresión que represente el hecho de que, la acumulación o desacumulación de activos depende tanto de la producción doméstica en el periodo anterior como del consumo total, también en el periodo anterior. Entonces, de acuerdo con la expresión propuesta por Vallejos y Navia (2016) la ecuación de la dinámica de activos es:

$$B_t = \left(\frac{1 + i_{t-1}}{1 + \pi_{t-1}} \right) B_{t-1} + P_{d,t} Y_{t-1} - P_{T,t-1} C_{T,t-1}. \quad (11)$$

Los hogares acumulan activos de acuerdo al nivel de ahorro que poseen en el mismo periodo, e incrementan el nivel cuando la tasa de interés de los títulos en el periodo pasado es alta. Por tanto, la tasa de interés real incide positivamente en la acumulación de riqueza financiera.

Linealizando esta expresión por el método de Uhlig se obtiene:

$$\hat{b}_t = (1 + \hat{i}_{t-1} - \hat{\pi}_{t-1}) \hat{b}_{t-1} - (\hat{p}_{T,t-1} - \hat{p}_{d,t}) + \hat{y}_{t-1} - \hat{c}_{T,t-1}. \quad (12)$$

F. Inversión y capital

1. Inversión

Se considera que la función de inversión establece una dependencia directa de la producción Y y una relación inversa con el tipo de interés i .² Además, como el modelo desarrollado se encuentra en forma lineal, se

² La función de inversión es una estructura de la forma $IN = f \left(\begin{matrix} Y & i \\ + & - \end{matrix} \right)$, donde el signo positivo situado debajo de Y indica que un aumento de la producción provoca un incremento de la inversión, y el signo negativo que figura debajo del tipo de interés i indica que una subida del tipo de interés provoca una reducción de la inversión.

supondrá que la inversión en existencias es igual a cero, pues al momento de pasar a log-desviaciones la inversión debe fluctuar alrededor de su estado estable, por lo que las ventas y la producción siempre son iguales.

$$IN_t = i_{T,t}^{-\vartheta} Y_{t-1}^{1+\vartheta}. \quad (13)$$

El tipo de interés en una economía abierta y dependiente del exterior en cierto grado se define como una agregación CES (*Constant Elasticity of Substitution*) a partir del tipo de interés doméstico y del tipo de interés externo:

$$i_{T,t} = \left[(1 - \alpha)(i_t)^{1-e} + \alpha(i_t^*)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}. \quad (14)$$

Esta expresión linealizada por una aproximación de Taylor de orden 1 es:

$$\hat{i}n_t = -\vartheta(1 - \alpha)\hat{i}_t - \vartheta\alpha\hat{i}_t^* + (1 + \vartheta)\hat{y}_{t-1}. \quad (15)$$

2. Capital

El capital es un *stock* constituido por máquinas y las plantas existentes en la economía en un momento del tiempo. Suponiendo entonces que el *stock* de capital se mide a comienzos de cada periodo de tiempo t , por lo que K_t es el *stock* de capital existente a comienzos del periodo t , K_{t+1} es el *stock* de capital existente a comienzos del periodo $t + 1$.

Ahora, como el capital se deprecia a una tasa σ en cada periodo t , una proporción $(1 - \sigma) K_t$ del *stock* de capital permanece intacta de un año a otro. Por lo tanto, la formación de capital seguirá la forma:

$$K_{t+1} = (1 - \sigma) K_t + IN_t. \quad (16)$$

Entonces, la forma linealizada es: $\hat{k}_{t+1} = (1 - \sigma)\hat{k}_t + \sigma\hat{i}n_t$.

G. Sector externo

El sector externo estará compuesto por las importaciones y las exportaciones; en consecuencia, para incorporar estos agentes, se asume que el consumidor demanda bienes nacionales e importados. Con la finalidad de obtener las cantidades óptimas de ambos tipos de consumo, se deduce la ecuación linealizada del consumo importado: $\widehat{im}_t = -e(1 - \alpha)\widehat{s}_t + \widehat{c}_{T,t}$. En el caso de las exportaciones, se considera el hecho de que depende de las cuotas de mercado junto con un componente fijo, tal como se muestra en Mickelsson (2009): $\frac{X_t}{Y_t^*} = (\alpha^* S_t^{e^*})^\phi \left(\frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}^*}\right)^{1-\phi}$.

La balanza comercial se define como las exportaciones menos las importaciones, $\widehat{xn}_t = \frac{X}{XN}\widehat{x}_t - \frac{IM}{XN}\widehat{im}_t$, y en estado estacionario se tiene que $X = IM$; además $XN = Y$, con lo cual $\frac{X}{XN} = \alpha$, entonces la ecuación final será $\widehat{xn}_t = \alpha(\widehat{x}_t - \widehat{im}_t)$.

H. La condición de equilibrio

La condición de equilibrio para la economía viene dada por el consumo doméstico, la inversión y la balanza comercial: $Y_t = C_{d,t} + IN_t + XN_t$. Esta misma ecuación en desviaciones respecto del estado estacionario es $\widehat{y}_t = (1 - \alpha)\widehat{c}_{d,t} + \alpha\widehat{xn}_t + \tau\widehat{in}_t$, donde se incluye τ como la sensibilidad de la desviación del PIB de su estado estacionario a la inversión.

I. Estructura final del modelo

Las condiciones de primer orden y las relaciones establecidas para el planteamiento del modelo se linealizaron. Es de aclarar que las variables deben ser trabajadas en log-desviaciones respecto del estado estacionario, y esta estructura resumida se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2. *Sistemas de ecuaciones que componen el modelo*

Consumo		
$\hat{c}_{T,t} = (1 - \alpha) \hat{c}_{d,t} + \alpha \hat{c}_{im,t}$	Consumo total	E1
$\hat{c}_{d,t} = e\alpha \hat{s}_t + \hat{c}_{T,t}$	Consumo doméstico	E2
Inflación y tipo de cambio real		
$\hat{\pi}_t = \hat{\pi}_{d,t} + \alpha (\hat{s}_t - \hat{s}_{t-1})$	Inflación total	E3
$\hat{s}_t (1 - \alpha) = \hat{t}c_{T,t}$	Tasa de cambio real	E4
Banco central		
$\hat{i}_t = r + \hat{\pi} + f_i \hat{i}_{t-1} + f_\pi (E_t [\hat{\pi}_{t+1}] - \hat{\pi}) + f_Y (\hat{y}_t - \hat{y})$	Política monetaria (Regla Taylor)	E5
Acumulación de activos		
$\hat{b}_t = (1 + \hat{i}_{t-1} - \hat{\pi}_{t-1}) \hat{b}_{t-1} - \alpha \hat{s}_t + \hat{y}_{t-1} - \hat{c}_{T,t-1}$	Dinámica de inversión en bonos	E6
Paridad de tasas de interés y prima de riesgo		
$\hat{p}r_t = -\mu \left[(\hat{b}_t - \bar{b}) - \varphi_t \right]$	Prima de riesgo	E7
$\hat{i}_t - \hat{i}_t^* = \hat{p}r_t + (E_t [\hat{s}_{t+1}] - \hat{s}_t) + E_t [\pi_{d,t+1}] - E_t [\pi_{t+1}^*]$	Paridad de tasas de interés	E8
Hogares		
$\hat{w}_t = \gamma \hat{l}_t + \frac{\vartheta}{1-\eta} (\hat{c}_{T,t} - \eta \hat{c}_{T,t-1})$	Función de oferta laboral	E9
$\frac{-\vartheta}{1-\eta} (\hat{c}_{T,t} - \eta \hat{c}_{T,t-1}) = \frac{-\vartheta}{1-\eta} E_t [(\hat{c}_{T,t+1} - \eta \hat{c}_{T,t})] + \hat{i}_t - E_t [\hat{\pi}_{t+1}]$	Curva IS dinámica	E10
Inversión y capital		
$\hat{i}n_t = -\vartheta (1 - \alpha) \hat{i}_t - \vartheta \alpha \hat{i}_t^* + (1 + \vartheta) \hat{y}_{t-1}$	Función de inversión	E11
$\hat{k}_{t+1} = (1 - \sigma) \hat{k}_t + \sigma \hat{i}n_t$	Función de capital	E12
Empresas		
$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \delta \hat{k}_t + (1 - \delta) \hat{l}_t$	Función de producción	E13
$e \hat{\pi}_{d,t} = \beta E_t [\hat{\pi}_{d,t+1}]$ $+ \rho \left[\frac{(\gamma+\delta)}{(1-\delta)} \hat{y}_t - \frac{(\gamma+1)}{(1-\delta)} \hat{a}_t - \frac{(\gamma+1)\delta}{(1-\delta)} \hat{k}_t + \frac{\vartheta}{1-\eta} (\hat{c}_{T,t} - \eta \hat{c}_{T,t-1}) + \alpha \hat{s}_t \right]$	Curva de Phillips Nekeynesiana	E14
Sector externo		
$\hat{x}_t = \hat{y}_t^* + \phi e^* \hat{s}_t + (1 - \phi) (\hat{x}_{t-1} - \hat{y}_{t-1}^*)$	Función de exportaciones	E15
$\hat{x}m_t = \alpha (\hat{x}_t - \hat{i}m_t)$	Función de balanza comercial	E16
Equilibrio		
$\hat{y}_t = (1 - \alpha) \hat{c}_{d,t} + \alpha \hat{x}m_t + \tau \hat{i}n_t$	PIB	E17
Choque autorregresivo		
$\varphi_t = \chi_r \varphi_{t-1} + e_r$	Shock de prima de riesgo	E18
$a_t = \chi_a a_{t-1} + e_a$	Shock tecnológico	E19

Fuente: elaboración propia.

II. Calibración del modelo

La calibración del modelo incorpora información de la economía colombiana entre el primer trimestre de 2005 y cuarto trimestre de 2017. Se establece el estado estacionario en el cual se elimina el parámetro temporal de las variables del modelo, y de esta forma es posible despejar de las ecuaciones resultantes los parámetros fundamentales y encontrar su valor a partir de la evidencia empírica de las series temporales observadas. Algunos parámetros son establecidos a partir de una colección de artículos similares, donde se exponen condiciones económicas y modelos DSGE para Colombia que hacen referencia a aspectos semejantes a los de este trabajo. La tabla 3 muestra el resumen de los parámetros calibrados.

Los parámetros involucrados para el consumo son: α es el grado de apertura de la economía nacional con el resto del mundo. Este indicador se define como el porcentaje que supone los flujos del comercio exterior (exportaciones e importaciones en el total del PIB); es decir, $\alpha = \frac{\bar{X} + \bar{IM}}{\bar{Y}}$, el cual es 0,4 tomando datos del Banco de la República de Colombia correspondientes al año 2017. Además, e es la elasticidad de sustitución entre bienes de consumo nacionales e importados (valor tomado de Suescún y Steiner, 2017).

Los parámetros involucrados para el banco central son tomados del Banco de la República, donde \bar{r} es el logaritmo de la tasa de interés real esperada y, según el Banco de la República, para Colombia es 2%. Según Gil (2015), el peso de la brecha de la inflación en la reacción de la tasa de política es 1,5 y el peso de la brecha PIB a la reacción de política es 0,5. Finalmente, de acuerdo al comunicado de 2017 del Banco de la República, el PIB potencial para Colombia crece 3,5%.

Por el lado de los parámetros de la paridad de tasas de interés y prima de riesgo, la elasticidad de la prima de riesgo con respecto al endeudamiento externo μ es tomado de Suescún y Steiner (2017). El indicador más utilizado para medir la prima de riesgo en mercados emergentes es el EMBIG (*Emerging Markets Bonds Index Global*), medido por el banco JP Morgan Chase. En la figura 1 se observa el comportamiento del indicador de prima de riesgo, el cual

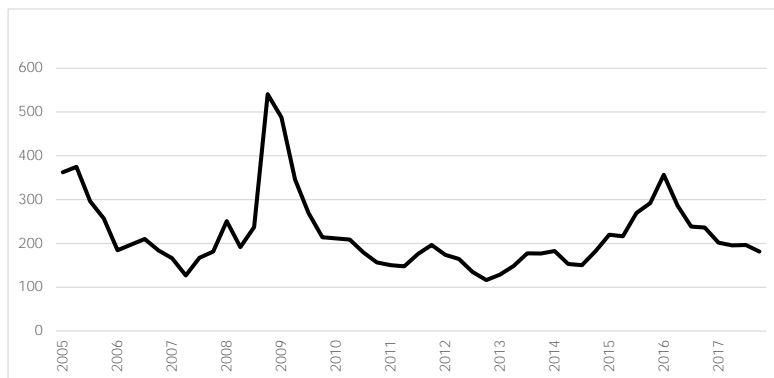
se eleva en momentos de incertidumbre cuando el apetito por el riesgo de los inversiones se reduce (posterior a las crisis de 2018 se eleva) o cuando existe una mayor presión desde la cuenta corriente (el deterioro de los términos de intercambio eleva la prima de riesgo).

Tabla 3. *Valores de los parámetros del modelo*

Origen	Parámetro	Valor
Consumo	α	0,4000
	e	1,5000
Banco central	\hat{r}	0,0198
	f_i	1,0070
	f_π	1,5000
	f_Y	0,5000
	$\hat{\pi}$	0,0295
	\hat{y}	0,0344
Paridad de tasas de interés y prima de riesgo	μ	0,4510
	\hat{b}	0,0342
Hogares	γ	1,6000
	\exists	2,0000
	η	0,2572
	β	0,9456
Inversión y capital	σ	0,0287
	ϑ	0,2965
Empresas	δ	0,5963
	ρ	0,7500
Sector externo	ϕ	0,1000
	e^*	2,1400
Equilibrio	τ	0,0074
Choque autorregresivo	χ_a	0,8600
	σ_a^2	0,1000
	χ_r	0,7610
	σ_r^2	0,1000

Fuente: elaboración propia.

Figura 1. *Comportamiento del EMBIG*



Fuente: datos del JP Morgan Chase (2018).

Para la calibración se considera el promedio del EMBIG, que es equivalente a 0,02204 (220 puntos básicos), por lo que se reescribe en estado estacionario como $\hat{p}r = \ln(1 + Embig)$. Ahora, en la ecuación (8) se considera \hat{b}_t como la tasa promedio de los títulos de deuda pública interna (TES) a 10 años ($\hat{b} = \ln(1 + Tes)$).

Los parámetros de las ecuaciones de los hogares se toman de diferentes estudios, γ y ϑ son calculados por Hernández (2013), η determinado por Bonaldi, González y Rodríguez (2010), y β se deduce del estado estacionario $\beta = \frac{1}{1+i}$, donde $i = 0,0575$ es el promedio del tipo de interés fijado por el Banco de la República.

De otro lado, la tasa de depreciación física del capital σ es tomada de Hernández (2013), donde $\vartheta = \frac{\ln(Y) - \ln(\sigma K)}{\ln(i_T) - \ln(Y)}$. Para poder realizar el cálculo se requiere la ecuación $i_T = \left[(1 - \alpha)(i)^{1-e} + \alpha(i^*)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}$ a partir de $i = 0,0575$ y $i^* = 0,015$, que se toma de la Reserva Federal de Estados Unidos. Además, el parámetro δ es determinado por Bonaldi et al. (2010), y ρ por Hernández (2013).

Los parámetros del sector externo son: ϕ es la elasticidad de las exportaciones frente a la economía externa, y será de 0,1 y e^* es la elasticidad

de la sustitución de bienes del extranjero, datos tomados de Santana (2016). Finalmente, $\tau = \frac{\sigma K}{Y}$, donde $\sigma = 0,0287$, $K = 117.276$ y $Y = 452.592$.

Por último, los parámetros de persistencia de los choques siguen un proceso autoregresivo de orden uno para la prima de riesgo y uno de orden dos para la tecnología. Se toma de Hernández (2013) la persistencia de ajuste al *shock* tecnológico, que es 0,86 y su desviación estándar, que es 0,1. La persistencia del *shock* de prima de riesgo se estima mediante un modelo autorregresivo integrado de promedio móvil con datos trimestrales del EMBI; de lo cual se obtuvo que $\chi_r = 0,761$ y una desviación estándar de 0,1. Esto se hace sobre la especificación econométrica de cada una de las variables, que en este modelo corresponde a las versiones log-lineales.

III. Análisis de resultados

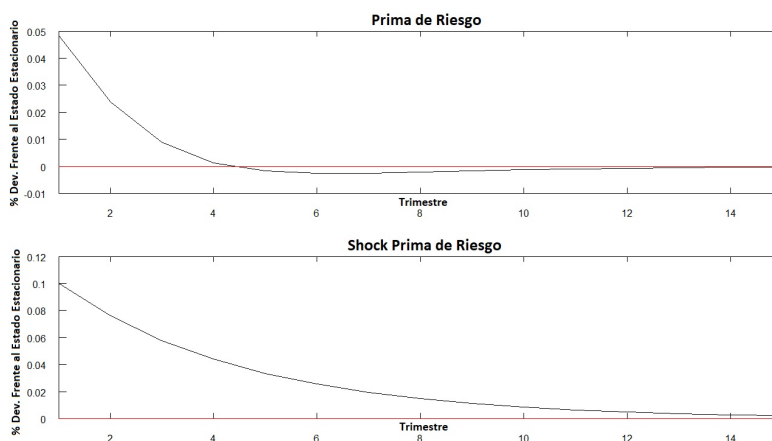
El modelo se resolvió de manera lineal en Dynare.³ Allí todas las variables son medidas como desviaciones de su tendencia, la cual se obtuvo mediante el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro de suavización de 1.600, indicando con esto que los periodos de análisis en los resultados y funciones de impulso-respuesta están dados en trimestres. Las gráficas de impulso-respuesta trazan la réplica de cada variable al choque en prima de riesgo y de las implicaciones de los choques tecnológicos (incluidos en los anexos). Las Figuras 2 y 3 muestran los resultados en términos de desviaciones del estado estable para cada una de las variables (en puntos porcentuales trimestrales).

Para este artículo se planteó un *shock* positivo del 10 % sobre la prima de riesgo (Figura 2). Como dicha prima es un componente de la variedad de las tasas de interés, entonces este choque impacta inicialmente la tasa de interés interna, lo que a su vez hace que esta varíe, inicialmente, en una proporción del 3,3 % respecto a su estado estacionario (Figura 3). Este impacto es menor al choque inicial en la prima de riesgo, debido a las características de la economía

³ Dynare es una plataforma de software con un conjunto de herramientas diseñadas para manejar una amplia clase de modelos económicos, en particular modelos DSGE y generaciones. Los modelos resueltos por Dynare incluyen la hipótesis de expectativas racionales para los agentes económicos, en donde los agentes forman sus expectativas sobre el futuro de una manera consistente con el modelo.

colombiana, ya que esta presenta un grado de elasticidad en prima de riesgo relativamente bajo —menos de 0,5— respecto al exterior. Luego la tasa de interés presenta una disminución gradual, hasta que en el cuarto y quinto trimestre de esta disminución llega a ser máxima y alcanza una variación de alrededor del -0,4 %. El resultado se debe a que los efectos del *shock* sobre la prima de riesgo se tornan negativos después del cuarto trimestre, hasta volver al estado estacionario; a partir del quinto trimestre el tipo de interés comienza una recuperación gradual, por lo que alcanza su estado de equilibrio alrededor del trimestre doce, esto en virtud del hecho de que el riesgo ahora es menor y se estabiliza alrededor del mismo trimestre.

Figura 2. Proceso de ajuste de un shock en prima de riesgo

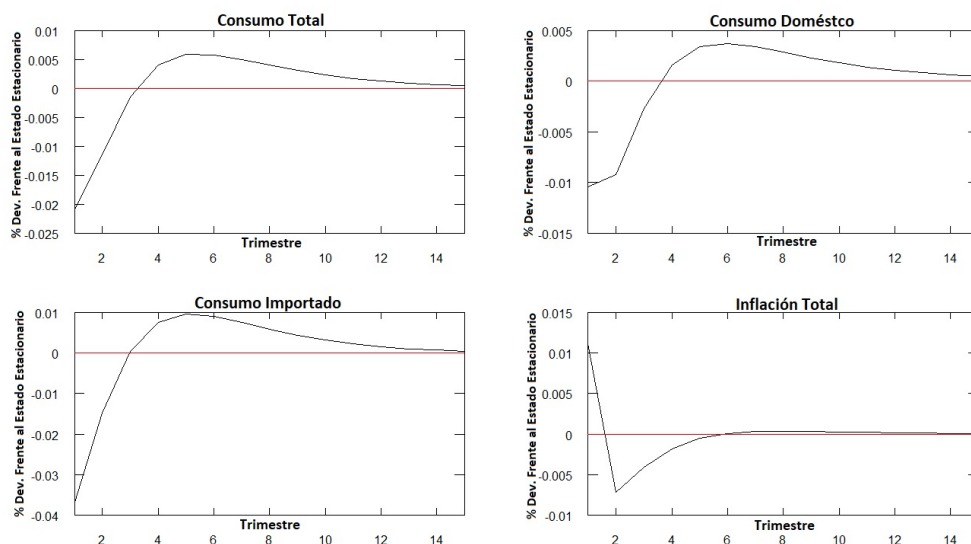


Fuente: elaboración propia.

Ahora, como las tasas de interés nominales en el país y en el exterior están determinadas por las respectivas reglas de política monetaria, la prima de riesgo tiene un efecto principal en la tasa de cambio y en los términos de intercambio, debido principalmente a la existencia de un escenario de tipos de cambio flexible y movilidad de capitales dentro de la economía colombiana; por lo tanto, el *shock* positivo en prima de riesgo genera que, inicialmente, los términos de intercambio se eleven positivamente alrededor del 1,75 % (Figura 2), y que luego descendan rápidamente hasta el quinto trimestre,

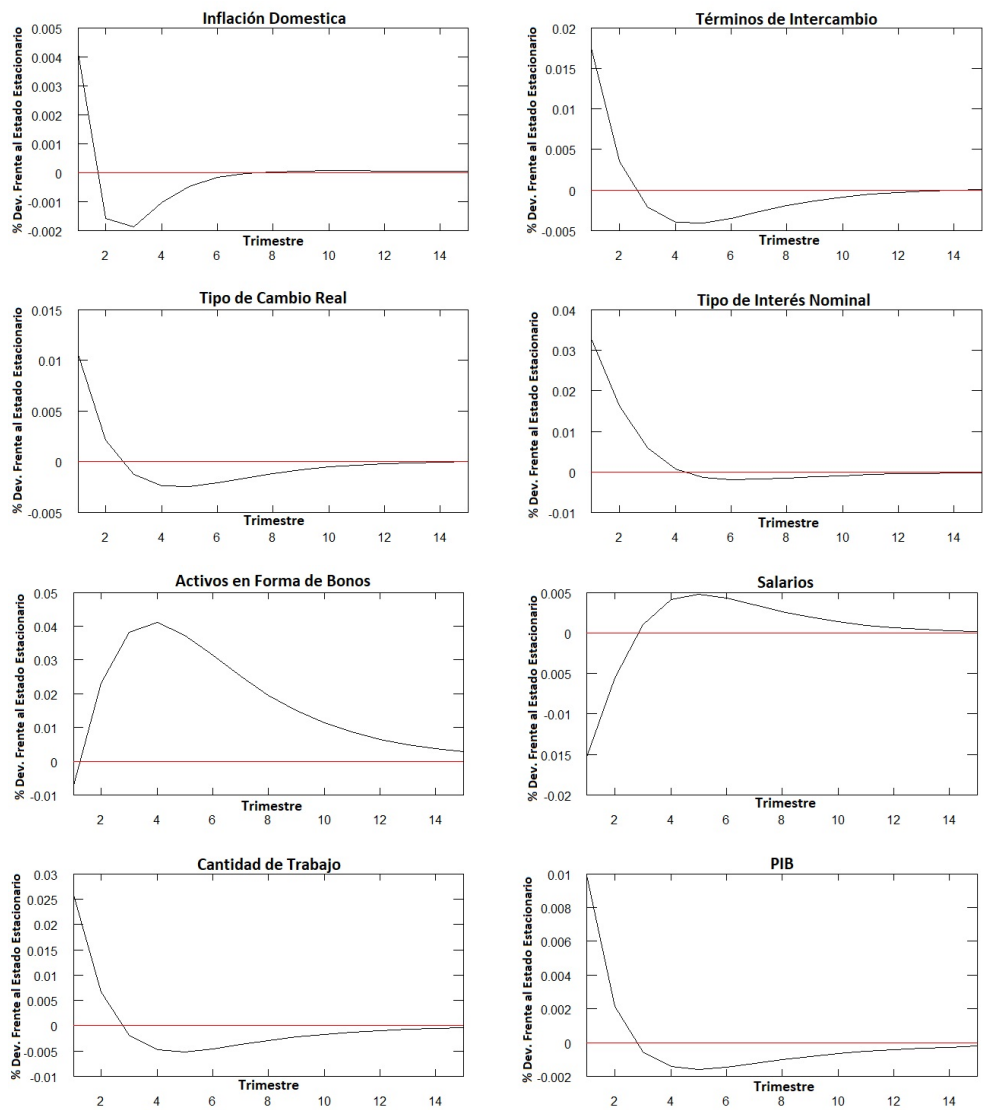
punto de inflexión donde se presenta una recuperación hasta alcanzar su estado de equilibrio en el trimestre doce. El trasfondo económico detrás de este hecho es que el aumento en la prima de riesgo país produce una depreciación de la moneda nacional, como se observa, y dicha depreciación actúa como un amortiguador (López et al., 2008). La situación mencionada también desfavorece a las importaciones, ya que los términos de intercambio aumentan. Lo anterior implica directamente que los precios de importación aumenten, y esto se refleja en una disminución alrededor del 3,75% en las importaciones. Es de resaltar que el consumo importado presenta una recuperación muy rápida, tal como se evidencia en la pendiente de la gráfica de impulso respuesta; tal es así que a partir del tercer y cuarto trimestre alcanza su estado estacionario y se genera un aumento máximo en las importaciones del 1% alrededor del quinto trimestre, tendiendo nuevamente a estabilizarse alrededor del doceavo trimestre, como es tendencia en el modelo.

Figura 3. *Transmisión del shock en prima de riesgo sobre las variables*



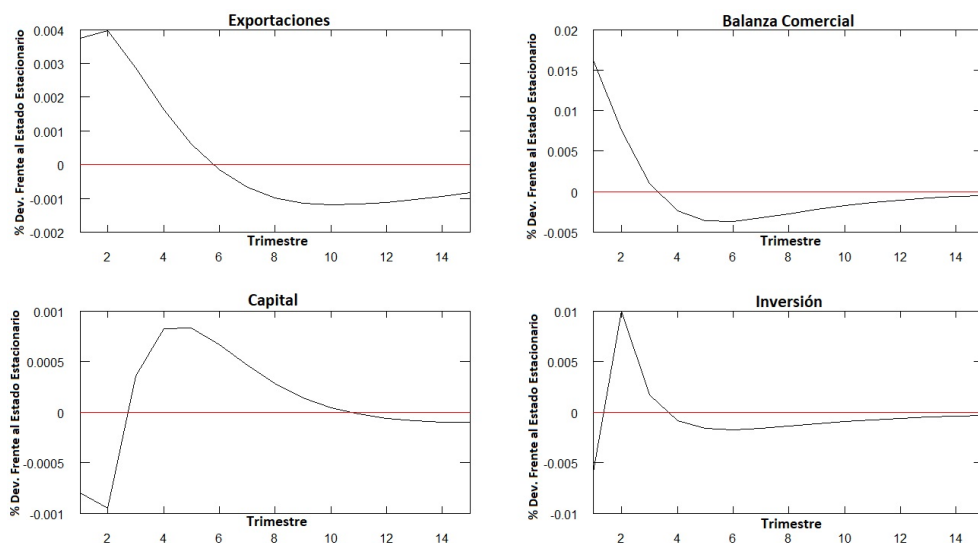
Continúa

Figura 3. Continuación



Continúa

Figura 3. Continuación



Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, la depreciación de la moneda, reflejada en el aumento de los términos de intercambio, genera un favorecimiento en las exportaciones, que en este caso particular es, inicialmente, de alrededor del 0,38%, posteriormente alcanza su máximo de 0,4% en el segundo trimestre, donde se está presentando una tendencia decreciente y se mantiene siempre inferior a su estado de equilibrio. Esto, en conjunto con las importaciones, primero genera un aumento del 1,7% en la balanza comercial (Figura 3), y luego genera una reducción gradual en esta hasta el quinto trimestre del -0,4%, para que después tienda hacia su estado de equilibrio alrededor del trimestre catorce.

Como ya se mencionó, los *shocks* en prima de riesgo tienen un papel importante en el comportamiento de la tasa de interés, y estas variaciones se han relacionado con movimientos directos que se reflejan en las tasas de inflación (Rudolf & Zurlinden, 2014). En este modelo se evidencia que la inflación total presenta una variación de alrededor 1,2%, y la inflación doméstica una variación del 0,4%; esto muestra una disminución gradual de dichas tasas hasta el segundo y tercer trimestre luego de los cuales entran

en un periodo de recuperación y tienden a su estado estacionario a partir del sexto trimestre. Esto es debido a que inicialmente el *shock* genera movimientos por encima de la media (Soares, Portugal & da Silva Bejarano, 2016), lo que indica que la política monetaria responde elevando las tasas de interés, pero con el deterioro gradual del *shock* a partir del primer trimestre se genera una recuperación acelerada de dichas tasas como respuesta a la política acelerada de meta de inflación que se tiene para Colombia.

En lo referente al consumo total y al consumo doméstico se presenta una disminución en su variación porcentual alrededor del -2,1 % y del -1,2 %, respectivamente (mucho menor que la variación del consumo importado); luego, presenta una recuperación gradual hacia el quinto trimestre del 0,5 % y del 0,4 %. A partir de este punto crítico las curvas presentan una tendencia decreciente a sus estados estacionarios respectivos alrededor del trimestre catorce para ambos casos. Este comportamiento es muy usual, y se debe, en primer lugar, a que los modelos con presencia de rigideces de precios típicamente conducen a un menor *pass-through* en el consumo doméstico (Bergholt, 2015), y, en segundo lugar, al ajuste en la tasa de interés, debido a que el *shock* en prima de riesgo genera una forma de campana asimétrica positiva (Figura 3). Este perfil de consumo es dado, principalmente, por un comportamiento inercial generado por la rigidez de precios y salarios (tal como se presentan en la economía colombiana), lo que refleja la incapacidad de pasar rápidamente del consumo al ahorro en respuesta a la variación repentina en el tipo de interés. Como consecuencia, la demanda de todo tipo de bienes en la canasta de consumo disminuye, particularmente la de productos extranjeros.

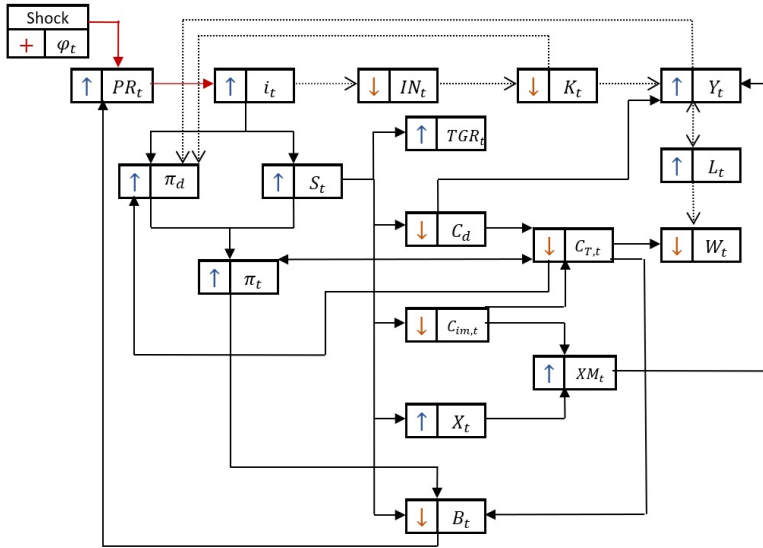
El *shock* señalado induce también a un aumento en la producción, lo que genera un aumento en la cantidad de trabajo requerido en la economía; a su vez el *shock* en prima de riesgo genera una percepción de deterioro de la economía doméstica y conduce a una salida de capital financiero. Lo anterior se refleja en la depreciación de la moneda y en el aumento de la tasa de interés a largo plazo, lo que dificulta el consumo; sin embargo, la depreciación mejora las exportaciones netas, y esto resulta en un crecimiento del PIB y, como consecuencia, en un aumento de la inflación. En ese sentido, la desviación de la inflación de su meta ocasiona que el banco central eleve las tasas de

interés a corto plazo para limitar así el crecimiento del PIB y presionar al descenso de la inflación. Lo anterior ocasiona que la producción y la cantidad de trabajo disminuyan rápidamente hasta el quinto semestre, y a partir de este punto comienza una mejora que les permite a las variables tender hacia su estado estacionario. Similar a los resultados de Bergholt (2015), a partir del trimestre catorce existe esta misma tendencia para la mayoría de las variables, debido a que la menor demanda de consumo incide en la inflación total. Esto es particularmente relevante para las empresas, las cuales suministran la mayoría de los bienes y servicios de consumo nacional, y por esto afectan el PIB. De hecho, la disminución agregada en la absorción doméstica es lo suficientemente grande como para contraer el PIB y, por ende, la demanda de trabajo. Sin embargo, con la simple observación del proceso optimizador las empresas ajustan los precios, y con esto pueden responder de manera adecuada a la depreciación que se genera inicialmente (Amano & Shukayev, 2012). Esto significa que la dinámica de *pass-through* es incompleta en las empresas.

De igual manera, un aumento en la prima de riesgo, causado por el *shock* positivo, provoca una depreciación de la moneda (aumento en la tasa de cambio) y, como ya se dijo, esto conduce a un aumento en la relación de intercambio. A su vez, dicho aumento produce una expansión en los ingresos externos por exportaciones y una disminución en la inversión (Posch, 2009). En ese sentido, se evidencia que, debido al *shock*, el riesgo aumenta alrededor de 5 puntos porcentuales, lo que origina una mayor probabilidad de *default*, con lo cual la prima de riesgo se reduce. Sin embargo, esta se mantiene por encima del estado estacionario en los primeros cuatro trimestres, y desciende muy poco hasta recuperarse y situarse en su estado estacionario anterior. Esto conduce a una dinámica en la cual se disminuye el financiamiento externo, debido también, en cierto grado, a las rigideces en los precios de la economía. Pero no es rentable para los inversionistas otorgar recursos, al reducir los ingresos aproximadamente en los primeros trimestres, presionando también la caída en la formación de capital. Por lo tanto, la dinámica después del impacto inicial es así: el crecimiento del PIB es menor y converge al estado estacionario anterior al *shock* positivo sobre la prima de riesgo, debido a una

tasa de interés interna más alta generada por el choque, lo que reduce el consumo interno, la demanda de inversión y con esto la formación de capital.

Figura 4. Resumen del shock en prima de riesgo



Fuente: elaboración propia.

De otra parte, el *shock* auxiliar tecnológico del 10% (ver anexo 2) genera una variabilidad inicialmente positiva alrededor del 1,7% sobre la prima de riesgo y una reducción gradual cercana a 0,55%; a partir de ahí, se presenta una recuperación en la prima de riesgo con tendencia hacia su estado estacionario, el cual se alcanza después de catorce trimestres. Al mismo tiempo, se observa una disminución en la variación de la tasa de interés, que es el principal canal de transmisión de la prima de riesgo, donde dicha variación es de 3,2%, y una posterior recuperación gradual. La explicación se justifica en lo que señalan Vallejos y Navia (2016), quienes aseguran que los *shocks* tecnológicos impactan al mismo tiempo la productividad, por lo que se reducen los costos marginales de estos bienes y se afecta negativamente la inflación de bienes domésticos. Por otro lado, la reducción de la inflación doméstica reduce la inflación total, lo que motiva una reducción de la tasa de interés nominal por parte del banco central. En consecuencia, cuando el

banco central reduce la tasa de interés real, se genera una depreciación real vía la paridad de tasas de interés, y como la prima de riesgo es parte fundamental de esta, expande su variación ante una respuesta a la reducción del tipo de cambio y a la situación económica después del *shock* tecnológico. Por lo tanto, a partir de este hecho se eleva el valor de las exportaciones, mientras que los consumidores aumentan el consumo total.

Conclusiones

En esta investigación se formuló un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico para la economía colombiana. El modelo permitió un acercamiento al impacto de un choque en prima de riesgo sobre los principales agregados macroeconómicos. La principal conclusión respecto de los resultados de este trabajo sugiere que es necesario considerar cuidadosamente los *shocks* de prima de riesgo, puesto que un *shock* se refleja en una mayor depreciación nominal y real, como también en un aumento de la tasa de política monetaria. En otras palabras, la evidencia permite concluir que para Colombia los *shocks* en prima de riesgo explican una parte importante de la variabilidad en la tasa de cambio. Adicionalmente, estos cambios provocan en el corto plazo una reasignación importante de recursos en todos los sectores.

La dinámica se debe a que el ajuste del tipo de cambio no absorbe todo el diferencial de tasas internas y externas creadas por el aumento de la prima de riesgo. Entonces, el aumento del tipo de interés, combinado con una depreciación nominal y real, crea unas condiciones favorables para el sector exportador. Al aumentar las exportaciones y disminuir las importaciones disminuye el consumo total, y como dicha disminución es menor a la de la balanza comercial se genera una brecha positiva de la producción. Por otro lado, la depreciación de la moneda impacta en los costos marginales de las empresas, lo cual disminuye el nivel de salarios. Lo anterior genera que se acumulen activos externos netos que presionan la desaparición del *shock* (mejora en la cuenta corriente).

Con respecto a la tendencia de las variables a su estado estacionario, se concluye que el impacto real del *shock* en prima de riesgo sobre la economía

es en cierto grado absorbido por todos los sectores en los primeros cuatro trimestres. A partir del cuarto trimestre se tiene un punto de inflexión donde la economía comienza a recuperarse, y alrededor de catorce trimestres después se llega al estado de equilibrio. Esto se debe al grado de dependencia de la economía colombiana a la calificación de la prima de riesgo, y, por esta razón, se debe considerar como un elemento importante la elasticidad de prima de riesgo. La reducción de la elasticidad de prima de riesgo se puede lograr mediante dos caminos principales: primero, la mayor estabilidad de las variables macroeconómicas y, segundo, mediante la mayor proporción de inversión extranjera en el país, con el fin de ampliar la liquidez de moneda extranjera.

A pesar de la amplitud en los análisis, los resultados obtenidos son consistentes con los obtenidos por autores como Posch (2009), Bergholt (2015), Ramírez y Torres (2013) y Pienika (2014) a nivel mundial, puesto que en Colombia no se ha abordado directamente los efectos de la prima de riesgo sobre los agregados macroeconómicos con modelos DSGE. Sin embargo, el modelo puede ser extendido y utilizado para analizar el comportamiento de los sectores económicos y la dinámica explícita del gobierno.

Anexos

Anexo 1. Dinámica de los precios en el modelo

1A. Precios de bienes importados

Se supone que la ley de precio único es válida para bienes individuales en todo momento (tanto para los precios de importación como los de exportación). Esto implica que una familia de precios se puede transar mediante un tipo de cambio nominal bilateral (el precio de la moneda del país r en términos de la moneda nacional), donde el precio del país r es expresado en términos de su propia moneda k .

$$P_t(r, k) = \epsilon_t P_{r,t}(r, k) \quad \forall r, k \quad \text{con} \quad 0 \leq r, k \leq 1. \quad (\text{A1})$$

Entonces, se define al índice de precios internos del país r , así:

$$P_{r,t}(r) = \left[\int_0^1 P_{r,t}(r, k)^{1-e_d} dr \right]^{\frac{1}{1-e_d}}. \quad (\text{A2})$$

Expresando este índice de precios internos para el país r (expresado en términos de su propia moneda) como log-desviaciones a partir de su estado estacionario, tenemos:

$$\hat{p}_{r,t}(r) = \int_0^1 \hat{p}_{r,t}(r, k) dr, \quad (\text{A3})$$

con lo cual es posible definir el índice de precios mundiales en log desviaciones, como:

$$\hat{p}_t^* = \int_0^1 \hat{p}_{r,t}(r) dr, \quad (\text{A4})$$

y el tipo de cambio nominal bilateral del país r se define así:

$$\epsilon_t = \left[\int_0^1 \epsilon_t(r)^{1-e_{im}} dr \right]^{\frac{1}{1-e_{im}}}. \quad (\text{A5})$$

Por lo tanto, se puede expresar el nivel de precios importados como:

$$\hat{p}_{im,t} = \int_0^1 [\hat{\epsilon}_t(r) + \hat{p}_{r,t}(r)] dr \quad (\text{A6})$$

Entonces se concluye que $P_{im,t} = \epsilon_t P_t^*$ o, lo que es lo mismo, en su versión log-linealizada:

$$\hat{p}_{im,t} = \hat{\epsilon}_t + \hat{p}_t^*$$

Remplazando esta identidad en la ecuación (3), se tiene que:

$$\hat{s}_t = \hat{\epsilon}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_{d,t}$$

1B. Canasta de consumo

La economía doméstica tiene dos tipos de empresas: productores nacionales e importadores y con estructura continua de cada tipo r . Los

productores nacionales venden sus productos a los consumidores nacionales y extranjeros, mientras que los importadores solo venden sus productos en el mercado nacional. En este sentido, el índice de consumo total utilizado en este modelo está compuesto por una canasta de consumo de bienes y servicios producidos domésticamente, como también de bienes y servicios importados, lo cual se representa mediante una función de elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés). Por lo tanto, se tendrá:

▪ **Consumo doméstico**

La canasta de consumo del bien doméstico es una agregación CES de r índices compuestos de diferentes variedades de bienes domésticos, dada por la siguiente ecuación:

$$C_{d,t} = \left[\int_0^1 C_{d,t}(r)^{\frac{e_d-1}{e_d}} dr \right]^{\frac{e_d}{e_d-1}}, \quad e_d > 1 \quad \text{y} \quad \forall r. \quad (\text{A7})$$

▪ **Consumo importado**

La canasta de consumo del bien importado es una agregación CES de r variedades de estos, dada por la siguiente ecuación:

$$C_{im,t} = \left[\int_0^1 C_{im,t}(r)^{\frac{e_{im}-1}{e_{im}}} dr \right]^{\frac{e_{im}}{e_{im}-1}}, \quad e_{im} > 1 \quad \text{y} \quad \forall r. \quad (\text{A8})$$

▪ **Consumo total**

La canasta de consumo total de la economía es nuevamente una agregación CES, tanto del bien de consumo producido domésticamente como del bien de consumo importado, ya que esta función es la mejor manera de representar una agregación indexada:

$$C_{T,t} = \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{e}} (C_{d,t})^{\frac{e-1}{e}} + \alpha^{\frac{1}{e}} (C_{im,t})^{\frac{e-1}{e}} \right]^{\frac{e}{e-1}}, \quad e > 0. \quad (\text{A9})$$

El consumo total es linealizado a través de una expansión de Taylor de logaritmo natural alrededor de $e = 0$ y de orden 1, pues este resultado es útil en el desarrollo del modelo:

$$\hat{C}_{T,t} = (1 - \alpha) \hat{C}_{d,t} + \alpha \hat{C}_{im,t}. \quad (\text{A10})$$

Por otro lado, se tendrá que el gasto total de los hogares es:

$$\begin{aligned} GH_t &= P_{T,t} C_{T,t} \\ &= P_{d,t} C_{d,t} + \epsilon_t P_t^* C_{im,t} \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

Es así que se formula un problema de minimización del gasto del hogar:

$$\underset{C_{T,t}}{\text{mín}} GH_t$$

Sujeto a:

$$C_{T,t} = \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{e}} (C_{d,t})^{\frac{e-1}{e}} + \alpha^{\frac{1}{e}} (C_{im,t})^{\frac{e-1}{e}} \right]^{\frac{e}{e-1}},$$

de donde se deducen las condiciones de primer orden y se obtiene:

$$C_{d,t} = \frac{\lambda_t^e (1 - \alpha) C_{T,t}}{(P_{d,t})^e} \quad (\text{A12})$$

$$C_{im,t} = \frac{\lambda_t^e \alpha C_{T,t}}{(\epsilon_t P_t^*)^e} \quad (\text{A13})$$

Remplazando (A12) y (A13) en (A9) se tendrá en forma resumida:

$$C_{T,t} = \lambda_t^e C_{T,t} \left[(1 - \alpha) (P_{d,t})^{1-e} + \alpha (\epsilon_t P_t^*)^{1-e} \right]^{\frac{e}{e-1}}. \quad (\text{A14})$$

Por tanto, si se define de manera similar a (A9) los precios totales como una agregación CES se tendrá:

$$P_{T,t} = \left[(1 - \alpha) (P_{d,t})^{1-e} + \alpha (\epsilon_t P_t^*)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}. \quad (\text{A15})$$

1C. Nivel de precios para las canastas

El índice de precios total utilizado en este modelo está compuesto por un índice de precios doméstico, como también de un índice de precios importados, lo cual se representa mediante una función de elasticidad de sustitución constante (CES).

■ Precios domésticos

El nivel de precios del bien doméstico es una agregación CES de r variedades de estos, dada por la siguiente ecuación:

$$P_{d,t} = \left[\int_0^1 P_{d,t}(r)^{1-e_d} dr \right]^{\frac{1}{1-e_d}}, \quad e_d > 1 \quad y \quad \forall r. \quad (A16)$$

■ Precios importados

El nivel de precios del bien importado por la economía es una agregación CES de r variedades de estos, dada por la siguiente ecuación:

$$P_{im,t} = \left[\int_0^1 P(r)^{1-e_{im}} dr \right]^{\frac{1}{1-e_{im}}}, \quad e_{im} > 1 \quad y \quad \forall r. \quad (A17)$$

■ Precios agregados

El índice de precios total de la economía es una agregación CES, tanto del índice de precios del bien nacional como del bien importado.

$$P_{T,t} = \left[(1 - \alpha)(P_{d,t})^{1-e} + \alpha(\epsilon_t P_t^*)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}. \quad (A18)$$

Además, como $S_t = \frac{\epsilon_t P_t^*}{P_{d,t}}$, se tendrá que:

$$\frac{P_{T,t}}{P_{d,t}} = \left[(1 - \alpha) + \alpha(S_t)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}.$$

Linealizando esta expresión de manera análoga a la estructura del consumo agregado a través de una aproximación de Taylor se tiene:

$$\hat{p}_{T,t} - \hat{p}_{d,t} = \alpha \hat{s}_t$$

En ese sentido, linealizando los resultados, la ecuación de consumo doméstico es: $\hat{c}_{d,t} = e\alpha\hat{s}_t + \hat{c}_{T,t}$. El consumo de bienes importados es: $\hat{c}_{im,t} = -e(1 - \alpha)\hat{s}_t + \hat{c}_{T,t}$.

1D. Términos de intercambio

Los términos de intercambio bilaterales entre la economía doméstica y el país r se definen como:

$$S_t = \left[\int_0^1 S_t(r)^{1-e_{im}} dr \right]^{\frac{1}{1-e_{im}}}, \quad e_{im} > 1 \quad \forall r. \quad (\text{A19})$$

Los términos de intercambio efectivos son el nivel de precios en el extranjero, expresado en moneda nacional, y dividido por el precio de bienes domésticos. Los términos de intercambio se deben incluir al momento de modelar el comportamiento de una economía abierta, aunque no se van a considerar *shocks* de los mismos. Por tanto, la ecuación simplificada es:

$$S_t = \frac{P_{im,t}}{P_{d,t}}, \quad (\text{A20})$$

linealizando esta última expresión alrededor de un estado de equilibrio simétrico satisfactorio. Este estado se logra asumiendo que $e_{im} = 0$, con lo cual $S = \int_0^1 S(r) dr = 1$. De manera similar, los demás estados estacionarios se definirán de esta forma:

$$\hat{s}_t = \hat{p}_{im,t} - \hat{p}_{d,t}, \quad (\text{A21})$$

y de esta manera se tiene que:

$$\hat{s}_t = \int_0^1 \hat{s}_t(r) dr, \quad \forall r. \quad (\text{A22})$$

1E. Tipo de cambio real

Se define como la relación entre el poder de compra de una divisa en relación con otra divisa. El poder de compra de una divisa es la cantidad de

bienes que pueden ser comprados con una unidad de esa divisa. El poder de compra de la moneda en un país depende del nivel de precios. El poder de compra de una moneda en el extranjero depende de la tasa de cambio nominal y de los precios en el extranjero.

Entonces, el tipo de cambio real pone de manifiesto que la dinámica inflacionaria en pequeñas economías abiertas difiere de la dinámica inflacionaria en economías cerradas, debido a los diferenciales de precios entre los bienes producidos domésticamente y los producidos en el extranjero. Como S_t es el tipo de cambio nominal, entonces se define el tipo de cambio real en forma linealizada como:

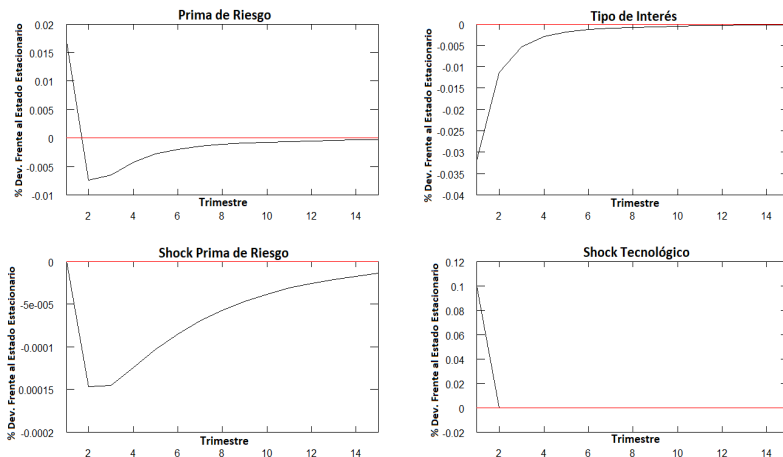
$$\widehat{tcr}_t = \widehat{\varepsilon}_t + \widehat{p}_t^* - \widehat{p}_{T,t}. \quad (A23)$$

Desagregando la definición:

$$\widehat{tcr}_t = \widehat{s}_t (1 - \alpha) = \widehat{s}_t - \widehat{p}_t^* + \widehat{p}_{d,t} + \widehat{p}_t^* - \widehat{p}_{T,t}$$

Anexo 2. Shock tecnológico

Figura 2A. *Transmisión del shock tecnológico sobre las variables*



Fuente: elaboración propia.

Referencias

- Alendal, L. A. (2008). *Estimating the New Keynesian Phillips Curve in an Open Economy DSGE Framework* (Tesis de maestría, University of Oslo, Noruega). Recupeado de: <https://www.semanticscholar.org/paper/Estimating-the-New-Keynesian-Phillips-Curve-in-an-Alendal/4e01911188cd23ecbe25a3a61798c627e438a3b5>
- Amano, R. & Shukayev, M. (2012). Risk Premium Shocks and the Zero Bound on Nominal Interest Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(8), 1475-1505.
- Bergholt, D. (2015). *Foreign Shocks In An Estimated Multi-Sector Model* (CAMP Working Paper Series No. 4/2014). Recuperado del sitio web de BI Norwegian Business School: https://www.bi.edu/globalassets/forskning/camp/working-papers/2014/working_camp_4-2014.pdf
- Bonaldi, D., González, A. & Rodríguez, D. (2010). *Importancia de las rigideces reales y nominales en Colombia: un enfoque de equilibrio general dinámico y estocástico* (Borradores de Economía, No. 591). Recuperado del sitio web del Banco de la Republica: <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra591.pdf>
- Eraker, B. & Wang, J. (2015). A Non-Linear Dynamic Model of the Variance Risk Premium. *Journal of Econometrics*, 187(2), 547-556: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407615000639>
- Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. New Jersey: Princeton University Press.
- Gelain, P. (2010). *The External Finance Premium in the Euro: Area a Useful Indicator for Monetary Policy?* (European Central Bank, No. 1171). Recupeado del sitio web del European Central Bank: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1171.pdf?ce211b02fac850a7aa0cd6b55fcae0>
- Gil, J. M. (2015). Relación, Estabilidad Financiera y Política Monetaria: Análisis para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(77), 133-148.

- González, A., Mahadeva, L., Prada, J. D. & Rodríguez, D. (2011). Policy analysis tool applied to Colombian needs: PATACON model description. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(66), 222-245.
- González, A., López, M., Rodríguez, N. & Téllez, S. (2014). Fiscal policy in a small open economy with oil sector and non-ricardian agents. *Desarrollo y Sociedad*, 73, 33-69.
- Graeve, F. D., Dossche, M., Emiris, M., Sneessens, H. & Wouters, R. (2010). Risk premiums and macroeconomic dynamics in a heterogeneous agent model. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34(9), 1680-1699: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188910001557>
- Hernández Henao, J. M. (2013). *Demanda externa, términos de intercambio y el papel de la política monetaria durante la crisis de 2008* (Documentos de Investigación No. 7). Recuperado del Centro de Estudios Monetarios Latinomaericanos: <https://www.cemla.org/PDF/investigacion/inv-2013-02-07.pdf>
- Iranzo, S. (2008). *Introducción Al riesgo-país*. Madrid: Banco de España.
- López, E. & Ramírez, M. T. (2011). *Formación de salarios y precios en Colombia*. Bogotá, D. C.: Banco de la República.
- López, M., Prada, J. & Rodríguez, N. (2008). *Small Open Economy and Financial Accelerator Mechanism* (Borradores de Economía, No. 35). Recuperado del Banco de la República: http://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/5542/be_525.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Melo, L. & Riascos, A. (2004). *Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia*. Recuperado de: <http://www.banrep.org/docum/ftp/borra281.pdf>
- Mickelsson, G. (2009). *Monetary Policy in Closed and Open Economies* (Tesis de maestría, Uppsala Universitet, Suecia). Recuperado de: <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:233883/FULLTEXT01.pdf>

- Papantonis, I. (2016). Volatility risk premium implications of GARCH option pricing models. *Economic Modelling*, 58, 104-115.
- Pienika, E. (2014). *Un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico con rigideces nominales para la economía uruguaya* (Tesis de maestría, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina). Recuperado de: <https://repositorio.utdt.edu/handle/utdt/1894>
- Posch, O. (2009). *Risk premia in general equilibrium* (CREATES Research Papers No. 2009-58). Recuperado del sitio web de Aarhus University: https://www.econ.au.dk/fileadmin/site_files/filer_oekonomi/Working_Papers/CREATES/2009/rp09_58.pdf
- Ramirez, F., & Torres, F. (2013). A stochastic and dynamic general equilibrium model with nominal rigidities for policy analysis and forecast in the Dominican Republic. *Munich Personal RePEc Archive*, 53.
- Rudebusch, G. D. & Swanson, E. T. (2008). *The Bond Premium in a DSGE Model with Long-Run Real and Nominal Risks* (Federal Reserve Bank of San Francisco No. 42). Recuperado del sitio web de SSRN's eLibrary: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1364348
- Rudolf, B. & Zurlinden, M. (2014). *A compact open economy DSGE model or Switzerland* (SNB Economic Studies, 2014-08). Recuperado del sitio web del Swiss National Bank: snb.ch/n/mmr/reference/economic_studies_2014_08/source/economic_studies_2014_08.n.pdf
- Santana, J. C. (2016). *La estimación de un modelo híbrido DSGE-VAR(LAMBDA): Una Aplicación para Colombia* (Tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia). Recuperado de: <http://bdigital.unal.edu.co/54689/1/79986837.2016.pdf>
- Soares, C. C., Portugal, M. S. & Bejarano Aragón, E. K. (2016). Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model. *Economía*, 17(1), 23-42.
- Suescún, R. & Steiner, R. (2017). *Un Modelo De Equilibrio General Dinámico Para La Evacuación De La Política Económica De Colombia*. Recuperado de: <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/3449>

Gil-León y Suárez-Cante: Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía...

Vallejos, M. & Navia, S. (2016). *Perturbaciones externas e internas para una economía pequeña y abierta: un análisis microfundado para el caso boliviano: periodo 2000-2015*. La paz: Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.

Woodford, M. (2003). *Interest and Price: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. New Jersey: Princeton University Press.

**Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de
los municipios en Colombia. El caso de Antioquia,
2008-2017**

**Jorge Barrientos-Marín, Juan Felipe Quintero-Vanegas y
Manuela Mendoza-Jaramillo**

Jorge Barrientos-Marín, Juan Felipe Quintero-Vanegas y Manuela Mendoza-Jaramillo

Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de los municipios en Colombia. El caso de Antioquia, 2008-2017

Resumen: *En este trabajo estamos interesados en establecer los determinantes de la sostenibilidad fiscal, entre ellas si las reglas de gasto, la denominada Ley 617 de 2000 coadyuvó a la promoción de la sostenibilidad de las finanzas públicas en los 125 municipios del departamento de Antioquia (Colombia) en el periodo 2008-2017. Para esto explotamos las heterogeneidades observables entre los 125 municipios de Antioquia en el periodo 2008-2017; debido a la endogeneidad de variables como deuda y el número de empresas usamos un estimador Hausman y Taylor. Nuestros resultados econométricos son estadísticamente significativos y los coeficientes estimados sugieren que la ley es efectiva en el aumento del ingreso tributario y el gasto de inversión, pero no son concluyentes sobre la efectividad en la disminución del gasto en funcionamiento. Otras variables de características de municipio como el número de empresas y el endeudamiento preexistente son explicativas y predictores del comportamiento de los ingresos tributarios, el gasto en funcionamiento y el gasto de inversión.*

Palabras clave: finanzas públicas; sostenibilidad; regla de gasto; efecto aleatorio; endogeneidad.

Clasificación JEL: H1, H7, H60, C33.

On the determinants of fiscal sustainability of municipalities in Colombia. The case of Antioquia, 2008-2017

Abstract: *In this work we are interested in establishing the determinants of fiscal sustainability, including if the spending rules, such as Law 617 of 2000 contributed to the promotion of the sustainability of public finances in the 125 municipalities of the department of Antioquia (Colombia) in the period 2008-2017. For this we exploit the observable heterogeneities between the 125 municipalities of Antioquia in the period 2008-2017, due to the endogeneity of variables such as debt and the number of companies we use a Hausman and Taylor estimator. Our econometrics results are statistical significant and the estimated parameters suggest that the law is effective in increasing tax revenue and investment spending, but they are not conclusive about effectiveness in reducing operating expenses; other variables of municipality characteristics such as the number of companies and pre-existing indebtedness are explanatory and predictive of the behavior of tax revenues, operating expenses and investment expenditure.*

Keywords: public finances, fiscal sustainability, budget deficit, deficit bias, random and fixed effect, endogeneity.

JEL Classification: H1, H7, H60, C33.




Les déterminants de la viabilité budgétaire des municipalités de Colombie : Le cas d'Antioquia, 2008-2017

Résumé: *Dans ce travail, nous souhaitons établir les déterminants de la viabilité budgétaire pour les 125 villes du département d'Antioquia (Colombie), au cours de la période 2008-2017. Il s'agit de savoir si les normes de la dépense publique, loi 617 de 2000, ont contribué à la viabilité des finances publiques. Pour ce faire, nous exploitons les hétérogénéités observables mais raison de l'endogénéité de variables, telles que la dette et le nombre d'entreprises, nous utilisons un estimateur Hausman et Taylor. Les résultats économétriques sont statistiquement significatifs et les coefficients estimés suggèrent que la loi 617 de 2000, est efficace en ce qui concerne la hausse des recettes fiscales et les dépenses d'investissement. Néanmoins, les résultats ne sont pas concluants en ce qui concerne l'efficacité dans la diminution des dépenses de fonctionnement. Les variables de chaque ville telles que le nombre d'entreprises et l'endettement préexistant, expliquent et prédisent le comportement des recettes fiscales, des dépenses de fonctionnement et des dépenses d'investissement.*

Mots clés: finances publiques; durabilité; règle de dépenses; effet aléatoire; endogénéité

Classification JEL: H1, H7, H60, C33.

Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de los municipios en Colombia. El caso de Antioquia, 2008-2017*

Jorge Barrientos-Marín ^a, Juan Felipe Quintero-Vanegas ^b y
Manuela Mendoza-Jaramillo ^c

–Introducción. –I. Antecedentes. –II. Literatura relacionada. –III. Información estadística. –IV. Estrategia empírica y resultados econométricos. –Conclusiones. –Anexos. –Referencias.

doi: 10.17533/udea.le.n92a06

Primera versión recibida el 22 de noviembre de 2019; versión final aceptada el 3 de diciembre de 2019

Introducción

La noción de insostenibilidad fiscal basada en el enfoque de endeudamiento y el balance fiscal puede ayudar a comprender hasta qué punto las reglas son eficientes y suficientes para que los países, departamentos y municipios adopten un comportamiento responsable frente a los recursos públicos, además de evaluar la capacidad de proveer bienes públicos esenciales a la población. Buena parte de la literatura existente sugiere que unas finanzas públicas sanas son importantes para explicar la promoción de la calidad de vida y el crecimiento económico. Contrasta con el hecho de que los gastos

* Este trabajo es derivado de un proyecto de investigación en el área de Descentralización Fiscal. Los autores agradecen la gestión del grupo GINVECO para llevarlo a cabo, cualquier error y mala interpretación es nuestra.

^a *Jorge Barrientos-Marín*: profesor asociado de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Antioquia y profesor de cátedra de la Universidad Autónoma Latinoamericana. Dirección electrónica: jorge.barrientos@udea.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-5368-1928>

^b *Juan Felipe Quintero-Vanegas*: economista de la Universidad Autónoma Latinoamericana. Dirección postal: juan.quinterova@unaula.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-9551-4108>

^c *Manuela Mendoza-Jaramillo*: economista de la Universidad Autónoma Latinoamericana. Dirección postal: manuela.mendozaja@unaula.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-7584-4449>

puramente operativos (o de funcionamiento) muestran un efecto dual, de un lado muestran un efecto positivo en la calidad de vida, pero por otro lado un efecto negativo en el crecimiento económico, al ser un gasto improductivo (Quintero et al., 2016; Gyourku & Tracy, 2002; Romero & Strauch, 2008).

La experiencia de Colombia en políticas sobre reglas fiscales nace con la crisis fiscal en la década de 1990, durante este periodo el proceso de descentralización enfatizó principalmente en la generación de ingresos que en la estabilidad de los gastos, en aumentar la capacidad técnica y mejorar la habilidad de los municipios para manejar el presupuesto público. La crisis del UPAC encareció el tipo de interés, en consecuencia, muchos gobiernos locales se excedieron en su deuda lo que afectó la estabilidad macroeconómica del país. Como estrategia para solucionar la crisis se crearon las reglas de deuda —la ley 358 de 1997— y la de gasto en funcionamiento —la ley 617 del 2000—. En entre otras medidas se creó el marco fiscal de mediano plazo y una ley que creó disposiciones para el pago del pasivo pensional. Bajo este contexto Chamorro y Urrea (2015) estiman un modelo de panel a nivel de municipios y gobernaciones para Colombia, donde evalúan el cumplimiento de la regla de gasto en funcionamiento y de deuda y su efecto en la sostenibilidad fiscal, en la especificación empírica los autores controlan por la existencia de superávit fiscales, la dependencia de transferencias del gobierno central, el tamaño pasivo pensional en relación a los ingresos totales y controlan también por características municipios. De las reglas y reformas fiscales sus resultados muestran que solo la regla de deuda ha sido efectiva en la disminución del saldo de deuda, por otra parte, se encuentra que la mayor dependencia de las transferencias es efectiva en el incremento del saldo de deuda.

Las reglas fiscales son efectivas tanto a nivel nacional como a nivel regional, este artículo busca contribuir sobre esta línea teórica, proveyendo evidencia empírica sobre el efecto de las reglas fiscales en las finanzas públicas locales, en particular si el cumplimiento de los umbrales estipulados en la Ley 617 de 2000, entre otras variables, ha sido efectiva. El enfoque de esta investigación no difiere por completo del utilizado por Quintero et al. (2016) y Bergman et al. (2016), quienes estudian la sostenibilidad fiscal desde la perspectiva de la deuda y el balance primario.

Este artículo se delimita para los municipios del departamento de Antioquia, el segundo en importancia económica en Colombia en cuanto a su participación en el producto interno bruto. En la línea de los artículos anteriormente mencionados, hace uso de las reglas fiscales contenidas en la Ley 617 del 2000 (regla de gasto) y otras variables como determinantes de la sostenibilidad y su efecto sobre el ingreso tributario, funcionamiento y gasto de inversión.

Se espera que las reglas fiscales tengan efectos positivos en la inversión y negativo en el gasto en funcionamiento, esto es, evidenciar un efecto positivo sobre el crecimiento de la inversión y, al menos, estable en el gasto operativo como respuesta a las reformas de descentralización, lo que estaría respaldado por lo encontrado por Faguet (2008). Respecto al ingreso tributario se espera que el esfuerzo del cumplimiento de las reglas fiscales presione al aumento los ingresos tributarios, esta expectativa está sustentada por el análisis estadístico que arroja que los municipios con menores ingresos tributarios tienden, en promedio, a cumplir con la ley respecto aquellos con mejores ingresos

El incumplimiento conlleva sanciones en categorización de los municipios, generando un efecto dominó sobre los salarios de los funcionarios públicos y las transferencias de la nación de destinación específica y libre destinación; los municipios que incumplen la ley deben emprender un plan de recuperación fiscal que se presenta a la Secretaría de Planeación del departamento y a la Contraloría Departamental. Habida cuenta de lo anterior, es válido preguntarse el efecto que tuvo particularmente la Ley 617 en las finanzas públicas de los municipios del departamento de Antioquia para los años 2008-2017.

Para un enfoque local según Bergman et al. (2016) y Quintero et al. (2016), los desbalances fiscales están asociados a factores como la tragedia de los bienes comunes, la inconsistencia dinámica, y la visión de corto plazo de los gobernantes. En la investigación se controla por la deuda rezagada un periodo para el factor de inconsistencia dinámica; además se incluye una variable de elecciones que indica el año de gobierno desde la posesión hasta las elecciones; por otra parte, se utiliza variables de distancia desde Medellín para evaluar si existente *spillovers* que se expanden desde la ciudad de Medellín, como centro

económico, hacia los municipios del departamento de Antioquia según su lejanía o cercanía.

Este documento tiene cinco secciones además de esta introducción. La sección I presenta los antecedentes a las reglas fiscales y de gasto; la sección II se muestra literatura relacionada; en la sección III se expone la información estadística; la sección IV describe la metodología y resultados empíricos, y en la última sección se concluye.

I. Antecedentes

En la década de 1990 con las reformas estructurales en América Latina hubo una tendencia a la descentralización gubernamental. En Colombia por ejemplo se introdujo la elección de alcalde por voto popular en 1988 y, a su vez, aumentaron las transferencias del gobierno. Según Oates (1999), los gobiernos locales son más eficientes en la asignación de recursos públicos dado que tienen mejor información y más fuertes incentivos para hacer las cosas mejor que el gobierno nacional.

El manejo de las finanzas públicas afecta la inversión en bienes públicos, esto tiene lógica desde la teoría de crecimiento endógeno como lo indica Barro (1990), dado que el Estado promueve la productividad y el crecimiento económico desde distintas vías, como la provisión de capital fijo social, la promoción de la sinergia entre empresas, la fortaleza de las instituciones en materia de garantizar las libertades individuales, mejorar la infraestructura educativa y la generación de conocimiento e innovación. Es por esto que un limitado gasto en inversión puede afectar el crecimiento económico, tal como lo afirman Bergman et al. (2016), ya que las inadecuadas decisiones de los *policy makers* generan una disminución de la productividad total factorial. Es por ello importante entender cómo los limitantes de las reglas de deuda y gasto en funcionamiento afectan la sostenibilidad fiscal. El mismo Bergman et al. (2016) encuentra que las reglas fiscales, principalmente la ley de balance general es efectiva en la consecución de la sostenibilidad fiscal.

En este punto es importante mencionar el delicado tema del estrés fiscal. Para Thompson (2017) y Gyourko y Tracy (2002), la clasificación de estrés fiscal tiene un efecto negativo en el precio de la vivienda, puesto que las variables fiscales son tomadas en cuenta por los agentes a la hora de comercializar bienes inmobiliarios, específicamente las viviendas. El estrés también produce recortes en el gasto de servicios públicos, seguridad e infraestructura. A su vez se encuentra que la inclusión de variables fiscales y servicios del gobierno tienen una importancia alta en relación con variables como la fortaleza de sindicatos públicos, el medio ambiente y las comodidades (bienes públicos).

II. Literatura relacionada

Desde la línea de política económica se han realizado diversos estudios para evaluar el efecto de la regla fiscal en la sostenibilidad. Bergman et al. (2016) hacen un análisis para la Unión Europea teniendo en cuenta factores como la fortaleza de la ley y su complementariedad con la eficiencia gubernamental en la promoción de la sostenibilidad y el balance fiscal. La fortaleza de las reglas fiscales se cuantifica con un indicador que incluye aspectos como el monitoreo, las bases legales y la cobertura, y utiliza las reglas de gasto en funcionamiento, los ingresos, el balance presupuestal y la deuda para su evaluación. La eficiencia gubernamental también juega un papel importante en la sostenibilidad, los autores utilizan un indicador del Banco Mundial que evalúa la percepción en la provisión de bienes públicos, la independencia de presiones políticas y la transparencia. Bergman et al. (2016) también encuentran que las reglas fiscales son efectivas en la promoción de la sostenibilidad fiscal y son complementarias a la eficiencia fiscal en un largo espectro de características.

Desde la literatura en política económica, el proceso de descentralización ha sido objeto de estudio, y uno de los enfoques corresponde a analizar cómo las reformas de descentralización de países como Colombia han afectado la inversión pública y el crecimiento económico. Para introducir los procesos de descentralización es importante entender los argumentos a favor y en contra

de la centralidad y el federalismo fiscal; para una amplia discusión al respecto véase Tiebout (1956) y Oates (1999).

La descentralización a mitades del siglo XX fue un proceso global, en Latinoamérica los casos de Colombia y Bolivia han sido los que más han suscitado interés entre los investigadores. En la literatura el proceso colombiano se describe como gradual con tres momentos claves. El primer momento es en la década de 1970, cuando se sustituye el impuesto a las ventas por el impuesto al valor agregado (IVA), es importante anotar que este impuesto pasa a ser el más representativo como porcentaje del recaudo total, en términos de descentralización se aumentan las transferencias de recursos por concepto de este impuesto alrededor del 50%. El segundo momento se da a mediados de la década de 1980, cuando se hacen reformas que permiten la elección popular de los gobernadores y se crean las juntas administradoras locales para potenciar el desarrollo participativo y permitir la autogestión del gasto. El tercer momento ocurre en la década de 1990 con la reforma constitucional de 1991, la promulgación de las Leyes 715 y 60 que adjudican responsabilidades a los municipios en materia de planeación, financiación y provisión de bienes públicos y a su vez aumenta la intervención de los gobiernos locales en asuntos económicos y sociales (véase Faguet, 2008; Lozano y Julio, 2015; Chamorro y Urrea, 2016).

Para el periodo 1995-2010 las reformas arrojan un balance exitoso pues significó el aumento de la inversión total y el aumento de los ingresos totales. Al analizar los componentes del ingreso se encuentra que su crecimiento está explicado por las transferencias del gobierno en más de 50%, el segundo rubro más importante son los ingresos tributarios que representó un incremento del 13%. El comportamiento de los ingresos totales muestra que las reformas se centraron más en la descentralización del gasto que del ingreso como lo indican Faguet (2008) y Chamorro y Urrea (2016).

En la línea sobre calidad de vida y sostenibilidad fiscal Quintero et al. (2016) se centran en analizar la incidencia de un grupo de variables asociadas a las finanzas públicas usando un panel a nivel de municipios para las subregiones Oriente y Suroeste durante los años 2004-2014. Como variable *proxy* de calidad de vida se utiliza el indicador de necesidades básicas

insatisfechas (NBI) y como vector de finanzas públicas se utilizan las variables de operaciones de caja de gobierno público (Ingresos y Gastos), deuda y superávit fiscal; por otra parte también se analiza la calidad de vida a nivel espacial para esto se realiza una georreferenciación y se incluyen dentro de la especificación del modelo general las variables dicotómicas de subregión (Oriente, Suroeste) y la variable distancia (Cerca o Lejos). Los resultados indican que la variable de finanzas públicas más efectiva en las condiciones de vida es el gasto en funcionamiento, por otra parte, la variable inversión muestra ser efectiva solo en el largo plazo. En cuanto a la georreferenciación se encontró que el pertenecer a la subregión oriente es efectivo y significativo en el mejoramiento de la calidad de vida, a su vez la cercanía con los centros económicos es importante en la calidad de vida lo que sugiere la existencia de efecto desbordamiento de las ciudades a los municipios.

La línea de investigación de política económica y sostenibilidad se centra en estrategias de política aplicadas empíricamente en gobiernos nacionales o locales para tratar problemas de insostenibilidad ante desbalances fiscales o niveles altos de endeudamiento. Desde un enfoque a nivel de país, Bergman et al. (2016), ya mencionado, realizan un estudio para 27 países de Europa que abarca el periodo 1990-2012, donde estudian cómo la fortaleza de las reglas fiscales y la eficiencia gubernamental aporta a la promoción de la sostenibilidad fiscal. Se incorporan en el estudio cuatro tipos de reglas fiscales: de gasto, de funcionamiento, de ingresos y de balance presupuestal. Se quiere comprobar si las variables “eficiencia fiscal” y “regla fiscal” aportan conjuntamente a la sostenibilidad de las finanzas públicas, es decir lo que comúnmente se conoce como la hipótesis de complementariedad. Los autores encuentran que las reglas fiscales están asociadas con políticas fiscales más sostenibles, este efecto se mantiene a través de un largo espectro de características de eficiencia gubernamental. En el análisis individual de reglas fiscales encuentran que no todas las reglas son efectivas en el mejoramiento de la sostenibilidad, la regla de ingresos es inefectiva mientras que la regla de balance presupuestal es la más efectiva de las cuatro reglas presentadas.

Desde un enfoque más local, Thompson (2017), estudia cómo el ser clasificado como un municipio con estrés fiscal afecta la sostenibilidad fiscal, para ello utiliza un modelo de panel para 932 municipios del estado de

Ohio en Estados Unidos en los años 1999-2012; se analiza en particular el efecto de recibir y de remover la clasificación de estrés fiscal¹ en variables de operaciones de caja pública como ingresos y gastos, e inversión desagregada por sectores. Por otra parte, con el fin de hacer un análisis de cómo las malas decisiones fiscales afectan la calidad de vida vía eficiencia en la asignación de bienes públicos se hace un análisis alternativo del estrés fiscal utilizando precio de la vivienda y el crimen. Se encuentra que los gastos se reducen cerca de entre 23 % y 25 %, luego de recibir la clasificación, la reducción de los gastos se da en gastos operativos, pero sobre todo en gastos de capital.

Como puede constatarse, los enfoques para el análisis de las políticas de sostenibilidad fiscal son distintos, autores como Bergman et al. (2016), se centran en la fortaleza de las reglas fiscales, mientras que Thompson (2017) se enfoca en las consecuencias de recibir la clasificación de estrés, quien señala, además, que tal clasificación tiene implícito el juicio de que las finanzas de un municipio son insostenibles, puesto que se prevé que esto afecta el gasto de inversión y por ende la inversión de bienes públicos. De otro lado Bergman et al. (2016) hacen un análisis directo de la eficiencia fiscal en la sostenibilidad fiscal, usando un indicador que mide la eficiencia fiscal desde la percepción de los ciudadanos en categorías como la provisión de bienes públicos, la inversión en obras civiles y la transparencia.

En la literatura la investigación que más se acerca a la nuestra es la de Chamorro y Urrea (2016), quienes evalúan los efectos de un paquete de políticas económicas implementadas en Colombia a finales de 1990 y principios del 2000 debido a una crisis fiscal por el sobreendeudamiento de los municipios. Las políticas corresponden a la Ley 617 del 2000 y la Ley 358 de 1997, como reglas fiscales, la primera es una regla de gasto y la segunda una regla de capacidad de pago de la deuda, donde se utiliza como variable de referencia la razón entre los intereses y el ahorro operacional, otras medidas son la Ley 549 de 1993 que contiene disposiciones sobre el pasivo pensional. Para la evaluación de los efectos de las políticas se hace un modelo de panel donde se analiza cómo el cumplimiento de las reglas fiscales, el superávit fiscal y la proporción de pasivo pensional en relación con los ingresos totales

¹ La clasificación de estrés fiscal es asignada por el auditor del estado de Ohio, el recibir la clasificación exige a los municipios realizar planes de recuperación fiscal.

afecta la sostenibilidad vista desde la deuda; también se consideran la variable dependencia económica para controlar como la relación entre la transferencia y los recursos propios afecta la deuda. Los autores encuentran que las medidas fiscales expuestas en la Ley 358 de 1997 es efectiva en la disminución del saldo de deuda, pero, por otra parte, encuentran que los municipios con mayor capacidad de generar recursos propios son más efectivos en la disminución del endeudamiento. Los resultados respaldan la investigación de Bergman et al. (2016) pero a nivel local, por lo que se puede inferir por la evidencia empírica de que la política de reglas fiscales es una herramienta efectiva en la promoción de la sostenibilidad fiscal.

III. Información estadística

La muestra utilizada en este trabajo está constituida por los 125 municipios del departamento de Antioquia para el periodo 2008-2017. La base de datos utilizada resulta de la concatenación de tres bases de datos diferentes: la del portal territorial del Departamento Nacional de Planeación (DNP), el DATLAS de Bancoldex y proyecciones de población del censo del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de 2005. Del portal territorial se obtiene información de finanzas públicas que contiene las operaciones de caja del gobierno e inversión por sectores registradas en el formato único tributario (FUT) y comprende las transferencias por el sistema general de participaciones (SGP). De esta base de datos se seleccionaron variables como ingresos tributarios locales, que se compone de impuesto predial, sobretasa a la gasolina, industria y comercio, la variable gasto en funcionamiento que hace parte de los gastos corrientes, que a su vez se compone de gastos en servicios personales, gastos generales y gastos por transferencias generadas por obligaciones del ejecutor y la variable gasto de capital que corresponde a las inversiones realizadas por la administración territorial en sectores de su competencia, como salud, educación, saneamiento, infraestructura, etcétera.

Adicionalmente, se calcula el ingreso corriente de libre destinación que corresponde a todos aquellos recursos tributarios y no tributarios que no son de asignación específica. Con este cálculo y utilizando la variable de gasto

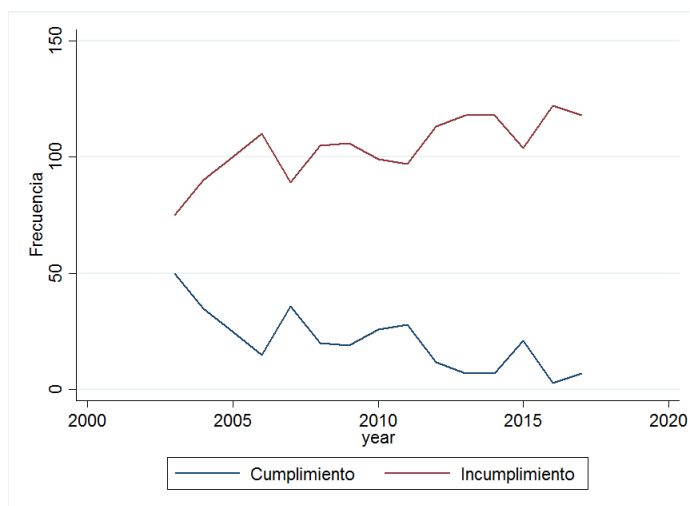
en funcionamiento, se halla la proporción entre el gasto en funcionamiento y los ingresos corrientes de libre destinación. Es importante notar que la ley crea categorías municipales que segmentan cada municipio i según los ingresos corrientes de libre destinación y el tamaño de la población, y a su vez crea una regla fiscal de gasto en funcionamiento, que corresponde a la razón entre el gasto en funcionamiento (GF) y los ingresos corrientes de libre destinación (ICLD) de los municipios. Dicha regla establece límites (umbrales) según categorías, por ejemplo, si el municipio i está en categoría especial y $\frac{GF_i}{ICLD_i} \geq 0,5$ entonces tal municipio incumple la Ley 617. Para el resto de categorías los umbrales son los siguientes: primera categoría incumple si $\frac{GF_i}{ICLD_i} \geq 0,65$, segunda y tercera incumplen si $\frac{GF_i}{ICLD_i} \geq 0,70$ y cuarta, quinta y sexta incumplen si $\frac{GF_i}{ICLD_i} \geq 0,8$. Con esto en mente se crea la variable dicotómica “Ley617”, que toma el valor de 1 cuando cumple la ley y el valor de 0 cuando no se cumple. Obviamente esta variable es variante temporal puesto que el incumplimiento de la regla del municipio ocasiona un cambio en la categoría (o en caso de que el municipio se encuentre en la categoría más baja que corresponde a la categoría 6, el incumplimiento cambiaría la figura de municipio a corregimiento).

El saldo de deuda se extrae de la página del DNP. Esta variable es construida y es reportada por las cuentas FUT al DNP, contraloría general de la república y súper financiera. La base tiene como periodicidad los años 2000-2013 y esta se proyecta hasta el 2017 utilizando un método de suavizamiento a la Holt-Winters no estacional, para el vector de características de los municipios se emplean las variables empleo, empresas y población. Del DATLAS se obtienen las variables empresas y empleo.

Para el periodo analizado se evidencia una mayor frecuencia del cumplimiento con respecto al incumplimiento. El 83 % de los municipios cumplen la Ley mientras el 17 % la incumplen. Al analizar la frecuencia de cumplimiento de forma dinámica se observa que hay una tendencia a la baja en el incumplimiento con ligeras fluctuaciones al alza en los años 2007, 2011 y 2015; como comparativo en el año 2003 cerca del 40 % de los municipios incumplían la ley, para el 2017 el incumplimiento es marginal representando menos del 5 %. Si se discrimina el incumplimiento por categoría se encuentra

que los municipios de categoría 5 y 6 presentan grandes mejorías con respecto a los municipios de las categorías restantes. La Figura 1 muestra la frecuencia de cumplimiento e incumplimiento de los municipios del departamento de Antioquia. Las Tablas 1 y 2 muestran las estadísticas descriptivas de las principales variables para ambos tipos de municipio.

Figura 1. *Comportamiento del cumplimiento de la Ley 617*



Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de TERRIDATA, DNP.

La variable población corresponde a las proyecciones del CENSO del 2005, se encuentran en la sección demografía y población de su página Web, la variable *elecciones* es una variable categórica de 1 a 4 y que corresponde al año de gobierno en que se encuentra el alcalde, donde 1 es el año de posesión y 4 el año de finalización. La variable categorías es una clasificación que hace la Contaduría General de la nación según la ley 617 del 2000, ley que establece las categorías de los municipios según los ingresos corrientes de libre destinación, la población y el cumplimiento de los límites de gasto en funcionamiento, las categorías son una variable de selección múltiple donde la más alta categoría se llama especial, y sucesivamente continúa la categoría 1 hasta la categoría 6. Las variables están expresadas en pesos constantes.

Tabla 1. *Municipios que no cumplen la Ley 617*

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	N
Ingreso tributario	70.577,16	77.695,14	1.184,581	411.441,6	
Funcionamiento	49.133,43	34.918,35	0	209.986,1	
Gasto de capital	235.677,1	175.949,8	25.123,96	1.264.089	150
Población	39.796,01	59.874,23	2.128	413.186	
Saldo deuda	0,6429527	3,003195	-	24,5673	
			0,073012		
Empleo	854,4733	1.666,901	0	7.196	
Empresas	52,80667	89,58755	0	493	

Nota: la información de las operaciones de caja del gobierno público está expresada en pesos per cápita. Las cifras están en millones de pesos.

Fuente: elaboración propia con datos terridata, 2017.

El mayor número de empresas se concentra en los municipios de categoría especial, luego en magnitud le sigue los municipios de la categoría 6, este resultado se debe a que el 84 % de los municipios de Antioquia para el 2018 pertenecen a dicha categoría. Al hacer el análisis temporal se identifica una tendencia al alza para la categoría especial y primera. Es de notar que desde 2010 para la categoría primera se ha dado una tasa de crecimiento elevada, esta tendencia puede obedecer al proceso de transformación productiva que vive la ciudad Medellín, cambiando su vocación de una ciudad industrial a una ciudad de servicios, lo que ha originado un desplazamiento geográfico de las empresas de Medellín hacia municipios como Barbosa, Copacabana, en el norte del área metropolitana y municipios como Envigado, Itagüí y Caldas, los cuales se encuentran ubicados en el sur del área metropolitana.

También hay una diáspora de empresas de Medellín hacia el oriente Antioqueño, en la zona del valle de San Nicolás, donde se destacan los municipios de Rionegro y Guarne. Se encuentra que la densidad empresarial es mayor en los municipios aledaños al área metropolitana, lo que se explica por la movilidad de factores como capital, capital humano y trabajo, la sinergia

y el relacionamiento con el sector productivo, los efectos de desbordamiento de conocimiento debido a las actividades productivas de mayor complejidad y la existencia de economías del conocimiento. La Figura 2 muestra la distribución de la dinámica empresarial por categoría de municipio y por año.

Tabla 2. *Municipios que cumplen la Ley 617*

	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	N
Ingresos tributarios	53.009,52	59.066,6	0	553.744,3	
Funcionamiento	48.927,15	35.907,2	0	317.468,2	
Gasto de capital	260.300,5	172.669,8	0	1.706.837	
Población	51.384,64	231.120,7	2019	2.508.452	
Saldo deuda	0,8965813	7,685751	-0,5601	160,5543	1.100
Empleo	1.254,905	8.170,496	0	110.104	
Empresas	64,39727	352,5363	0	4.667	

Nota: la información de las operaciones de caja del gobierno público está expresada en pesos per cápita. Las cifras están en millones de pesos.

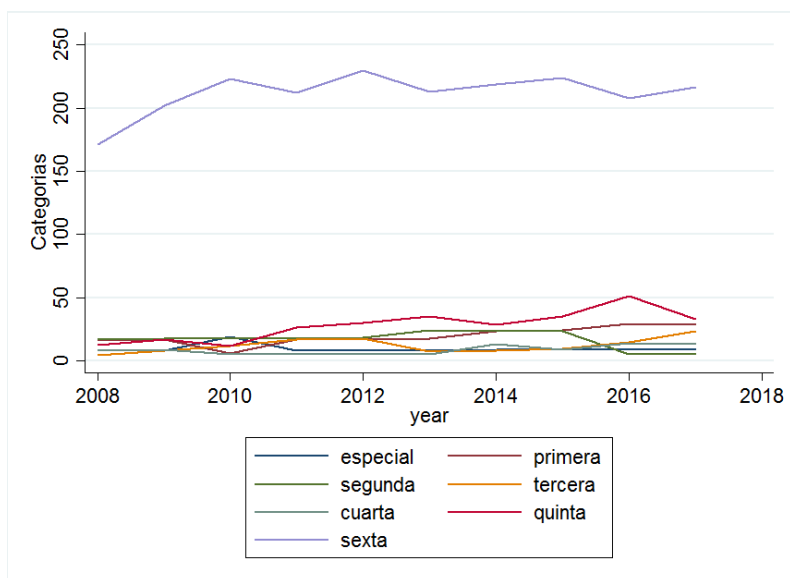
Fuente: elaboración propia con datos de TERRIDATA, 2017.

Para los municipios de categoría 6 se evidencia un estancamiento en la densidad empresarial, esto se puede relacionar con la dinámica de cumplimiento dado que el comportamiento en la creación de empresas formales afecta los ingresos tributarios debido a que una de las fuentes de dichos ingresos es impuesto de cámara y comercio; si los municipios de esta categoría cuentan con poca capacidad de generación de ingresos propios y dependen de transferencias, hay mayor probabilidad de incumplir la regla de gasto; es por esto que sorprende el comportamiento de la frecuencia de cumplimiento, puesto que es probable que los planes de recuperación fiscal causen grandes esfuerzos a los municipios para disminuir los recursos destinados a gasto en funcionamiento en relación al gasto de inversión.

En términos per cápita, para los municipios que cumplen la ley en relación con los que no la cumplen, el gasto en funcionamiento es menor marginalmente y la inversión es mayor en tres mil pesos. Por otra parte, se

encuentra que los ingresos tributarios son menores por 17 mil pesos y el endeudamiento es mayor, corresponde a 0,89 pesos para los municipios que cumplen con respecto a 0,64 pesos para los que incumplen. Se puede afirmar que hay mayor sostenibilidad vista desde una mayor proporción de recursos invertidos en gasto en inversión con respecto a gasto en funcionamiento, pero hay insostenibilidad vista desde el mayor endeudamiento y los menores ingresos tributarios.

Figura 2. *Dinámica empresarial por categorías*



Fuente: elaboración propia con datos obtenidos de la Contaduría General de la Nación y BANCOLDEX, 2017.

Como resultado preponderante se obtiene que los municipios que cumplen la ley atraen y generan más empresas, en promedio hay 64 empresas formales con respecto a 42 para los municipios que no cumplen. Los municipios que cumplen los umbrales tienen en promedio 51.384 habitantes mientras los que no cumplen tienen 39.797, esto puede corresponder al hecho que los municipios que invierten menos bienes públicos per cápita incentivan a la población a emigrar a otros municipios, lo que es consistente el resultado de

empresas y de la variable población con el de empleados formales, dado que los municipios que cumplen la ley cuentan con 1.254 empleados en promedio con respecto a 854 para los no cumplen. La mayor población, número de empleados y empresas sugiere que los municipios que cumplen tienen mayor crecimiento y desarrollo desde la eficiencia que los que no cumplen.

IV. Estrategia empírica y resultados econométricos

A. Modelos a estimar

La estrategia de estimación en este artículo está basada en la siguiente especificación empírica:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

donde $u_{it} = \gamma_i + v_{it}$, γ_i es una heterogeneidad no observable y v_{it} error clásico tal que $E(v_{it} | x_{it}) = 0$ y $E(v_{it}^2 | x_{it}) = \sigma_v^2 \forall it$. Entiéndase por idiosincrático aquellas características culturales, tradiciones, creencias y demás características del individuo o grupo específico que son no observables. La heterogeneidad γ_i puede ser fija o aleatoria, si es fija entonces es un parámetro por estimar y si es aleatorio induce una matriz de varianzas y covarianzas con autocorrelación inducida y de forma conocida.

En este modelo y_{it} es un vector de variables proxy de sostenibilidad fiscal, para tres especificaciones de la regresión: (1) el ingreso tributario, (2) el gasto en funcionamiento y (3) gasto de capital. Las variables explicativas en la matriz x_{it} $i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T$ contiene variables como la variable Ley 617, la cual se define como una variable binaria = 1 cuando el municipio i cumple la ley en el momento t y es = 0 en otro caso, el número de empresas, el número de empleados, el saldo de deuda en el periodo anterior dado que la deuda es una variable que tiene un efecto rezagado en la sostenibilidad fiscal y la población; contiene también la variable Categoría del municipio en el momento t y la variable elecciones es una variable binaria que toma el valor = 1 en el año en que hubo elecciones e = 0 en otro caso. Finalmente, la variable distancia que mide el efecto de la cercanía a los centros de aglomeración económica en la sostenibilidad de los municipios.

En la teoría econométrica a parte de los criterios ya mencionados para la selección entre el modelo de efectos fijos y aleatorios, se utiliza la prueba de Hausman (1978), que indica la hipótesis nula del modelo es la exogeneidad del componente de error del grupo específico con los regresores del modelo. En caso de rechazar H_0 , como es previsible, se usará un estimador de Hausman y Taylor (1981) que tiene la siguiente especificación:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\phi + u_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

En este modelo x_{it} , corresponde al vector de variables variantes en el tiempo y z_i a las variables invariante-temporales. Cada vector de variables se expresan de la siguiente forma $x_{it} = [x_1, x_2]$ $z_i = [z_1, z_2]$ donde x_1 es $n * k_1$; x_2 es $n * k_2$; z_1 es $n * g_1$; z_2 es $n * g_2$. Las matrices x_1 y z_1 son exógenas. Se utiliza el método mínimo cuadrados en dos etapas (2SLS) usando como instrumento las variables exógenas, así como las medias y desviaciones de la media de las variables exógenas para completar el rango de la matriz de instrumentos.

B. Resultados empíricos

La muestra utilizada es un panel con 125 observaciones de corte transversal y 9 observaciones de corte longitudinal, durante el periodo 2008-2017. En esta sección reportamos en las Tablas 3, 4 y la Tabla 1A (en el Anexo) los resultados para las estimaciones de los modelos especificados en las ecuaciones (1) y (2), para el estimador de efecto aleatorio, el de variables instrumentales y el de efecto fijo respectivamente. La prueba de Hausman y Taylor (1978) de exogeneidad de los regresores rechaza la hipótesis nula al 1% y 5% de significancia, lo cual indica que debe usarse instrumentos para resolver el problema de endogeneidad. Claramente la metodología requiere identificar qué variables son endógenas, en este trabajo son el número de empresas y la deuda. De un lado, entre los no observables que puedan causar la presencia de endogeneidad al estar correlacionadas con el número de empresas se consideran, por ejemplo: bienes públicos para el emprendimiento, como por ejemplo las exenciones tributarias, la creación de centros de aglomeración económica, y la creación de cooperativas que contribuyan a la generación de efectos de sinergia y faciliten el acceso a la financiación.

Tabla 3. Modelo de efectos aleatorios

Determinantes del ingreso tributario (1), funcionamiento (2) y gasto de Inversión (3)			
	(1)	(2)	(3)
Ley617	0,108* (0,0474)	0,0748* (0,0377)	0,128** (0,0427)
Deuda ($t - 1$)	0,0226* (0,00973)	0,0231** (0,00781)	0,0252** (0,00887)
Población	0,514*** (0,0642)	0,321*** (0,0411)	0,459*** (0,0470)
Empresas	0,329*** (0,0384)	0,186*** (0,0287)	0,172*** (0,0327)
Empleo	0,0557* (0,0238)	0,0323 (0,0179)	0,00806 (0,0204)
Categoría 2	-0,249 (0,195)	-0,423** (0,142)	-0,585*** (0,162)
Categoría 3	-0,325 (0,211)	-0,604*** (0,153)	-0,540** (0,174)
Categoría 4	-0,692** (0,240)	-0,985*** (0,172)	-1,016*** (0,196)
Categoría 5	-0,756** (0,233)	-1,042*** (0,158)	-0,913*** (0,181)
Categoría 6	-1,128*** (0,235)	-1,303*** (0,158)	-1,150*** (0,181)
Categoría Especial	0,124 (0,289)	0,615** (0,210)	0,653** (0,239)
Elecciones 2	0,760*** (0,0340)	0,712*** (0,0275)	0,865*** (0,0312)

Continúa

Tabla 3. *Continuación*

	(1)	(2)	(3)
Elecciones 3	0,366*** (0,0381)	0,316*** (0,0308)	0,520*** (0,0350)
Elecciones 4	0,100* (0,0389)	0,000885 (0,0314)	0,265*** (0,0356)
Distancia	-0,00100* (0,000504)	-0,0000232 (0,000298)	0,0126*** (0,000342)
Constante	14,77*** (0,711)	17,31*** (0,457)	17,29*** (0,523)
<i>N</i>	1.125	1.124	1.124
<i>R</i> ²	0,8224	0,8330	0,7966

Nota: ***, **, * indican niveles de significancia al 1 %, 5 %, 10 %, respectivamente. Los errores estándar están entre paréntesis.

En la línea teórica de economía espacial, las decisiones de localización de una empresa pueden verse influenciadas por economías de localización, estas economías atraen a las empresas que buscan que el proceso de acumulación de capital exhiba rendimiento a escala, entre los factores encontramos encadenamientos productivos, oferta de bienes intermedios y primarios, relacionamiento con la cadena de suministro, competencia, capacidad de innovación, aprovechamiento de las potencialidades productivas del territorio y del capital humano. Estas variables influyen sobre la asignación de bienes públicos para el desarrollo productivo, lo que afecta el gasto en funcionamiento y gasto de inversión, a su vez son factores claves en el desarrollo y crecimiento de la economía de los gobiernos locales, afectando tanto los ingresos como los gastos, según Camagni (2015).

De otro lado, la deuda es endógena debido a que el gobierno central ante un escenario de crisis o recesión tiene herramientas de política fiscal para hacer política contra cíclica, una política fiscal expansiva desde la demanda agregada genera planes de expansión cuantitativa del gasto, estos planes impactan en los ingresos, gastos y endeudamiento; otro factor no observable que puede

causar presencia de endogeneidad en la variable deuda son los choques de tipo externo como por ejemplo el comportamiento de los socios comerciales y la disminución de los términos de intercambio; ambos choques afectan los ingresos y gastos del gobierno nacional central y los gobiernos locales.

Se evidencia que la ley es efectiva en el incremento del gasto de inversión, el estimador del efecto del cumplimiento es significativo al 5% y tiene un efecto positivo equivalente al 0,128%; el modelo con gasto en funcionamiento es significativo al 10%, el efecto del cumplimiento es de 0,074%, este efecto es positivo, contrario a lo esperado en la hipótesis, aunque es notable que el estimador de gasto en funcionamiento es menor al estimador de gasto de inversión, lo que sugiere mayor sostenibilidad en las finanzas públicas, por otra parte el cumplimiento de la ley mejora el ingreso tributario en 0,10% y es significativo al 10%. La ley 617 también incentiva una mejora en los ingresos tributarios de los municipios. La variable deuda es significativa para el gasto en funcionamiento y gasto en inversión al 5%; un aumento en 1% en el saldo de deuda del año previo aumenta el gasto en funcionamiento en 0,023%, aumenta el gasto en inversión en 0,025, este resultado nos dice que la deuda se reparte por partes casi equivalentes para el gasto en funcionamiento e inversión, por lo que no necesariamente la deuda local está sustentada en deuda productiva que permita la provisión de bienes públicos.

Las variables población y empresas explican a un nivel de significancia menor al 1% la sostenibilidad de las finanzas públicas. Este resultado se debe en parte a que el recaudo de impuestos locales como predial e industria y comercio dependen de estas variables, el efecto de la población en el gasto de inversión es mayor al gasto en funcionamiento, esto se puede interpretar desde la hipótesis de Tiebout (1961), dado que la población manifiesta sus preferencias desplazándose a los municipios que provean bienes públicos más eficientes y que se acerquen a las preferencias de los ciudadanos. Para el ciclo político el encontrarse en el segundo año de gobierno aumenta los ingresos tributarios en 0,76%, este efecto disminuye paulatinamente, lo que sugiere que hay mayor probabilidad de un aumento en la tasa impositiva para personas naturales y jurídicas en los primeros dos años de gobierno. Con respecto al gasto en funcionamiento e inversión tienen un comportamiento

bastante similar al ingreso tributario, el mayor efecto se da en el año 2 y baja paulatinamente, en el gasto en funcionamiento la magnitud de los coeficientes para el año 3 y 4 es mucho menor a los estimadores para los mismos años del gasto en inversión.

Tabla 4. *Estimación por variables instrumentales (Hausman y Taylor, 1981)*

Determinantes del gasto en funcionamiento (1) y gasto de Inversión (2)		
	(1)	(2)
Ley617	0,0609 (0,0370)	0,0808** (0,0412)
Población	0,312*** (0,0632)	0,407*** (0,0981)
Empleo	0,0298 (0,0194)	0,0287 (0,0218)
Categoría 2	-0,281 (0,160)	-0,229 (0,187)
Categoría 3	-0,478** (0,176)	-0,173 (0,208)
Categoría 4	-0,813*** (0,204)	-0,647** (0,243)
Categoría 5	-0,865*** (0,205)	-0,555* (0,251)
Categoría 6	-1,066*** (0,209)	-0,750** (0,257)
Categoría Especial	0,375 (0,235)	0,225 (0,275)
Elecciones 2	0,708*** (0,0263)	0,859*** (0,0290)

Continúa

Tabla 4. Continuación

	(1)	(2)
Elecciones 3	0,312*** (0,0296)	0,511*** (0,0326)
Elecciones 4	-0,00609 (0,0302)	0,246*** (0,0333)
Empresas	0,242*** (0,0323)	0,291*** (0,0359)
Deuda ($t - 1$)	0,0224** (0,00757)	0,0226** (0,00836)
Distancia	0,0000739 (0,000493)	0,00157 (0,000913)
Constante	17,07*** (0,699)	17,07*** (1,046)
N	1.124	1.124
R^2	0,486	0,512

Nota: ***, **, * indican niveles de significancia al 1 %, 5 %, 10 %, respectivamente. Los errores estándar están entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia.

La distancia es estadísticamente significativa para el gasto de inversión, el aumentar 1 km la distancia se aumenta el gasto de inversión en 0,0126 %, en la hipótesis se esperaba que el efecto fuera negativo dado que, a mayor cercanía con Medellín, el municipio con mayor complejidad económica (capacidad de generar valor agregado), la inversión debe de ser mayor debido a los “spillover” del conocimiento aún con el signo esperado el efecto es muy pequeño.

Al utilizar la prueba de Hausman para testear la hipótesis de no correlación entre el componente de error de grupos específicos del modelo de efectos aleatorios y los regresores del modelo se encuentra que no se rechaza H_0 para el modelo de ingreso tributario, por lo que se puede utilizar el modelo

de efectos aleatorios. Para el modelo de gasto en funcionamiento y gasto en inversión se rechaza H_0 con un nivel de significancia menor al 1 %, por lo anterior se emplea el modelo Hausman y Taylor (1981), que posee estimadores consistentes y eficientes para las variables invariantes en el tiempo que sean endógenas. El modelo de Hausman y Taylor en su forma funcional exige que se haga segmentación de las variables independientes que se correlacionan con el componente de error individual del modelo de efectos aleatorios, a su vez se segmentan las variables variantes en el tiempo e invariantes en el tiempo.

Se evidencia que el hecho de cumplir la ley no es significativo en la variable gasto en funcionamiento, aunque con el signo esperado, adicionalmente el cumplir la ley incrementa el gasto de inversión en 0,08 y es significativo a menos del 5 % de significancia; el resultado de la variable deuda continúa siendo positivo y significativo, lo mismo ocurre con la variable empleo y población, el año 2 es el año donde más se incrementa el gasto en funcionamiento y de capital. Con respecto al modelo de efectos aleatorios para el modelo de gasto en inversión la variable distancia pasa a ser no significativa estadísticamente. Esto significa que controlar por la indogeneidad da un resultado esperado, pues la ley desincentiva el gasto excesivo en funcionamiento.

Conclusiones

Este artículo presenta un estudio de panel para el departamento de Antioquia en los años 2008-2017, se centra los determinantes de la sostenibilidad fiscal, en particular en la regla de gasto en funcionamiento contenida en la Ley 617 del 2000, cuya evidencia empírica sugiere que su cumplimiento, afecta a las finanzas públicas de los gobiernos locales. Además, se incluyen otros regresores tales como: 1) deuda (medida en el periodo $t - 1$) para examinar la inercia de la deuda y su influencia en el nivel contemporáneo de las variables dependientes, 2) número de empresas, 3) nivel de empleo, 4) tamaño de la población 5) distancia, como características de municipio y 6) una variable de elecciones para examinar el ciclo político y una variable para controlar por la categorización del municipio debido al umbral que

establece la Ley 617. Como variable dependiente se utilizan las variables ingreso tributario, gasto en funcionamiento y gasto de inversión.

La evidencia sugiere que el cumplimiento de la ley contribuye al incremento de la inversión. La ley 617 muestra ser significativa para persuadir el exceso de gasto en funcionamiento, este hecho es consistente con las estadísticas que muestran que en promedio los municipios que cumplen el umbral poseen más inversión y menor gasto en funcionamiento. Por otra parte, el esfuerzo de los gobiernos locales por cumplir la ley incrementa los ingresos tributarios, esto se correlaciona con las estadísticas donde se muestra que los municipios que cumplen tienen menores ingresos tributarios per cápita por lo que deben de realizar un mayor esfuerzo fiscal para poder cumplir la ley, lo que podría crear los incentivos para incrementar el esquema tributario local.

La evolución de la regla en términos de frecuencia de cumplimiento ha visto una tendencia al alza durante el periodo de análisis, este crecimiento ha contribuido a que en el 2008 el 40% de municipios incumpliera y en el 2017 tan solo el 5%. Por lo anterior se puede inferir que la regla de gasto en funcionamiento ha contribuido al mejoramiento de la sostenibilidad fiscal. Los resultados se relacionan con los hallazgos de Faguet (2008) que encuentra que el proceso de descentralización en Colombia condujo a aumentos en la inversión y mantuvo los costos operativos estables; a su vez es consistente con los resultados de Bergman et al. (2016) que muestran que la fortaleza de las reglas fiscales contribuye a la sostenibilidad fiscal.

Como agenda para el futuro, es importante evaluar el efecto de otro tipo de reglas fiscales distintas a la de gasto en funcionamiento, como reglas de ingresos, deuda o balance presupuestal y ver cómo estas reglas complementan a la regla de gasto en funcionamiento en el objetivo de mejorar la sostenibilidad fiscal de los municipios.

Anexo

Tabla 1A. Efectos fijos (estimador intragrupos)

Determinantes del ingreso tributario (1), funcionamiento (2) y gasto de Inversión (3)			
	(1)	(2)	(3)
Ley 617	0,112* (0,0485)	0,0502 (0,0389)	0,0729 (0,0433)
Deuda ($t - 1$)	0,0223* (0,00977)	0,0217** (0,00784)	0,0221* (0,00873)
Población	1,013** (0,332)	0,682* (0,268)	1,171*** (0,298)
Empresas	0,356*** (0,0422)	0,251*** (0,0339)	0,296*** (0,0377)
Empleo	0,0592* (0,0259)	0,0434* (0,0208)	0,0411 (0,0231)
Categoría 2	-0,0955 (0,225)	-0,119 (0,181)	-0,105 (0,201)
Categoría 3	-0,101 (0,253)	-0,298 (0,203)	-0,0558 (0,226)
Categoría 4	-0,357 (0,298)	-0,573* (0,239)	-0,511 (0,266)
Categoría 5	-0,347 (0,312)	-0,593* (0,250)	-0,409 (0,278)
Categoría 6	-0,630* (0,320)	-0,757** (0,256)	-0,584* (0,286)
Categoría Especial	0,121 (0,333)	0,208 (0,267)	0,191 (0,297)
Elecciones 2	0,755***	0,707***	0,855***

Continúa

Tabla 1A. *Continuación*

	(1)	(2)	(3)
	(0,0339)	(0,0272)	(0,0303)
Elecciones 3	0,362***	0,313***	0,509***
	(0,0381)	(0,0306)	(0,0341)
Elecciones 4	0,0979*	-0,00917	0,241***
	(0,0390)	(0,0313)	(0,0348)
Constante	9,205**	13,08***	9,525**
	(3,322)	(2,676)	(2,974)
<i>N</i>	1.125	1.124	1.124
<i>R</i> ²	0,452	0,516	0,525

Nota: ***, **, * indican niveles de significancia al 1 %, 5 %, 10 %, respectivamente. Los errores estándar están entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia.

Referencias

- Barro, R. J (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.
- Bergman, U. M., Hutchison, M. M. & Hougaard Jensen, S. E. (2016). Promoting sustainable public finances in the European Union: The role of fiscal rules and government efficiency. *European Journal of Political Economy*, 44, 1-19.
- Camagni, R. (2015). *Economía Urbana*. Barcelona, España: Antoni Bosch.
- Chamorro Narvárez, R. A. & Urrea Bermúdez, A. F. (2016). Incidencia de las reglas fiscales en la sostenibilidad de la deuda pública territorial en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 35(67), 207-250.
- Faguet, J. P. (2008). Decentralisation's Effects on Public Investment: Evidence and Policy Lessons from Bolivia and Colombia. *The Journal of Development Studies*, 44(8), 1100-1121.

- Gyourko, J. & Tracy, J. (2002). The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 99(4), 774-806.
- Hausman, A. J. & Taylor, W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6), 1377-1398.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Lozano, I. & Julio, J. (2016). Fiscal decentralization and economic growth in Colombia: evidence from regional-level panel data. *CEPAL Review*, 119, 65-82.
- Oates, W. E. (1999). An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1120-1149.
- Quintero V., J. F., Gómez N., E. J. & Guisao, V. D. (2016). *Finanzas públicas y calidad de vida: un estudio comparativo para las subregiones Oriente y Suroeste del departamento de Antioquia en el periodo 2004-2014* (Documento de Trabajo, Universidad Autónoma Latinoamericana).
- Romero, D. & Strauch, R. (2008). Public Finances and long term growth in Europe: Evidence from a panel data analysis. *European Journal of Political Economy*, 24(1), 172-191.
- Thompson, P. N. (2017). Effects of fiscal stress labels on municipal government finances, housing prices, and the quality of public services: Evidence from Ohio. *Regional Science and Urban Economics*, 64, 98-116.
- Tiebout, C. M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditure. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416-424.
- Tiebout, C. M. (1961). An Economic Theory of Fiscal Decentralization. En *Needs, Sources, and Utilization* (pp. 79-96). Nueva Jersey: Princeton University Press.

Spatial Dynamic Effects in the Colombian Health System

**Leonardo Rodríguez-Pineda, Andrés Felipe Sánchez-Saldarriaga
and Helena María Cancelado-Carretero**

Leonardo Rodríguez-Pineda, Andrés Felipe Sánchez-Saldarriaga and Helena María Cancelado-Carretero

Spatial Dynamic Effects in the Colombian Health System

Abstract: *We seek to understand if spatial dynamics affect the population in social, economic and health terms. To carry out this study, we propose the following two stages. In the first stage we try to understand the causes of high infant mortality in rural areas in comparison to the urban areas based on literature and the changes made to the Colombian health model. The second stage is a spatial econometric analysis of the variables of interest, where the CEDE database of the Universidad de los Andes is utilized. The findings of this study confirm the importance of the inclusion of spatial effects, which is a sign that the health dynamics of populations are interrelated. This spatial interdependence corroborates the suggestion from literature where proposing policies coordinate the system and consider local and neighboring populations. Also, municipal administrations require the need to consider mechanisms of interlocution whilst working with their peers and allow these factors to be included in the planning of political measures taken that affect health conditions. Finally, we confirm differences between the rural and urban performance.*

Keywords: *government expenditures and health; health behavior; government policy; regulation; public health; cross-sectional models; spatial models; treatment effect models; quantile regressions.*

JEL Classification: H51, I12, I18, C21.

Efectos de la dinámica espacial en el sistema de salud colombiano

Resumen: *Buscamos entender si la dinámica espacial afecta a la población en términos sociales, económicos y de salud. Para llevar a cabo este estudio, proponemos dos etapas. En la primera, buscamos comprender, desde la literatura y los cambios realizados en el modelo de salud colombiano, las causas de la alta mortalidad infantil en las zonas rurales en comparación con las zonas urbanas. La segunda, es un análisis econométrico espacial de las variables de interés, donde se utiliza la base de datos CEDE de la Universidad de los Andes. Los resultados de este estudio confirman la importancia de la inclusión de efectos espaciales, lo cual es una señal de que la dinámica de salud de las poblaciones está interrelacionada. Esta interdependencia espacial corrobora la sugerencia de la literatura que propone que las políticas deben estar coordinadas y considerar poblaciones locales y vecinas. Además, las administraciones municipales deberían considerar mecanismos de interlocución, mientras trabajan con sus pares, y permitir que estos factores se incluyan en la planificación de las medidas políticas en temas de salud. Finalmente, confirmamos diferencias en áreas rurales y urbanas.*

Palabras clave: *gastos del gobierno y salud; comportamiento de salud; política gubernamental; regulación; salud pública; modelos transversales; modelos espaciales; modelos de efectos de tratamiento; regresiones cuantiles.*

Clasificación JEL: H51, I12, I18, C21.


Les effets de la dynamique spatiale sur le système de santé colombien

Résumé: *Nous cherchons à comprendre si la dynamique spatiale affecte la population en termes sociaux, économiques et sanitaires. Pour réaliser cette étude, nous proposons deux étapes. Dans la première, nous cherchons à comprendre, à partir de la littérature et des changements apportés au modèle de santé colombien, les causes de la haute mortalité infantile dans le milieu rural par rapport aux milieux urbains. La deuxième étape est une analyse économétrique spatiale des variables d'intérêt, à partir de la base de données CEDE de l'Université de los Andes. Les résultats confirment l'importance de la prise en compte des effets spatiaux, puisque les dynamiques de santé des populations sont interdépendantes. Cette interdépendance spatiale montre que les politiques doivent être coordonnées et doivent également prendre en compte l'avis des populations locales. En outre, les villes devraient envisager mécanismes de dialogue et permettre que les effets spatiaux soient inclus dans la planification des politiques de santé publique. Enfin, nous confirmons les différences dans les zones rurales et urbaines.*

Mots clés: *dépenses gouvernementales et de santé; comportement en matière de santé; politique gouvernementale; régulation; santé publique; modèles transversaux; modèles spatiaux; modèles d'effet de traitement; régressions quantiles.*

Classification JEL: H51, I12, I18, C21.

Spatial Dynamic Effects in the Colombian Health System

Leonardo Rodríguez-Pineda ^a, Andrés Felipe Sánchez-Saldarriaga ^b
and Helena María Cancelado-Carretero ^c

–Introduction. –I. Colombian Health System Background. –II. The Applications of Spatial Analysis to our Topic. –III. Data. –IV. Methodology. –V. Results. –Conclusions. –References.

doi: 10.17533/udea.le.n92a07

Original manuscript received on 8 January 2019; final version accepted on 9 September 2019

Introduction

The performance of the Colombian health sector has been affected by different groups of endogenous and exogenous factors. Some of these are the lack of integration of all the network actors in the provision of the service, the lack of structure in the system with greater development of this caused in regions of dispersed rural areas, low availability of health services affecting the opportunity to receive medical attention and poor quality of care, adding to the increase in chronic diseases and aging of the population. These factors threaten the dream of universal coverage, continuity in the provision of health services and quality of the service provided. These situations have generated that the government and the health organizations look for alternatives to mitigate the impact or in their defect to eradicate the scourges, and their proposed solutions consider not only the economic

^a *Leonardo Rodríguez-Pineda*: graduated from Eafit University, Colombia. Institutional postal code: 050021. E-mail: lrodriguep@eafit.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-6532-1348>

^b *Andrés Felipe Sánchez-Saldarriaga*: graduated from Eafit University, Colombia. Institutional postal code: 050021. E-mail: afsanchezs@eafit.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-6558-2089>

^c *Helena María Cancelado-Carretero*: Full time ICESI university professor. Eafit University, Colombia. Institutional postal code: 760031. E-mail: hcancela@icesi.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-3411-1927>

factor, but in turn, the social factor seeking to respond to the basic needs of the population (Ministerio de Salud y Protección Social, 2016a).

Among the initiatives of the Pan American Health Organization (PAHO) is the idea of forming Integrated Health Services Networks (IHSN), which will allow health care to stop being fragmented, to integrate all the actors in the network and remove the loss of information or reprocessing. In addition, the IHSN focus on the rational and efficient use of available resources, which in turn focuses on the satisfaction of users of the health network (PAHO, 2010).

In the overall performance of the system, fragmentation manifests itself at the network level, such as: lack of coordination between the different levels and sites of care, duplication of services, idle installed capacity and less appropriate health services provided at the site. At user level such as: lack of access to services, loss of continuity of care and lack of consistency of services with the needs of users (PAHO, 2010).

Currently, national and international health goals are aligned with the Millennium Development Goals (MDGs). To carry out the development of these objectives, it is necessary to increase the efficient investment into health systems. Colombia's response to internal health needs and commitment to the MDGs are described in the Ten-Year Public Health Plan (PDSP in Spanish) 2012-2021. In the PDSP, the guidelines are defined to favor the articulation between the actors, the public and the private sectors in a way that guarantees the well-being and quality of life for Colombians. Specifically, the health risk management line of the PDSP, which includes actions such as quality management in care and administrative and technical coordination of services and plans.

Maternal childcare is considered one of the most important points in the development and articulation of health systems. The maternal and infant mortality rates are the indicators of the performance evaluation of the health network in this field. Although in Colombia progress has been made in reducing infant mortality rates, they are still high compared to developed countries. In addition to this, the highest proportion of deaths are concentrated in rural areas (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo –PNUD–, 2015).

The importance of the inclusion of spatial effects in the analysis varies regarding health issues. In cases of diseases and performance of health services, the demographic variables present an important correlation with the spatial, environmental and geographical conditions (Rusthon, 2003). Therefore, the inclusion of the spatial dynamics of geodemographic variables allows us to consider the spatial spillovers that affect the performance of health systems (Jeleskovic & Schwanebeck, 2012).

Traditional analysis of infant mortality uses the data panel methodology, which does not consider the existence of spatial effects, and which are in fact present in the Colombian health situation, where the population needs to be mobilized between municipalities to obtain health services. As a result of this phenomena it is necessary to integrate the spatial effects in a spatial panel methodology.

I. Colombian Health System Background

We ask ourselves the following question from the PNUD (2015). Why are the desired goals in the maternal and childcare programs in Colombia not being met? We proposed some answers starting from the literature of maternal and childcare programs.

The desired goals in the maternal and childcare programs in Colombia are not being met due to misinformation or incomplete information that the users receive, affecting their opportunity to be attended, in addition to the lack of programs for the promotion and prevention of maternal and child health PNUD, 2015; Guerrero, Gallego, Becerril-Montekio & Vásquez, 2011 and Ministerio de Salud y Protección Social, 2016b).

Not all pregnant women are guaranteed access to facilities of the maternal health care network, due to persistent problems of equity in their health affiliation and in accessibility to health services for the poorest population groups, unemployed population, ethnic and racial minorities and the displaced population. The outcome being that not all pregnant women have the opportunity of an appointment at the required time (Carrillo, 2007;

Maine, Akalin, Ward & Kamara, 1997 and Escallon, Rodríguez-Pineda & Rivera, 2015).

Moreover, pregnant mothers on different occasions are either not aware of having a problem or are delayed in making the decision to attend a health institution. These situations are associated with reasons of lack of information, cultural characteristics, in some cases, by the opposition of the spouse, economic difficulties or family problems, etc. (Carrillo, 2007 and Maine et al., 1997).

Not all strategies implemented by the health system to improve the adherence to prenatal controls with emphasis on the family inclusion have good results (Cáceres-Manrique, 2009 and Luján, 2010). The high rates of maternal mortality in Colombia are related to the non-guarantee given by the State of the right to health of Colombians due to the deficiency of adequacy of low complexity hospital services (Carrillo, 2007).

Another important aspect to highlight is the lack of training that mothers, relatives and companions have in the medical guidelines of the maternal health program. Institutions in charge of providing health services do not provide the information on time so that users can identify the possible symptoms of health complications that threaten the life of the pregnant mother (Maine et al., 1997 and Pazmiño & Guzmán-Gómez, 2009). Also, the rate of assistance to prenatal controls by pregnant mothers is low, but the prevalence of dissatisfaction of some mothers continues with the health system (Cáceres-Manrique, 2009).

Due to the aspect of the health service providers, the lack of timely and moderate hospital services for users is reflected, as well as the lack of opportunity to use laboratories to carry out medical tests and poorly designed care protocols or non-compliance (Vélez, Gallego & Jaramillo, 2005).

There is a lack of medication, a need to increase the proportion of deliveries attended by doctors and the requirement for doctors to spend longer intervals of time to attend patients. On the other hand, there is the possibility of early detection of risk in pregnant women due to variability in early detection processes. Only one out of every two patients were fully

examined, and gynecological examinations were not performed in many cases in the city of Cali (Pazmiño & Guzmán-Gómez, 2009).

At this point, we begin to highlight the shortcomings in regulation and supervision of public and private actors participating in the system (Guerrero et al., 2011 and Donabedian, Wheeler & Wyszewianski, 1982). We found that the proper coordination between health institutions and public institutions in charge of food security, basic sanitation and environmental vector control programs has been completely neglected, since none of these sectors considers these types of actions a priority. Also, the health sector has not led the previous initiative as its main concern has been the development of promoting health companies (EPS in Spanish), institutions providing services (IPS in Spanish) (Carrillo, 2007).

It is necessary to highlight that many cases of maternal deaths are associated with the lack of good quality health services and with the unsatisfied basic needs of some of the patients. This deficiency of good quality health services is directly affected by the leadership capacity of those in charge (Carrillo, 2007; Luján, 2010 and Donabedian, 1978).

Finally, we have found that, although the Colombian health system has sought to provide solutions to the problems that arise within the system, still no substantive solutions have been implemented that articulate the process and structure of the maternal and child health networks. It is necessary to use strategies such as integrated health service networks and the development of primary health care strategies without being disoriented from this approach, where all the network actors are considered as well as the problems of fragmentation and lack of alignment of global system objectives. The foregoing should be sought without leaving aside the empowerment of efficient coordination in health investment by the responsible actors.

II. The Applications of Spatial Analysis to our Topic

In the scientific literature we can find that spatial analysis has been used to understand the infant mortality phenomena. Some studies believe that a spatial modeling approach is important to produce reliable estimates in

the infant mortality analysis (Gemperli, Vounatsou, Kleinschmidt, Lengeler & Smith, 2004; and Barufi, Haddad & Paez, 2012). Also, we can find evidence of the spatial analysis application in infant mortality in the United States (Rushton, Krishnamurty, Lolonis & Song, 1996, and Banerjee, Wall & Carlin, 2003), Africa (Gemperli et al., 2004; Kalipeni, 1993; and Balk, Pullum, Storeygard, Greenwell & Neuman, 2004), Brazil (Barufi et al., 2012), France (Padilla et al., 2013) and throughout the rest of the world (Storeygard, Balk, Levy & Deane, 2008).

The importance of the inclusion of spatial effects in the analysis varies regarding health issues. In cases of diseases and performance of health services, the demographic variables present an important correlation with the spatial, environmental and geographical conditions that face the population. Additionally, the spatial correlation of these variables is based on the hypothesis, in which contiguous areas are exposed to similar risks, for which the transmission effects are stronger in nearby geographical areas (Rushton, 2003). On the other hand, the inclusion of spatial effects solves the problem of traditional estimates, which may present biases in their estimators due to the omission of spatial effects. Therefore, the inclusion of the spatial dynamics of geodemographic variables allows us to consider the spatial spillovers that affect the performance of health systems (Jeleskovic & Schwanebeck, 2012).

The use of the spatial panel is justified, since it has been demonstrated that the health variables have a spatial dependence, which is due to the fact that spatial units make decisions that relate to the health of the locals and the inhabitants of the space. Also, health systems have a certain level of integration, since in many cases they provide services to foreign inhabitants who live in nearby areas (Baltagi, Moscone & Santos, 2018). Due to this fact, the spatial panel allows incorporating the spatial and time factors that influence infant mortality.

This document proposes an empirical strategy at the municipal level, since considering this geographical unit, one can observe in greater detail the influence of the various factors and omit problems generated by presenting

aggregate data in larger geographical units. However, this empirical methodology can present limitations due to the difficulty in obtaining data at this level of specificity and prevent analysis for long periods of time. Therefore, we propose the use of space panel for the period 2005-2009.

III. Data

We include the number of children under one-year old and dead in each municipality as a variable, together with the population conditions and the use of fiscal resources in water and health. The data used are between the years 2005-2009 for 556 municipalities and are based on the Center for Economic Development Studies (CEDE in Spanish) panel of the Universidad de los Andes (2014).

We take the dependent variable as the logarithm of the number of deaths of children under one year in each municipality (*Death_minors*). The explanatory variables were in three categories of population conditions, performance of health agencies and the use of fiscal resources; in the first category we can find the logarithm of the total population of the municipality (*Population*), the logarithm of the index that measures the proportion of the population of the municipality that lives in rural areas (*Ind_rural*), the logarithm of the total number of births in the municipality (*Born*) and the logarithm of the total number of deaths in the municipality (*Deaths_total*). In the category of performance of health agencies consists the logarithm of birth with low weight in the municipality (*Born_lw*) and the logarithm of the number of inhabitants of the municipality in the subsidized health regime (*Subsidized*). These variables are proxies of the performance of the health institutions in prevention and coverage. In the last category, there is the logarithm of the fiscal performance index that measures fiscal solvency, use of public budget and other aspects of the fiscal operation of the municipalities (*Fiscal_perf*), the logarithm of investment in local currency in water and sanitation at municipal level (*Inves_sanit*) and the logarithm of health investment in local monetary currency at the municipal level (*Inves_health*).

The selection of control variables is based on the availability of municipal data and previous research, such as the one conducted by Gamper-Rabindran, Khana nd Timmins (2010). These show that population variables related to birth, mortality, population size and variables such as rural conditions and access to sewerage services have a significant impact on infant mortality rates.

IV. Methodology

The empirical methodology proposed consists of two parts. Initially we must identify the existence of spatial patterns of the dependent variable through the Moran index and exploratory data analysis (ESDA). Next, we must develop an empirical specification of traditional panel and identify which is the most appropriate, to later perform the identification of the most appropriate spatial panel model (Torres-Preciado, Polanco-Gaytán & Tinoco-Zermeño, 2017).

The empirical specification proposed in this document is the following:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \gamma \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}, \quad (2)$$

where i denotes the municipalities and t the year, Y_{it} denotes the dependent variable and X_{it} the group of explanatory variables. Also, $\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}$ and $\gamma \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt}$ refers to the spatial effects of the dependent variable and the errors respectively.

V. Results

The development in the empirical strategy used the sample of 556 municipalities which agglomerated around 80% of the total population of the country. Table 1 presents the descriptions of municipalities for each

region's total population and number of deaths of children younger than one year in 2009. The municipalities of the sample are allocated in all regions of Colombia; however, it can be observed that the Andean and Pacific regions have the highest population concentration.

Table 1. *Description of Municipalities*

Región	Municipalities	Population 2009	Deaths of under 1 year 2009
Amazonía	22	710.588	64
Andina	283	22.304.051	822
Caribe	120	7.362.243	377
Orinoquía	30	1.068.361	69
Pacífica	101	6.201.950	279
Total	556	37.647.193	1.611

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

Consequently, with this methodological approach, the first step consists of the identification of spatial effects. Table 2 presents the Moran's I statistic for the dependent variable for each of the years included in the panel. For the development of the Moran indices and the spatial regressions, a queen-type contiguity matrix of order one is used, which allows us to capture the spatial relationship that exists between the municipalities and their immediate neighbors.

The results of Table 2 show that there is spatial dependence when the regression of the variable of interest is performed with all the regressors for each year. The ESDA is presented for the year 2005 and 2009, which correspond to the final and initial year of the panel. The maps presented in Figure 1 present the standard deviation maps for the child death variable and in these the existence of a spatial concentration of municipalities with similar levels in this variable can be observed. Additionally, the presence of the highest number of deaths of children under 1 year are consistent in time and spatial characteristics, because most of the municipalities with the highest level of this variable are allocated in the Northern area and coastal regions of Colombia. Figure 2 presents the LISA maps, which show the existence of

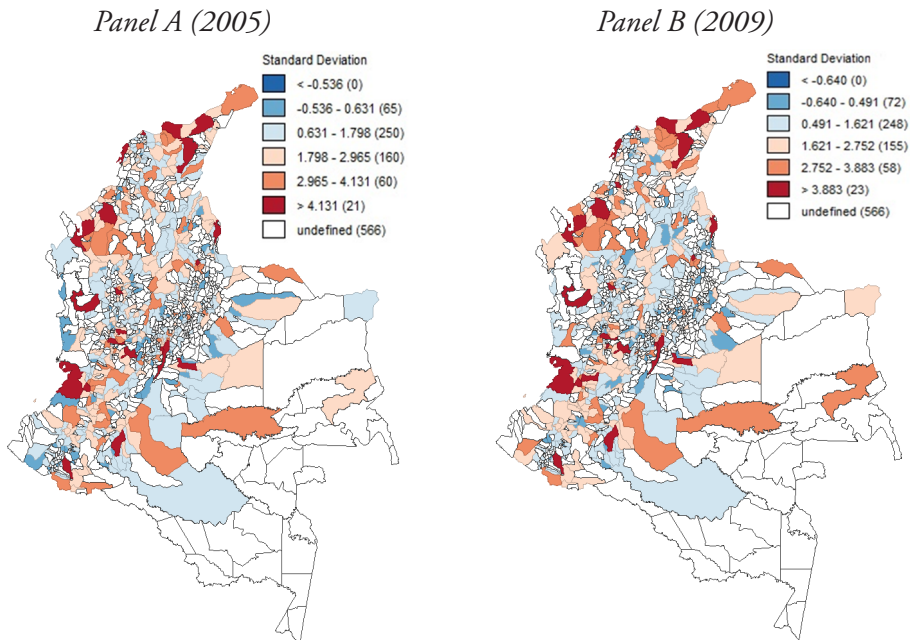
some spatial clusters for this variable, allocated in the Caribe region, which are considered zones with the greatest difficulties in health services, corruption and fiscal performance.

Table 2. Moran Test for Spatial Dependence

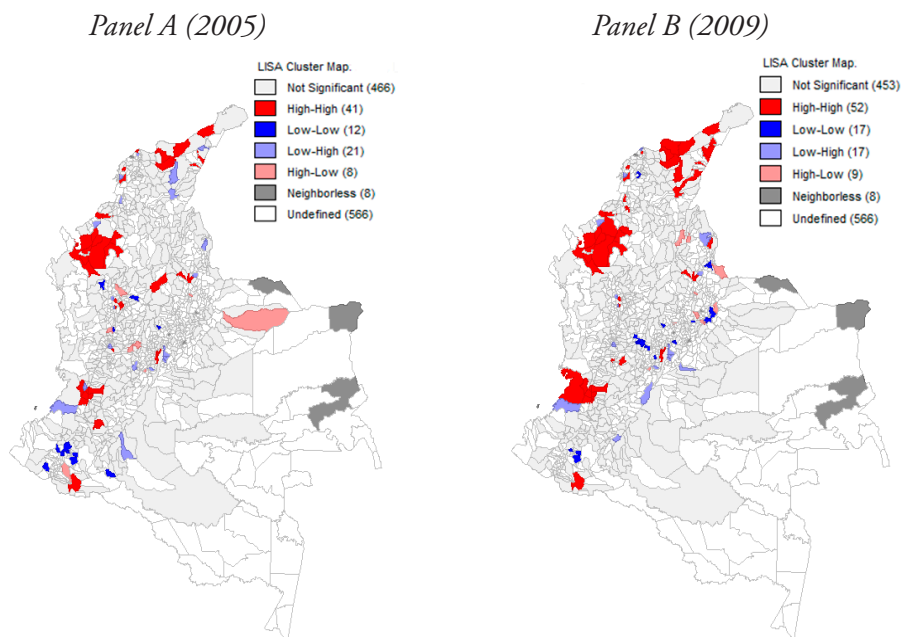
Year	χ^2	Prob. $> \chi^2$
2005	20,71	0,000
2006	15,54	0,000
2007	12,40	0,000
2008	3,23	0,072
2009	3,31	0,068

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

Figure 1. Standard Deviation Maps



Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

Figure 2. LISA Maps

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

The previous technical arguments state that the inclusion of spatial effects is important in the analysis of health variables and that space plays an important role in its dynamics. It is important to point out that this document proposes that the most appropriate space empirical model should be the Spatial Autocorrelation model (SAC), as this model allows us to include the spatial effects of the endogenous variable and the spatial factors of the error term corresponding to the omitted variables, which in the present analysis is significant. This is because there are not enough explanatory variables at the municipal level to reduce this omission. Additionally, the inclusion of a more complex model such as the General Nested model is not adequate, since significance and accuracy are lost in the model (Elhorst, 2014).

To make the identification of the most suitable spatial panel model, estimates of the data panel models are initially made without considering the

spatial effects. Table 3 presents the results of the estimation of the pooled model by fixed effects and random effects. Then Table 4 presents the results of the tests that show that the most indicated for this case is the panel model with fixed effects.

Table 3. *Pooled Estimates, Fixed Effects (FE) and Random Effects (RE)*

Variable	Pool	FE	RE
Deaths_minors			
Population	0,1279***	-1,3258***	0,1570***
Ind_rural	0,0463***	1,0915***	0,0700***
Subsidized	0,2366***	-0,11048*	0,1385***
Born	0,5410***	0,1965**	0,5306***
Born_lw	0,1803***	0,1142***	0,1311***
Deaths_total	-0,0238	0,6888***	0,0952***
Fiscal_perf	-0,6097***	-0,1106	-0,5218***
Inves_sanit	0,02057**	0,0138	0,0183**
Inves_health	-0,0250***	-0,0101	-0,02015**
Constant	-2,9081***	12,9122***	-2,9680***

Note: * $p < ,1$; ** $p < ,05$; *** $p < ,01$.

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

From the previous results it can be pointed out that some relevant findings are found, such as the increase in health coverage by the subsidized regime for people in unfavorable conditions, which decreased infant mortality. Similar results also occur in the comparison between the fiscal performance and investment in health.

On the other hand, it is found that investment in water and sanitation has the opposite effect, which may be a sign of how slow and inefficient investment is in this area of Colombian municipalities.

Subsequently, the spatial panel estimates are made for the SAC, Spatial Autoregressive model (SAR), Spatial Error model (SEM) and Spatial Durbin model (SDM) and their respective Akaike Information Criteria (AIC), to

observe which is the most indicated. The results of these spatial estimates are presented in Table 5, which confirm that the best specification is the corresponding one in the SAC model.

Table 4. *Hausman Test*

	Coefficients			
	Fixed effect	Random effect	Difference	S.E.
Population	-1,3258	0,1570	-1,4829	0,3329
Ind_rural	1,0915	0,07001	1,0215	0,3734
Subsidized	-0,1104	0,1385	-0,2490	0,0449
Born	0,1965	0,5306	-0,3341	0,0583
Born_lw	0,1142	0,1311	-0,0169	0,0171
Deaths_total	0,6888	0,0952	0,5935	0,0483
Fiscal_perf	-0,1106	-0,5218	0,4111	0,0684
Inves_sanit	0,0138	0,0183	-0,0045	0,0025
Inves_health	-0,0101	-0,0201	0,0099	0,0019
Test:	Coefficient	p value		
(FE-RE) = 0	280,53	0		

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

The development of the empirical strategy in the previous section, supports the inclusion of spatial factors through the SAC model for the analysis of infant mortality at the municipal level. Table 6 presents in more detail the results of the estimation of the empirical specification in a spatial panel model SAC and Table 7 presents the direct, indirect and total effects of the model. In the results of the estimation of the SAC spatial model, it can be observed that there is a statistical significance of the spatial factors, both of the dependent variable in space, and of the term of spatial error, for which it is confirmed that inclusion is important of these effects within the analysis of health variables within the Colombian territory. It should be noted that there is a significance among some of the control variables, which is a sign that they are determining variables in the number of deaths of children under 1 year old at the municipal level. Additionally, although some coefficients lose

significance, the signs are still consistent with the previous results of the panel estimates for fixed effects.

Table 5. Spatial Panel Estimations

Variable	SAR	SAC	SEM	SDM
Deaths_minors				
Population	-1,310***	-1,250***	-1,320***	-1,101***
Ind_rural	1,0564***	1,0241***	1,0746***	0,6200
Subsidized	-0,1047*	-0,0843	-0,1094*	-0,0288
Born	0,1923**	0,1702**	0,1965**	0,1724**
Born_lw	0,1145***	0,1106***	0,1145***	0,1196***
Deaths_total	0,6852***	0,6765***	0,6867***	0,6758***
Fiscal_perf	-0,1045	-0,1155	-0,1061	-0,0313
Inves_sanit	0,0135	0,0132	0,0137	0,0115
Inves_health	-0,0098	-0,0102	-0,0099	-0,0068
Spatial				
Deaths_minors	0,0563	0,2802***		0,0213
Spatial error		-0,2682**	0,0297	
Population				-0,1851
Ind_rural				1,7312*
Subsidized				-0,0376
Born				-0,0209
Born_lw				-0,0660
Deaths_total				0,2982*
Fiscal_perf				-0,5675*
Inves_sanit				0,0106
Inves_health				-0,0321
constant	0,4423***	0,4385***	0,4425***	0,4406***
Statistics				
AIC	2.706,0755	2.704,4176	2.707,2603	2.706,4151
Observation	556	556	556	556

Note: * $p < ,1$; ** $p < ,05$; *** $p < ,01$.

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

Also, it is important to highlight that the results of the estimations confirm the perception of vulnerability faced by rural populations and are met with precarious access and with high difficulties to the health system. The coefficient of the rurality index shows high sensitivity and positive

relationship with the death of children under 1 year. It can also be observed that the significance and the positive sign of the spatial correlation of the dependent variable, confirm that the spatial factors of the death of children

Table 6. *Effects*

Variable	dy/dx	Std.
Direct		
Population	-1,261***	0,3247
Ind_rural	1,0331***	0,3620
Subsidized	-0,0850	0,0556
Born	0,1717**	0,0752
Born_lw	0,1116***	0,0329
Deaths_total	0,6825***	0,0575
Fiscal_perf	-0,1165	0,1102
Inves_sanit	0,0133	0,0086
Inves_health	-0,0103	0,0083
Indirect		
Population	-0,2724**	0,1377
Ind_rural	0,2231*	0,1249
Subsidized	-0,0183	0,0132
Born	0,0371*	0,0219
Born_lw	0,0241*	0,0129
Deaths_total	0,1474**	0,0686
Fiscal_perf	-0,0251	0,0267
Inves_sanit	0,0028	0,0022
Inves_health	-0,0022	0,0020
Total		
Population	-1,533	0,4010
Ind_rural	1,2563	0,4443
Subsidized	-0,1034*	0,0664
Born	0,2088*	0,0906
Born_lw	0,1357*	0,0409
Deaths_total	0,8299*	0,0937
Fiscal_perf	-0,1417	0,1347
Inves_sanit	0,0162	0,0105
Inves_health	-0,0125	0,0101

Note: * $p < ,1$; ** $p < ,05$; *** $p < ,01$.

Source: own elaboration with data from the CEDE Panel (2014).

under 1 year tend to spread to nearby areas, approving the argument that public health decisions affect local people and nearby areas. On the other hand, the significance of the error term indicates that there are omitted variables that could not be included due to limitations in the information.

Also, the results presented a negative relationship with the population variable, which is because with a higher level of population in a municipality there can be generated a rise in the fiscal income and better public goods for the local population, reducing the movability to other areas for health services. For the other population variables, it is a positive relationship. Moreover, an increase in newborns with low weight has a positive relationship with the death of children under 1 year. This is a consequence of the deficiencies of the health system and insufficiency in prevention.

The direct and indirect effects show that the demographic variables produce spatial spillovers, which may be related to the interaction and social mobility that exists among the inhabitants of nearby areas, demonstrating that space is of real importance when analyzing phenomena with dependence space.

Conclusions

Within this document, we have tried to observe through traditional panel and spatial panel estimates, the effect of demographic, fiscal and health coverage variables on infant mortality in children under one year, which can be considered as data giving better understanding of the efficiency of health systems. The inclusion of spatial effects within the present analysis allows us to integrate some spatial dynamics that affects the population in social, economic and health terms, among others.

The results of the empirical strategy made in the document allow us to partially evaluate the health conditions of the Colombian population and its relationship with other variables of interest at the municipal level. In addition, these findings confirm the importance of the inclusion of spatial effects, which is a sign that the health dynamics of populations are interrelated, since the conditions of the Colombian health system imply a mobility of the

population between areas in order to obtain the health services needed. This is because not all areas of the territory have entities that provide specialized services, and in some cases, they only have access to the most basic services.

This spatial interdependence indicates that policies should be implemented to better coordinate the system and that both local and surrounding populations should be considered when designing health policies. This requires municipal administrations to consider mechanisms for interlocation and to work with their peers, resulting in the inclusion of these factors into the planning of measures that affect health conditions.

The foregoing shows us indications of how the guiding and intervening capacity, directed by the network for the period of time analyzed, is not being carried out in an articulated manner. It would be expected that with the new plans of the Ministry of Health, the performance of the Colombian health network could be improved because the objectives of the Ministry of Health would then be aligned for the entire network.

Also, it is important to point out that, despite the limited information that could be used for the development of the empirical methodology, the results provide good initial information to undertake future research. Allowing the inclusion of a greater number of variables and at the same time being more specific in the territory of analysis, such as major metropolitan areas of Colombian territory which have more information and allow in-depth study to understand the dynamics related to the efficiency of the health system and child mortality.

For future research, it would be important to include advanced econometric techniques for the inclusion of the special characteristic of dichotomous variables. Additionally, it would be relevant to have in account the identification of some proxy variables for the inclusion of more Amazonia and Orinoquia regions municipalities, as these zones have a larger extension in the country, but lower population levels. Also, these areas have the highest problems in health services and their inhabitants are isolated.

References

- Balk, D., Pullum, T., Storeygard, A., Greenwell, F. & Neuman, M. (2004). A spatial analysis of childhood mortality in West Africa. *Population. Space and Place*, 10(3), 175-216.
- Baltagi, B. H., Moscone, F. & Santos, R. (2018). *Spatial Health Econometrics. Health Econometrics (Contributions to Economic Analysis, Volume 294)*, Emerald Publishing Limited.
- Banerjee, S., Wall, M. M. & Carlin, B. P. (2003). Frailty modeling for spatially correlated survival data, with application to infant mortality in Minnesota. *Biostatistics*, 4(1), 123-142.
- Barufi, A. M., Haddad, E., & Paez, A. (2012). Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. *BMC public health*, 12(181).
- Cáceres-Manrique, F. M. (2009). El control prenatal: una reflexión urgente. *Revista Colombiana de Obstetricia y Ginecología*, 60(2), 165-170.
- Carrillo, A. (2007). Mortalidad materna en Colombia: reflexiones en torno a la situación y la política pública durante la última década. *Revista Ciencias de la Salud*, 5(2), 72-85.
- Donabedian, A. (1978). The quality of medical care. *Science*, 200(4344), 856-864.
- Donabedian, A., Wheeler, J. R. & Wyszewianski, L. (1982). Quality, cost, and health: an integrative model. *Medical Care*, 20(10), 975-992.
- Elhorst, J. P. (2014). Linear spatial dependence models for cross-section data. *Spatial Econometrics* (pp. 5-36). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Escallon, V. J., Rodríguez-Pineda, L. & Rivera, L. (2015). Modelo del comportamiento de las listas de espera en pacientes de cirugías electivas en el sistema de salud colombiano. *XIII Congreso latinoamericano de Dinámica de Sistemas*. Cartagena de indias.

- Gamper-Rabindran, S., Khan, S. & Timmins, C. (2010). The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach. *Journal of Development Economics*, 92(2), 188-200.
- Gemperli, A., Vounatsou, P., Kleinschmidt, I. B., Lengeler, C. & Smith, T. (2004). Spatial patterns of infant mortality in Mali: the effect of malaria endemicity. *American Journal of Epidemiology*, 159(1), 64-72.
- Guerrero, R., Gallego, A. I., Becerril-Montekio, V. & Vásquez, J. (2011). Sistema de salud de Colombia. *Salud Pública de México*, 53, 144-155.
- Jeleskovic, V. & Schwanebeck, B. (2012). Assessment of a spatial panel model for the efficiency analysis of the heterogenous healthcare systems in the world. *Joint Discussion Paper Series in Economics*, (18).
- Kalipeni, E. (1993). Determinants of infant mortality in Malawi: a spatial perspective. *Social Science & Medicine*, 37(2), 183-198.
- Luján, F. J. (2010). *Luces y sombras de la reforma de la salud en Colombia: Ley 100 de 1993*. Bogotá: Assalud.
- Maine, D., Akalin, M. Z., Ward, V. M. & Kamara, A. (1997). *Diseño y evaluación de programas para mortalidad materna*. New York: Centro para la Población y Salud Familiar. Facultad de Salud Pública, Universidad de Columbia.
- Ministerio de Salud y Protección Social (2016a). *Análisis de Situación de Salud. Colombia, 2015*. Bogotá: Imprenta Nacional de Colombia.
- Ministerio de Salud y Protección Social (2016b). *Política de atención integral en salud. Un sistema de salud al servicio de la gente*. Recuperado de: <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/mo delo-pais-2016.pdf>
- Pan American Health Organization (PAHO) (28 de Mayo de 2010). La Renovación de la Atención primaria de Salud en las Américas. *Redes Integradas de Servicio de Salud: Conceptos, Opciones de Política y hoja de Ruta para su implementación en las Américas*, 4. Washington D.C. Recuperado de: <https://www.paho.org/uru/index.php?option=co>

m_docman&view=download&alias=145-redes-integradas-de-servicios-de-salud-aps-n4&category_slug=publicaciones-sistemas-y-servicios-de-salud&Itemid=307

- Padilla, C. M., Deguen, S., Lalloue, B., Blanchard, O., Beaugard, C., Troude, F., Vieira, V. M. (2013). Cluster analysis of social and environment inequalities of infant mortality. A spatial study in small areas revealed by local disease mapping in France. *Science of The Total Environment*, 454-455(1), 433-441.
- Pazmiño de Osorio, S. & Guzmán-Gómez, N. (2009). Control prenatal y su impacto en la mortalidad materna: Análisis de una tendencia. *Revista Colombiana de Obstetricia y Ginecología*, 60(1), 12-18.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2015). *Objetivos de desarrollo del Milenio*. Bogotá: Nuevas Ediciones S.A.
- Rushton, G. (2003). Public health, GIS, and spatial analytic tools. *Annual Review of Public Health*, 24(1), 43-56.
- Rushton, G., Krishnamurty R., Krishnamurti, D., Lolonis, P. & Song, H. (1996). The spatial relationship between infant mortality and birth defect rates in a US city. *Statistics in Medicine*, 15(18), 1907-1919.
- Storeygard, A., Balk, D., Levy, M. & Deane, G. (2008). The global distribution of infant mortality: a subnational spatial view. *Population, Space and Place*, 14(3), 209-229.
- Torres-Preciado, V. H., Polanco-Gaytán, M. & Tinoco-Zermeño, M. A. (2017). Crime and regional economic growth in Mexico: a spatial perspective. *Papers in Regional Science*, 96(3), 477-494.
- Vélez Álvarez, G. A., Gallego Vélez, L. I. & Jaramillo Posada, D. C. (2005). Modelo de análisis de la muerte materna: Camino para la supervivencia. En Gallego, L., Gómez, J. y Escobar, A. *Modelos para el análisis de la mortalidad materna y perinatal* (33-44). Medellín: Secretaría de Salud, Alcaldía de Medellín.

Notas y Reseñas

On Argentina's Currency Crisis of 2018

Ramon Amadeo Castillo-Ponce^{1b} and Kon S. Lai^b

–Introduction. –I. Gross Economic Mismanagement. –II. Major Adverse Economic Shocks –III. Confusing Policy Moves and Loss of Credibility. –IV. An Update for the First Half of 2019 –V. A Bumpy Ride Ahead

doi: 10.17533/udea.le.n92a08

Original manuscript received 19 June 2019; final version accepted 5 September 2019

Introduction

Argentina painfully became the world's riskiest sovereign borrower behind Venezuela in 2018. Its national currency, the Argentine peso, lost more than 50 % in value against the dollar in just the first 8 months of the year, contributing to rising inflation and soaring interest rates. Argentina had to ask for financial assistance from the International Monetary Fund (IMF), and the country obtained a \$50-billion bailout package in June, the biggest loan in the IMF's history. In addition to the IMF's financing deal, Argentina's central bank jacked up its benchmark interest rate to 60 % — the highest in the world — in late August in a struggle to fight galloping inflation and stabilize the peso, which plunged to record lows.

Having rich natural resources and being one of the world's major agricultural producers, Argentina's economy – the third largest in Latin America – was supposed to be a high-income economy. How did Argentina get itself into a crisis situation with rampant inflation and a collapsing currency? Sadly, the crisis finds its root in the country's prolonged severe economic mismanagement.

^a *Ramón Amadeo Castillo-Ponce*: Professor, California State University, Los Angeles, Estados Unidos. Email: rcastil@calstatela.edu. <https://orcid.org/0000-0002-1091-2674>

^b *Kon S. Lai*: Professor, California State University, Los Angeles, Estados Unidos. Email: klai@calstatela.edu

I. Gross Economic Mismanagement

The seeds of the current crisis can arguably be traced back to the government headed by Cristina Kirchner from December 2007 to November 2015. Kirchner was elected based on her popularity among the suburban working class and the rural poor. Pursuing a populist-socialist agenda, Kirchner's government borrowed money and spent massively on both social programs and subsidies to appease and solidify her political base. As a result, Argentina's debt skyrocketed, with deficit spending financed in part by extensive foreign borrowing. Such borrowing was hardly sustainable, causing long-term problems to the economy. Nevertheless, the free-spending Argentine government did not seem to care at all. When foreign borrowing was not enough, it turned to borrowing from the central bank to fund public spending, leading to rapid money growth and rising inflation. The government even nationalized private pension funds to pay its debt.

The deficit-financed spending spree drove both inflation and interest rates up. The more the Argentine government borrowed, the more expensive credit became for private businesses. High borrowing costs – coupled with increasingly tough regulations of the private sector – strangled business investment, leaving Argentina's economy in disarray and unemployment surging. As the economy deteriorated, tax receipts fell substantially, further worsening the government's fiscal position. Meanwhile, Argentina's inflation kept going up, reducing its export competitiveness. The country's persistent fiscal deficit also drove up demand for imports and contributed to a widening current account deficit. This made Argentina even more reliant on foreign capital inflows to finance its deficit, thereby increasing the country's vulnerability to capital outflows.

The center-right Mauricio Macri, a former mayor of Buenos Aires, got elected and took office as the new President of Argentina in December 2015 on campaign promises to revive an economy crippled by his predecessor's populist social programs and regulations. The problems of rocketing inflation and excessive foreign debt, however, proved to be too daunting for the new Argentine government to solve anytime soon. In fact, the country's foreign debt continued to soar under Macri's government. Apparently,

there was no easy solution. Any efforts to roll back public spending and subsidies put in place by the previous Kirchner administration could likely raise social discontent and meet strong political opposition. While Macri's government struggled to cut deficits, tame inflation, and service debt in foreign currencies, the country's already dire situation was exacerbated by two significant unfavorable events beyond Macri's control – one domestic and the other one external.

II. Major Adverse Economic Shocks

Export earnings are vital for Argentina because they can help generate foreign exchange revenues needed to pay for imports and to service and repay foreign debt. Argentina's agriculture industry is its key engine of growth, with processed and unprocessed products of agricultural origin (e.g., soybean, corn, and wheat) accounting for more than half of the country's exports. Unfortunately, Argentina was hit by a historical drought in the 2017-2018 growing season. The drought dealt a serious blow to Argentina's exports and tax collection, causing its economy to contract. This heightened the country's economic frailty.

Additionally, the continuing strength of the U.S. dollar made Argentina's situation even worse. The Federal Reserve's rate hiking cycle was well under way as the U.S. economy got stronger. The rising U.S. interest rates induced investors to pull money out of emerging-market countries like Argentina, thereby piling considerable pressure on the Argentine peso. Moreover, the marked depreciation of the peso pushed up import costs and fueled higher inflation in the Argentine economy. A stronger dollar also made Argentina's sizeable dollar debt more difficult to service and repay, thus further deepening the nation's economic woes.

Soaring price inflation weighed heavily on Argentinians as well. Faced with high inflation and rapid losses in purchasing power of the peso currency, Argentinians chose to convert their pesos into dollars for their savings and overseas investments, thus putting a drain on the country's foreign exchange reserves. In addition, growing debt payments and energy imports further caused central bank reserves to deplete quickly. In an effort to stem capital

outflows, Kirchner's government introduced strict capital controls in 2011, placing tough restrictions on dollar buying. This spurred the growth of a robust black market for dollars, as a lot of Argentinians rushed to purchase dollars on the black market to protect their wealth. The foreign currency controls were eventually lifted by Macri's government in 2016 to eliminate illegal currency exchanges and to improve Argentina's ability to attract foreign capital. In any case, as the supply of pesos grew much faster than the demand under both Kirchner's and Macri's governments, the Argentine currency kept drifting lower and lower against the dollar over time. Amid runaway inflation and persistent peso weakness, Argentinians were losing confidence in the local currency. To protect their money, they preferred buying goods or hoarding dollars over holding pesos. This pushed inflation up and drove the peso down even more.

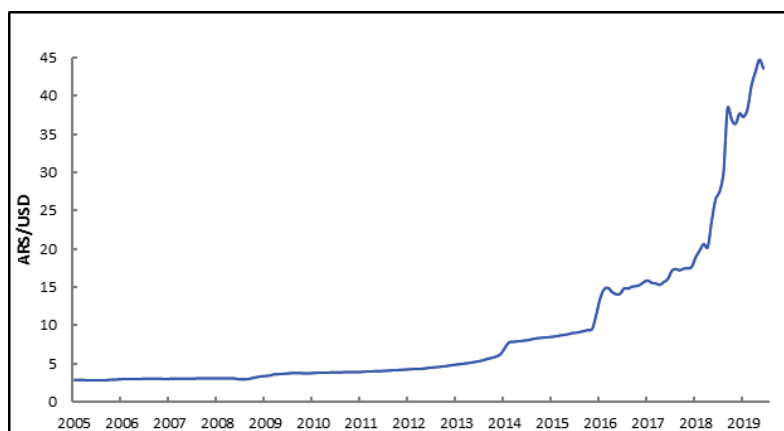
III. Confusing Policy Moves and Loss of Credibility

In January 2018, the Argentine central bank shockingly cut its policy rate by 1.5 percentage points to 27.25% even when inflation expectations were deteriorating fast and actual annual inflation was running at over 20%. Just a month earlier, the central bank already startled investors by loosening its inflation target for 2018 from 12% to 15%. Such confusing policy moves raised serious doubts over the credibility of Argentina's central bank to tame inflation. This intensified investors' growing skepticism about the pace and efficacy of the Macri administration's strategies to combat inflation, cut the fiscal deficit and shore up government finances. With both inflation and government spending kept spiraling out of control, the government was viewed to be too slow to tackle Argentina's serious structural problems.

About 3 months later, many investors appeared to have lost their patience and faith in the Argentine government. It was a huge disappointment that Argentina's economy remained struggling with spiraling inflation, falling currencies, and mounting debt burden with no end in sight anytime soon. With recession looming, investors were increasingly concerned that Argentina could soon default on its debt obligations. Besides, the surging rates in the U.S. would only add pressure on the peso, making it even harder for Argentina

to service dollar debt. The elevated default risks, along with growing fears of further weakness in the peso, prompted foreign investors to pull money out of Argentina's stocks and bonds. As more and more wary investors fled, currency markets witnessed a large-scale selloff of the peso (see Figure 1).

Figure 1. *The US Dollar (USD) to Argentine Peso (ARS) Exchange Rate in Monthly Averages*



Source: FRED Database, Federal Reserve Bank of St. Louis.

In a bid to stabilize the peso and bring inflation under control, the central bank of Argentina raised its policy rate 3 times between April 27 and May 4 by a total of 12.75 percentage points to 40%. This came after days of heavy market intervention by the central bank to defend the peso. The market intervention operations caused a steep decline in foreign currency reserves at the central bank. The Argentine government quickly sought financing help from the IMF. In June 2018, Argentina secured a 3-year, \$50 billion credit line from the IMF to help restore investor confidence. The size of this loan package was the largest ever in the IMF's history.

Unfortunately, the peso suffered another round of selloff in August 2018. This latest selloff came amid a broad run on emerging-market currencies. With a similar currency crisis unfolding in Turkey, investors' risk tolerance for emerging-market assets fell sharply. The renewed U.S.-China trade tensions also unnerved financial markets and soured investor risk sentiment.

Given Argentina's excessively high debt, its economy was one of the most vulnerable to financial contagion of emerging-market crises. The peso's plunge underscored the retreat of foreign capital and put intense pressure on Argentina's central bank to lift rates much higher.

To prop up the peso, the Argentine central bank promptly raised its policy rate by 5 percentage points to 45 % in mid-August. The rate hike failed to stop the peso from sliding further, nonetheless. Investors grew increasingly doubtful about the commitment and capability of Macri's government to contain inflation, deficits, and debt at some manageable levels. Indeed, Argentina's problems were expected to get even worse. The country's inflation would accelerate due to the falling peso. Argentina's annual inflation rate went up to 34.4 % in August from 26.4 % following the peso's big drop in May. As the peso plummeted further in August, Argentina's foreign debt became much more expensive to service, heightening fears that the country would not be able to meet its debt obligations for 2019. This, in turn, intensified capital flight, thereby exacerbating the peso depreciation pressure. Investors were thus caught in a negative feedback loop whereby selling led to more selling.

On August 29, Macri's government further rattled investors when announcing that it requested the IMF to speed up disbursement of bailout money. The peso tumbled about 8 % against the dollar to a record low on the announcement. The news was interpreted by the market as a sign that government finances were in desperate shape, deepening concerns about the country's ability to meet its debt obligations next year. Despite central bank interventions, the peso's fall continued to escalate during the following day's trading session. The currency nosedived another 13 % on the day, marking a more than 50 % loss in value since the year's start. As the peso was in free fall, the Argentine central bank hiked its policy rate sharply by 15 percentage points to 60 % – the world's highest – on August 30. The central bank also indicated that the rate would not be decreased at least until December.

To ease investor concerns over the government's ability to cover its finances through 2019, Argentina sought additional financial support from the IMF and got a boost in the country's credit line to \$57 billion – along

with faster disbursements of loan funds – in late September. Moreover, as part of a revised agreement with the IMF, the country embarked on a major policy shift by focusing on curbing money supply growth to rein in inflation. Its central bank would target zero monetary base growth until June 2019. Starting in October 2018, Argentina's central bank would aggressively sell high-interest short-term bills, known as Leliq notes, to local financial institutions through daily auctions to mop up excess peso liquidity from the banking system. The liquidity drain greatly reduced the supply of pesos in circulation and that helped shore up and stabilize the currency. Nonetheless, the central bank's new policy could provide only temporary relief to the peso. A more permanent solution would be for the government to bring its fiscal deficit under control. Indeed, many market analysts doubted the sustainability of the new monetary strategy because the tight liquidity squeeze would have very negative effects on the economy. The surge in new issuance of high-yield Leliq notes could not only be costly but also risky because it would saddle the Argentine central bank with excessive debt.

What would come next? Argentina's economic crisis might not be totally over yet, and the peso could likely remain volatile for the foreseeable future. Argentina's inflation was expected to go even higher, thanks to a tumbling peso. Its fiscal deficit remained dangerously high, and the government had been too slow to reduce it. With any further rate hikes by the Fed in the U.S., the peso could face renewed selling pressure. If the peso continued to get weaker, Argentina would find it even more difficult to pay its enormous debt. Luckily, the Fed decided to pause the rate hike cycle in January 2019 in light of adverse developments in global economic and financial conditions as well as muted inflation pressures in the U.S. The Fed's inaction on rates brought Argentina some respite from its currency crisis. Nonetheless, Argentina's credibility with international investors was badly damaged. The Argentine peso would remain one of the most vulnerable currencies in emerging markets unless the country could get its government finances in order quickly and cut its debt significantly.

IV. An Update for the First Half of 2019

Bring down high inflation appeared too challenging for Argentina. Despite its central bank's ultra-tight monetary policy stance, Argentina's inflation rate continued to spike, running at an annual rate of nearly 55 % in March and then over 57 % in May before edging down to just under 56 % in June. The rampant inflation, together with a biting economic recession, was fueling poverty and making life increasingly difficult for Argentinians. In fact, Argentina's poverty rate already reached 32 % at the end of 2018, up more than 6 percentage points from the year before according to the country's statistics agency, INDEC. Amid growing discontent over raging inflation, austerity measures, and rising poverty, Macri's popularity took a big dive.

The strong inflation inertia shown in the data from the first 3 months of 2019 alarmed the Macri's administration. With his left-wing populist rivals, Alberto Fernández and former President Cristina Kirchner, rising in the polls, there were growing concerns that Macri could lose his reelection bid in October later this year. This prompted Macri to roll out a number of short-term measures in mid-April, aiming at easing price pressures and providing some relief to hard-hit Argentinians. The prices of 60 basic food items would be frozen for at least 6 months. In addition, a freeze was put on the prices of public services such as electricity, gas, and public transportation for the rest of the year. Furthermore, retirees and recipients of government benefits would be offered subsidized credit lines and price discounts – ranging from 10 % to 25 % – at various businesses. Pension agency loans would also be provided to aid pensioners when needed. The government would help out small and mid-size enterprises (SMEs) as well by offering a better payment plan for their taxes. Export taxes for some SMEs could be waived under certain conditions.

The introduction of these voter-wooing measures might be too little too late, however. They were not sufficient to calm investor nerves as political risk soared. Investors increasingly feared that a possible return of a populist, leftist administration would open the door to sovereign default, debt restructuring, and capital control policy again. When a new poll suggested that Kirchner could beat Macri in an election run-off, it triggered a market selloff in late

April, with Argentine bonds plummeting and sinking into distressed territory. Trading in credit-default swaps indicated that the market was pricing a more than 60 % chance of a potential default over the next 5 years. Although Argentina's economy did poorly under Macri, many investors were worried that a new populist government would do worse. The market selloff showed just how little confidence investors had in Macri's rivals. As risk aversion intensified, nervous investors pulled money out of Argentina, sending the peso down sharply. The peso fell to a record low of 44.98 ARS per USD in May before recovering somewhat to 42.28 ARS per USD by the end of June. For the first 6 months of 2019, the peso lost over 11 % of its value against the dollar. The tumbling peso could add to inflation worries, further eroding support for Macri.

V. A Bumpy Ride Ahead

For the remaining half of 2019, political uncertainty is expected to weigh heavily on Argentina's financial markets, and election developments will likely drive market sentiment and volatility. If investors see an increasing likelihood of a return of a left-wing populist administration, which raises the risk of sovereign default, Argentine bonds and the peso will come under extreme selling pressure. Will Argentina slip into a financial crisis again? Like it or not, that can depend on the outcomes of a hard-to-call presidential election race. Market participants may want to buckle up for a turbulent ride ahead.

POLÍTICA Y GOBIERNO

VOL. XXVII, NÚM. 1
CIUDAD DE MÉXICO, PRIMER SEMESTRE DE 2020

ARTÍCULOS

LUCAS GABRIEL CHRISTEL ■ Resistencias sociales y legislaciones mineras en las provincias argentinas: Los casos de Mendoza, Córdoba, Catamarca y San Juan (2003-2009)

SANTIAGO BASABE-SERRANO ■ ¿En qué medida la independencia judicial incide sobre la presencia de mujeres en altas cortes de justicia?: América Latina en perspectiva comparada

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

JOSÉ ANDRÉS DÍAZ GONZÁLEZ ■ Las preferencias del electorado en la segunda ronda presidencial de 2018 en Costa Rica: Un modelo de socialización política
Y STEPHANIE CORDERO CORDERO

ENSAYO BIBLIOGRÁFICO

ALBERTO TENA CAMPORESI ■ La complejidad de una idea simple: La investigación sobre el ingreso básico universal en la actualidad

DEBATE

MARCO ESTRADA SAAVEDRA, ■ Los movimientos sociales y los procesos de democratización: Un debate en torno a *The Zapatista Movement and Mexico's Democratic Transition. Mobilization, Success, and Survival*
MIGUEL ARMANDO LÓPEZ LEYVA
Y MARÍA DE LA LUZ INCLÁN OSEGUERA
de María Inclán



CIDE

Estructura histórica, social y política de Colombia, de Fernando Guillén Martínez*

Christian Robles-Báez^a

doi: 10.17533/udea.le.n92a09

Primera versión recibida el 23 de mayo de 2019; versión final aceptada el 3 de septiembre de 2019



La desigualdad social ha sido una característica constante y expandida en toda América Latina, y a pesar de que la región ha emprendido importantes y significativas transformaciones políticas, económicas, demográficas e, incluso culturales, la desigualdad se mantiene arraigada en nuestras sociedades. El libro *Estructura histórica, social y política de Colombia*, del historiador y sociólogo

* Guillén Martínez, F. (2017). *Estructura Histórica, Social y Política de Colombia*. Bogotá: Editorial Planeta S. A.

^a *Christian Robles-Báez*: estudiante del doctorado en Historia, Stanford University, Estados Unidos. Dirección electrónica: robles-baez@stanford.edu

Fernando Guillén Martínez ofrece algunas pistas clave para entender el por qué de esta situación. De acuerdo con el autor, una mentalidad elitista y tolerante a la estructura desigual es una de las bases en las que se sustenta esta situación. Según él, dicha mentalidad puede identificarse con claridad en los valores culturales de la España de la Edad Media, los cuales luego fue traídos a América por los conquistadores ibéricos.

El libro de Guillén Martínez fue publicado originalmente en 1963, con el título de *Raíz y futuro de la revolución*. La palabra “raíz” en esta primera edición es clave para entender el mensaje general del libro, pues lo que el autor intenta hacer es “desenterrar” los orígenes de la mentalidad colombiana frente a la desigualdad. Curiosamente, la segunda edición del libro se publicó más de medio siglo después, en 2017, pero, para esta nueva edición, el libro lleva otro nombre, el nombre que originalmente Guillén Martínez le había dado y que sus herederos decidieron respetar. ¿Por qué un libro al parecer olvidado volvió a aparecer después de tanto tiempo? Desde luego, el contexto actual del país ha sido importante. Después de varias décadas de un intenso conflicto armado entre guerrillas, paramilitares y gobierno, Colombia finalmente alcanzó la firma de un proceso de paz. Aunque esto no ha significado el fin de la violencia en el país, ni siquiera el desarme total de los grupos insurgentes, la verdad es que el proceso de paz ha permitido que otros asuntos como la amplia desigualdad que afronta el país ganen espacio en el debate público.

Según Guillén Martínez, “ninguna región en el mundo presenta hoy una estructura político-social que a la vez sea tan injusta y tan difícil de combatir” (p. 15) como América Latina. Desde el comienzo de su texto, el autor afirma que la desigualdad social no es simplemente el resultado de factores económicos; de hecho, según él, detrás de los fenómenos económicos existen “actitudes psicológicas de naturaleza histórica” (p. 17). Así pues, la estructura desigual no está determinada simplemente por quién tiene los medios de producción, como lo sugeriría un enfoque marxista, sino que en realidad está sustentada en una mentalidad elitista que favorece una estructura social desigual. ¿Cuáles son entonces los orígenes de esta mentalidad?

Guillén Martínez explica que en la Edad Media la península ibérica era diferente de otras regiones de Europa occidental: mientras que en regiones

como Francia o Inglaterra se estableció el feudalismo con propiedad, la península parecía tener una estructura social más igualitaria. Como el autor señala, la fuerte presencia de árabes, moros y judíos creó una sociedad diversa y relativamente más libre. Posteriormente, con el avance del cristianismo, se permitió el ascenso del campesinado a la aristocracia mediante la conquista de tierras y la expulsión de estas de los que fueran “no cristianos”. Entonces, a diferencia del resto de Europa, en la península los siervos podían volverse nobles solamente conquistando tierras en nombre de la fe cristiana. En resumen, en España y Portugal existía una mayor movilidad social y la entrada a la nobleza no estaba completamente restringida como en las otras sociedades fuertemente feudales. Esta situación creó un deseo insaciable por ascender socialmente (el sueño de ser noble) que no existía en otras partes de Europa simplemente porque en ellas no era posible.

En este contexto, la tierra y el cristianismo se volvieron los emblemas de la superioridad y la nobleza en la península ibérica. A diferencia de otras partes de Europa, donde la nobleza comenzó a verse como la clase opresora a la cual era necesario extinguir, en la península la nobleza se convirtió en el ideal que todos querían conseguir. Esto lleva a una paradoja que el autor resalta en su libro: una sociedad inicialmente más equitativa y con mayor movilidad social se volvió tolerante a la estructura desigual, por lo cual, en vez de desarrollarse una mentalidad antijerárquica y antiaristócrata, se buscó ser noble a cualquier precio. En un comienzo, los árabes y los moros fueron los expulsados y subyugados; pero luego, en América, los cristianos ibéricos encontraron vastas poblaciones y tierras para subyugar y conquistar. Se encontraban así las dos ansiedades básicas que el autor identifica en los ibéricos: el anhelo de poseer tierra y la desesperada necesidad de obtener vasallos: ambos símbolos de nobleza. Esta mentalidad elitista, basada en la necesidad de distinguirse sobre los demás, es lo que el autor llama *hidalguismo*.

Para Guillén Martínez, el *hidalguismo* se mantiene por lo menos hasta cuando escribió su obra (1963), con otros sistemas económicos, pero bajo la misma lógica. Si hay algo malo en la desigualdad es estar abajo, pero no la estructura en sí misma, por eso los esfuerzos no se centran en cambiar el orden establecido sino en ascender individualmente a costa de los demás. Esta segunda edición del libro cuenta con tres partes. Las dos primeras (que

he reseñado hasta aquí) se centran en buscar la *raíz* de la mentalidad hidalga, mientras que la última parte está dedicada al *futuro de la revolución*, que no es otra cosa que un análisis sobre cómo podrían cambiar las cosas. Para este historiador, no basta con generar más riqueza o con romper la estructura económica feudal; de hecho, él señala que la industrialización y el capitalismo ampliaron aún más las oportunidades de oprimir socialmente. En sus palabras, simplemente “ha cambiado de ropajes la secular actitud popular pero no se ha alterado su esencia” (p. 238). En vez de aspirar a un título nobiliario, ahora se aspira al título de “doctor”, pero en el fondo ha permanecido la misma lógica: la ansiedad por sentirse superior a los semejantes, ver al vecino como un competidor y como la persona con la cual se puede saciar el deseo reprimido de superioridad, y no como un compañero en la lucha por la equidad.

Curiosamente, en el mismo año en que Guillén Martínez publicó la primera edición de su obra, E.P Thompson publicó *The Making of the English Working Class*. Resulta inevitable establecer algunas relaciones entre ambos libros; aunque fueron escritos y pensados para sociedades diferentes (la inglesa y la colombiana) en ambos libros se revalúa la supremacía del materialismo del enfoque marxista clásico y se recalca la estrecha relación de los aspectos socioculturales con el ámbito económico. Aunque no es nada novedoso para la época, ambos libros parten de la nación como su unidad de análisis. Ambos libros tienen una fuerte influencia de Weber y sus tesis sobre el impacto de los aspectos culturales en los resultados económicos; tanto para E.P Thompson como para Guillén Martínez, las explicaciones economicistas sobre la desigualdad no son suficientes. En este sentido, ambos libros son ejemplos interesantes del uso de la teoría social en la historia. A pesar de estas similitudes, el rumbo de ambos libros fue muy diferente después de sus publicaciones: mientras que E.P Thompson se convirtió en un referente obligado de la historiografía inglesa, el texto de Guillén Martínez pareció ir cayendo gradualmente en el olvido. La segunda edición que Ariel se ha atrevido a publicar en 2017 es ciertamente el rescate de una obra crucial en la historia intelectual colombiana; pero además un texto crítico para entender nuestra sociedad colombiana contemporánea y hacernos más consientes de las raíces de la profunda desigualdad que continuamos padeciendo.

Índice de Evaluadores

Pares académicos

Para las ediciones 89, 90, 91, 92 la revista *Lecturas de Economía* ha contado con la colaboración de 154 docentes e investigadores como evaluadores anónimos de los artículos propuestos para publicación, de los cuales 14 (9 %) hacen parte de la Universidad de Antioquia, 74 (48 %) participaron como evaluadores externos nacionales y 66 (43 %) son evaluadores externos internacionales.

Universidad de Antioquia

Alexander Tobón	Ph.D. en Economía	alexander.tobon@udea.edu.co
Danny García	Ph.D. en Políticas Públicas	danny.garcia@udea.edu.co
David Tobón Orozco	M.Sc. en Economía	david.tobon@udea.edu.co
Carlos Alexander Grajales	M.Sc. en Matemáticas Aplicadas	alexander.grajales@udea.edu.co
Edwin Torres Gómez	Ph.D. en Economía	esteban.torres@udea.edu.co
Eduardo Bolaños	D.E.A. en Economía Matemática y Métodos Estadísticos	edobolanos3@gmail.com
Gabriel Jaime Vélez Cuartas	Ph.D. en Ciencias Sociales y Políticas	gjaimvelez@udea.edu.co
Héctor Mauricio Posada	Ph.D. en Economía	hector.posada@udea.edu.co
Jaime Alberto Montoya	M.Sc. en Economía Matemática	jaimemontoyaa@udea.edu.co
Jorge Hugo Barrientos	Ph.D. en Economía	jorge.barrientos@udea.edu.co
Juan David Osorio	M.Sc. en Economía del Medio Ambiente y de los Recursos Naturales	juan.osorio35@udea.edu.co
Liliana Gallego	Ph.D. en Economía Aplicada	lilianam.gallego@udea.edu.co
Remberto Rhenals	Especialista en Política Económica	remberto.rhenals@udea.edu.co
Yady Marcela Barrero	Ph.D. en Economía	yady.barrero@udea.edu.co

Evaluadores Externos Nacionales

Adrián Saldarriaga Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Ingeniería casaldarriagai@unal.edu.co
Alcides de Jesús Padilla Universidad del Atlántico	M.Sc. en Ciencias Económicas alcidespadilla@mail.uniatlantico.edu.co
Alexandra Montoya Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Ciencias Económicas lamontoyar@unal.edu.co
Álvaro Gallardo Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca	Ph.D.(c) en Filosofía lgallardo@unicolmayor.edu.co
Andrés Mauricio Vargas Pérez Universidad del Norte	Ph.D. en Economía andresmv@uninorte.edu.co
Andrés Zambrano Universidad de los Andes	Ph.D. en Economía ja.zambrano@uniandes.edu.co
Álvaro Moreno Universidad Nacional de Colombia	M.A. en Economía amoreno65@yahoo.es
Camilo Almanza Ramírez Universidad del Norte	Ph.D. en Economía almanza@uninorte.edu.co
Carlos Alberto Montoya Universidad Pontificia Bolivariana	Ph.D. en Filosofía carlos.montoya@upb.edu.co
Carlos Andrés Catañeda Orjuela Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Salud Pública ccastanedao@ins.gov.co
Carlos Humberto Ortiz Universidad del Valle	Ph.D. en Economía carlos.ortiz@ correounivalle.edu.co
Carlos Wladimir Gómez Universidad del Valle	Ph.D. en Ciencia Política carlos.w.gomez@correounivalle.edu.co
Christian Posso Banco de la República	Ph.D. en Economía cpososu@banrep.gov.co
Clara Inés Villegas Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía Ambiental civilleg@unal. edu.co
Dora Elena Jiménez Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía dejimen0@unal.edu.co
David Rodríguez Guevara Instituto Tecnológico Metropolitano de Medellín	M.Sc. en Administración Financiera david.rodriguez@itm.edu.co

- Edgar Samuel Jaramillo**
Universidad de los Andes
Ph.D. Urbanismo y Desarrollo
ejaramil@uniandes.edu.co
- Edilberto Rodríguez**
Universidad Pedagógica y Tecnológica
de Colombia
M.Sc. en Economía
edilberto.rodriguez@uptc.edu.co
- Edwin Hernández**
Universidad del Valle
M.Sc. en Economía Aplicada
edwinarbeyh@gmail.com
- Elkin Muñoz**
Universidad de Caldas
Ph.D.(c) en Estudios Territoriales
dexter118@gmail.com
- Enrique Gilles**
Universidad EAN
Ph.D. en Ciencias Sociales
egilles@universidadean.edu.co
- Erika Londoño**
Instituto Colombiano para la Evaluación
de la Educación Icfes
M.Sc. en Economía
elortega@contratista.icfes.gov.co
- Fernando Rello Espinosa**
Universidad Nacional Autónoma de México
Ph.D. en Economía
rello@unam.mx
- Francisco Correa**
Universidad de Medellín
M.Sc. en Ciencias Económicas
fcorrea@udem.edu.co
- Gabriel Penagos**
Universidad Javeriana
Ph.D. en Finanzas
penagosi@javeriana.edu.co
- Gloria Isabel Carvajal Peláez**
Universidad de Medellín
PhD. Ingeniería de la construcción
y gestión ambiental
gicarvajal@udem.edu.co
- Gustavo Rodríguez**
Universidad Autónoma del Caribe
Ph.D. en Ciencias Sociales
Gustavo.Rodriguez51@uac.edu.co
- Harvy Vivas**
Universidad del Valle
Ph.D. en Economía
harvy.vivas@correunivalle.edu.co
- Henry Laniado**
Universidad Eafit
Ph.D. en Ingeniería Matemática
hlaniado@eafit.edu.co
- Hermes Martínez**
Consultor independiente
Ph.D. en Economía
hfmartinezm@gmail.com
- Hernando Granados**
Institución Universitaria Esumer
M.Sc. en Estudios Urbano-Regionales
hgranados@esumer.edu.co
- Iader Giraldo Salazar**
Colegio de Estudios Superiores
de Administración (CESA)
Ph.D. en Economía
iader.giraldo@cesa.edu.co

Jacqueline Gómez Corporación El Movimiento	Especialización en Gerencia de Proyectos jagojimenez@gmail.com
Jair Nefalí Ojeda Banco de la República de Colombia	Ph.D. en Economía jojedajo@banrep.gov.co
Jenny Paola Lis Fundación Universitaria Konrad Lorenz	Ph.D.(c) en Ingeniería jenny.lis@konradlorenz.edu.co
John Martínez Universidad Santo Tomás	M.Sc. en Economía john.martinez@usantoto.edu.co
Jorge Iván González Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía jorgeivangonzalez29@ gmail.com
Jorge Mario Uribe Universidad del Valle	M.Sc. en Ciencias Económicas jorge.uribe@ correounivalle.edu.co
Jorge Ramírez Zambrano Universidad Libre (Cúcuta)	M.Sc. en Evaluación y Aseguramiento de Calidad de la Educación jramirez7801@gmail.com
José Alberto Guerra Universidad de los Andes	Ph.D. en Economía ja.guerra@uniandes.edu.co
José Eduardo Gómez Banco de la República	Ph.D. en Economía jgomezgo@banrep.gov.co
José Félix Cataño Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía jfcatanom@unal.edu.co
José Guillermo García Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Ciencias Económicas jggarciaicursos@gmail.com
Juan Bairon Otálvaro Universidad del Valle	Ph.D en Estudios Políticos y Relaciones Internacionales bairon.otalvaro@correounivalle.edu.co
Juan Camilo Chaparro Cardona Universidad Eafit	Ph.D. en Economía Aplicada jchaparrc@eafit.edu.co
Juan Camilo Galvis Universidad Pontificia Bolivariana	Ph.D. en Economía jcalvisciro@gmail.com
Juan Carlos Guataquí Universidad del Rosario	Ph.D. en Sociología juan.guataqui@urosario.edu.co
Juan Carlos Sánchez Sierra Universidad de La Salle	Ph.D. en Pensamiento Social y Político jcarlossierra@gmail.com

Juan Carlos Villamizar Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Historia jvillamizar@unal.edu.co
Juan Tomás Sayago Universidad Icesi	Ph.D. en Economía jtsayago@icesi.edu.co
Julián Santiago Vásquez Universidad Autónoma Latinoamericana	Ph.D. en Economía julian.vasquez@unaula.edu.co
John Jairo Salinas Universidad de Caldas	M.Sc. en Administración jhon.salinas@ucaldas.edu.co
Karoll Gómez Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía kgomezp@unal.edu.co
Katherine Sierra Universidad Industrial de Santander	M.Sc. en Ingeniería Industrial katjulss@gmail.com
Leonardo Bonilla Banco de la República de Colombia	Ph.D. en Economía lbonilme@banrep.gov.co
Lucas Hahn de Castro Banco de la República de Colombia	Economista lhahndca@banrep.gov.co
Luis Alexander Villarraga Universidad del Norte	Ph.D. en Política Pública avillarraga@uninorte.edu.co
Luis Fernando Gamboa Universidad Jorge Tadeo Lozano	Ph.D. en Economía luisfw.gamboan@utadeo.edu.co
Luis Fernando Melo Banco de la República de Colombia	M.Sc. en Estadística lmelovel@banrep.gov.co>
Luis Gabriel Márquez Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia	Ph.D. en Ingeniería Civil luis.marquez@uptc.edu.co
Mario Enrique Vargas Universidad Eafit	Ph.D. en Filosofía mvargas@eafit.edu.co
Marleny Cardona Acevedo Universidad de Manizales	Ph.D. en Ciencias Sociales mcardona@umanizales.edu.co
Medardo Restrepo Universidad del Quindío	Ph.D.(c) en Economía Aplicada mjrestrepo@uniquindio.edu.co
Nicolás Rodríguez Asobancaria	M.Sc. en Administración de Negocios nrodriguez@asobancaria.com
Nohora Forero Consultora independiente	M.Sc. en Estudios del Desarrollo nohora.forero@gmail.com

Norbella Miranda

Universidad del Valle

Ph.D. en Ciencias de la Educación

norbella.miranda@correounivalle.edu.co

Oscar Alonso Roa

Universidad Externado de Colombia

Ph.D. en Planeamiento Urbano y Regional

oscaruex@hotmail.com

Oscar Rueda Franco

Grupo HTM

M.Sc. en Ingeniería de Recursos Hidráulicos

orueda@grupohtm.org

Ramiro Adarve Paz

Universidad Eafit

M.Sc. en Economía

radarve@eafit.edu.co

Sandra Milena Chica Gómez

Fundación Virtual Educa Colombia

M.Sc. en Economía

smchica@gmail.com

Sandra Milena Rodríguez

Universidad del Norte

Ph.D. en Economía

rsandra@uninorte.edu.co

Sandra Ximena Campagnoli

Escuela Colombiana de Ingeniería

Especialista en Geotecnia

sandra.campagnoli@escuelaing.edu.co

Santiago Arroyo Mina

Universidad Libre

Ph.D. en Economía

jsarroyo75@gmail.com

Segundo Abrahán Sanabria

Universidad Pedagógica y Tecnológica
de Colombia

Ph.D. en Ciencias Económicas

segundo.sanabria@uptc.edu.co

Evaluadores Externos Internacionales

Alberto Riella (Uruguay)

Universidad de la República

Ph.D. en Sociología

albertoriella@gmail.com

Aldo Ocampo (Chile)

Centro de Estudios Latinoamericanos
de Educación Inclusiva

Ph.D. en Ciencias de la Educación

aldo.ocampo.gonzalez@gmail.com

Alejandro Salazar (México)

El Colegio de Sonora

Ph.D. en Problemas Económicos

asalazar@colson.edu.mx

Alfredo Cesín (México)

Universidad Nacional Autónoma de México

Ph.D. en Estrategias para el Desarrollo Agrícola

alfredo.cesin@gmail.com

Ana Isabel Moreno (Francia)

Organización para la Cooperación
y el Desarrollo Económicos

Ph.D. en Economía

ana.i.moreno.monroy@gmail.com

Andrés Lazzarini (Brasil) Universidade Federal do Rio de Janeiro	Ph.D. en Economía alazzarini@gmail.com
Andrés Salamanca (Francia) University of Southern Denmark	Ph.D. en Economía salamanca@sam.sdu.dk
Arcadio Cerda (Chile) Universidad de Talca	Ph.D. en Economía Ambiental y de los Recursos Naturales acerda@utalca.cl
Bibiana Lanzilotta (Uruguay) Centro de Investigaciones Económicas	Ph.D. en Economía bibiana@cinve.org.uy
Bruno Lanfranco (Uruguay) Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria	Ph.D. en Economía Agrícola y Aplicada bruno@inia.org.uy
Carlos Ospino Hernández (Estados Unidos) Banco Interamericano de Desarrollo	Ph.D. en Economía cosp@iadb.org
Carlos José Peña (Venezuela) Universidad Central de Venezuela	Ph.D. en Ciencias Sociales carlos.pena@ucv.ve
César Falconi (Estados Unidos) Banco Interamericano de Desarrollo	Ph.D. en Economía Aplicada CESARF@iadb.org
Christian Bucio (México) Universidad Autónoma del Estado de México	Ph.D. en Economía cbuciop@uaemex.mx
Christian Ferrada (Chile) Banco Central de Chile	Ph.D. en Economía cferrada@bcentral.cl
Conny Wollbrant (Suecia) University of Gothenburg	Ph.D. en Economía conny.wollbrant@stir.ac.uk
Daniel Salinas (Bélgica) Université Libre de Bruxelles	M.Sc. en Economía dsalinas18@yahoo.com
Daniel Ventosa Santaularia (México) Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE)	Ph.D. en Economía Matemática y Econometría daniel.ventosa@cide.edu
Diego Prior Jiménez (España) Universitat Autònoma de Barcelona	Ph.D. en Economía diego.Prior@uab.cat
Eric Arias (Estados Unidos) College of William and Mary	Ph.D. en Ciencias Políticas eric.arias@wm.edu
Elvio Accinelli (México) Universidad Autónoma de San Luis de Potosí	Ph.D. en Economía Matemática elvio.accinelli@eco.uaslp.mx

- Francisco Reyes Zárate (México)**
Universidad Autónoma Metropolitana
Ph.D. en Ingeniería
fjrz@correo.azc.uam.mx
- Frederic Boehm (Francia)**
Organización para la Cooperación
y el Desarrollo Económicos (OECD)
Ph.D. en Economía
frederic.boehm@oecd.org
- Gerardo Hernández-del-Valle
(Estados Unidos)**
Columbia University
Ph.D. en Probabilidad y Estadística
gerardo@stat.columbia.edu
- Germán Alarco Tosoni (Perú)**
Universidad del Pacífico
M.Sc. en Economía
g.alarcotosoni@up.edu.pe
- Gustavo Ariel Setrini (Estados Unidos)**
New York University
Ph.D. en Ciencias Políticas
setrining@nyu.edu
- Gustavo Fajardo (Venezuela)**
CAF - Banco de Desarrollo de América Latina
Ph.D. en Economía
gfajardo@caf.com
- Harold Cardona (España)**
Universidad Complutense de Madrid
M.A. en Desarrollo Rural
hcardonat@yahoo.com
- Iván Araya (Chile)**
Universidad de Santiago de Chile
Ph.D. en Ciencias de la Administración
iarayac@live.cl
- Jorge Agüero (Estados Unidos)**
University of Connecticut
Ph.D. en Economía Agrícola y Aplicada
jorge.aguero@uconn.edu
- José Ángel Sanz (España)**
Universidad de Valladolid
Ph.D. en Ciencias Económicas
y Empresariales
angel@emp.uva.es
- José Barragán Codina (México)**
Universidad Autónoma de Nuevo León
Ph.D. en Educación
jose.barraganc@uanl.mx
- José Coelho Matos Filho (Brasil)**
Universidade Federal do Ceará
Ph.D. en Economía
jmatos@ufc.br
- Juana María Morejón (México)**
Instituto Tecnológico de Villa Hermosa
M.Sc. en Ciencias en Planificación de
Empresas y Desarrollo Regional
juamoresan59@hotmail.com
- Laura Sour (México)**
Universidad Anáhuac
Ph.D. en Políticas Públicas
laura.sour@anahuac.mx
- Liliana Galán (Argentina)**
Universidad Nacional de La Plata
Master of Library and Information Science
liliana.galan@econo.unlp.edu.ar

- Luis Fernando González (México)**
Universidad Nacional Autónoma de México
Ph.D. en Psicología
luisfgb@unam.mx
- Luis Palma (España)**
Universidad de Sevilla
Ph.D. en Ciencias Económicas y
Empresariales
lpalma@us.es
- Luz Mary Cárdenas Cárdenas (México)**
Instituto Nacional de Salud Pública
Ph.D.(c) en Ciencias en Epidemiología
merlu_85@hotmail.com
- Manuel Ramos (México)**
Banco de México
Ph.D. en Economía
mrfran@banxico.org.mx
- María Cristina Chávez (México)**
Universidad Autónoma del Estado de México
Ph.D. en Estudios para el Desarrollo
cchavezm@uamex.mx
- María Yolanda Fernández (España)**
Universidad Europea Miguel de Cervantes
Ph.D. en Periodismo
myfernandez@uemc.es
- Mario Guadalupe González (México)**
Universidad de Guadalajara
Ph.D. en Ciudad, Territorio y Sustentabilidad
inge_united@hotmail.com
- Marisa Hidalgo Hidalgo (España)**
Universidad Pablo de Olavide
Ph.D. en Economía
mhidalgo@upo.es
- Marlen Martínez Domínguez (México)**
Centro de Investigación e Innovación
en Tecnologías de la Información
y la Comunicación
Ph.D. en Estrategias para el desarrollo
agrícola regional
marlen.martinez@infotec.mx
- Miguel Ángel Martínez (México)**
Colegio de Posgraduados
Ph.D. en Filosofía
angel01@colpos.mx
- Misael Anaya Montes (Reino Unido)**
University of York
Ph.D.(c) en Economía
misael.anaya@york.ac.uk
- Modesto Guillermo Gayo (Chile)**
Universidad Diego Portales
Ph.D. en Ciencias Políticas
modesto.gayo@udp.cl
- Nicolás Cachanosky (Estados Unidos)**
Metropolitan State University of Denver
Ph.D. en Economía
ncachano@msudenver.edu
- Noemi Levy (México)**
Universidad Nacional Autónoma de México
Ph.D. en Economía
levy@unam.mx
- Nora González Navarro (México)**
Instituto Tecnológico de Sonora
M.Sc. en Administración y Finanzas
ngonzalez@itson.edu.mx
- Pablo Simón Cosano (España)**
Universidad Carlos III de Madrid
Ph.D. en Ciencias Políticas
pablo.simon@uc3m.es

Parag Waknis (India) Ambedkar University Delhi	Ph.D. en Economía parag.econ@gmail.com
Paula Beltrán (Estados Unidos) University of California Los Angeles	M.Sc. en Economía pabeltran90@gmail.com
Rafael Granillo Macías (México) Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla	Ph.D. en Logística y Dirección de Cadena de Suministro rafael.granillo@upaep.edu.mx
Ramón Castillo (Estados Unidos) California State University	Ph.D. en Economía rcastil@exchange.calstatela.edu
Santiago Lago Peñas (España) Universidad de Vigo	Ph.D. en Economía gen@uvigo.es
Santiago Tobón (Estados Unidos) Universidad de Chicago	Ph.D. en Economía tobon@uchicago.edu
Sergio Perelman (Bélgica) Université de Liège	Ph.D. en Economía sergio.perelman@ulg.ac.be
Tomas Peters (Chile) Universidad de Chile	Ph.D. en Estudios Culturales tomas.petersn@gmail.com
Valentina Viego (Argentina) Universidad Nacional del Sur	Ph.D. en Economía vviego@criba.edu.ar
Víctor Rodríguez Lizano (Costa Rica) Universidad de Costa Rica	M.Sc. en Agroeconomía econagric@gmail.com
Viktoriya Semeshenko (Argentina) Instituto Interdisciplinario de Economía Política de Buenos Aires	Ph.D. en Ciencias Cognitivas vika.semeshenko@gmail.com
Werner Kristjanpoller (Chile) Universidad Técnica Federico Santa María	Ph.D. en Ciencias Empresariales werner.kristjanpoller@usm.cl
Wincy Alejandro Guerra (México) Instituto Politécnico Nacional	Ph.D. en Matemáticas waguerra@math.cinvestav.mx
Yasmín Hernández (México) Universidad Autónoma del Estado de México	Ph.D. en Estudios Sociales yamis_h_r@hotmail.com

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:

<http://aprendeenlinea.udea.edu.co/revistas/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 8.000 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.

Revista Desarrollo y Sociedad

Nota editorial

Jorge H. Maldonado 5

Artículos

Tasa de descuento: aspectos relevantes para el licenciamiento ambiental en Colombia

Raúl Castro R., Diego A. Castro Amado y Yolanda Casallas A. 9

Trabajo y pobreza: el caso de los costureros en Argentina entre 2003 y 2018

Gustavo Ludmer, Daniel Scheingart, Federico Favata y Martín Trombeta 57

Spatial analysis of manufacturing employment in Mexico, 1984-2013

Leobardo de Jesús-Almonte, Roldán Andrés-Rosales y Yolanda Carbajal-Suárez 91

Empleo femenino en las ciudades colombianas: un método de descripción estadística

Eduardo Lora 131

Efectos de la asistencia temprana a centros de cuidado y educativos en el desarrollo infantil: evidencia para Uruguay

Noemí Katzkowicz y Martina Querejeta 181

CEDE
CENTRO DE ESTUDIOS SOBRE DESARROLLO ECONÓMICO

 Universidad de
los Andes
Facultad de Economía

Los resúmenes de los artículos pueden consultarse por medio de la página: <https://revistas.uniandes.edu.co/journal/dys>. Para compras comunicarse con la Librería Uniandes al teléfono: 339 49 49 extensión 2181. Para información sobre las guías para enviar artículos, comunicarse con el Comité

Editorial al correo revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Para suscripciones ingresar al link:

http://economia.uniandes.edu.co/suscripciones_dys

EG | Estudios Gerenciales

Journal of Management and Economics for Iberoamerica

ISSN 0123-5923

Indexada en:

Índice Nacional de Publicaciones Seriadadas, Científicas y Tecnológicas de Publindex - Colciencias; Emerging Sources Citation Index - WoS; ScienceDirect; SciELO Citation Index; SciELO; JEL; EconLit; RedALyC; Thomson Gale; RePEc; Latindex; Ulrich's; EBSCO; Dotec; DOAJ; Clase; Dialnet.

Vol. 35, No. 153, octubre – diciembre de 2019

- 1** Analysis of credit risk faced by public companies in Brazil: an approach based on discriminant analysis, logistic regression and artificial neural networks
José Willer do Prado, Francisval de Melo Carvalho, Gideon Carvalho de Benedicto y André Luis Ribeiro Lima
- 2** International entrepreneurship and Mexican listed family firms' CEO/Board characteristics
Karen Watkins-Fassler y Lázaro Rodríguez-Ariza
- 3** The influence of open innovation practices on business performance in Mexican family and non-family SMEs / Marisela-Yazmín García-Vidales, Gonzalo Maldonado-Guzmán y Sandra-Yesenia Pinzón-Castro
- 4** Analysis of dynamics, structures and agent relationships in Regional Innovation Systems
Julián-Alberto Uribe-Gómez, Diana-Patricia Giraldo-Ramírez, Luciano Gallón-Londoño, Javier-Dario Fernandez-Ledesma y Santiago Quintero-Ramírez
- 5** Influence of the organizational support on Generation Y's work motivation
Renan Godinho-Bitencourt, Jandir Pauli y Alessandra Costenaro-Maciél
- 6** Influência da folga financeira no desempenho econômico de empresas industriais brasileiras e mexicanas / Edgar Pamplona, Tarcisio-Pedro da Silva y Wilson Toshiro-Nakamura
- 7** Effects of foreign ownership and International Financial Reporting Standards on debt maturity in Chilean firms / Jorge A. Muñoz-Mendoza, Sandra M. Sepúlveda-Yelpo, Carmen L. Veloso-Ramos y Carlos L. Delgado-Fuentealba
- 8** Emprendimiento empresarial y crecimiento económico en Perú
Juan Celestino León-Mendoza
- 9** El modelo de la economía del bien común: aproximación desde el enfoque organizativo y el análisis bibliométrico / Joan-Ramon Sanchis-Palacio y Vanessa Campos-Climent
- 10** Responsabilidad Social Universitaria: una revisión sistemática y análisis bibliométrico
Pedro Duque y Luis-Salvador Cervantes-Cervantes

Suscripciones, canje y postulación de artículos
Universidad Icesi, Calle 18 No. 122-135
PBX: 555 2334, ext. 8210. Cali, Colombia
E-mail: estgerencial@icesi.edu.co
www.icesi.edu.co/estudios_gerenciales/



FACULTAD DE CIENCIAS
ADMINISTRATIVAS
Y ECONÓMICAS



núm
78 Vol. XXXVIII 2019 SPECIAL ISSUE - POSTCONFLICT COLOMBIA

Who wants violence? The political economy of conflict and state building in Colombia
Leopoldo Fergusson

Perception of the special jurisdiction for peace for incarcerated members of the military in the armed conflict in Colombia
Luis Eduardo Sandoval Garrido
Laura Carolina Riaño Bermúdez
Armando Sixto Palencia Pérez

Agroecology and integral microfinance: recommendations for the Colombian post-conflict avoiding the financialization of rural financing
Natalia Ramírez Virviescas
Sergio Monroy Isaza
Diego Alejandro Guevara Castañeda

Las Farianas: Reintegration of former female FARC fighters as a driver for peace in Colombia
Solveig Richter
Laura Camila Barrios Sabogal

Dilemmas and challenges in the territorial construction of peace
Darío I. Restrepo Botero
Camilo A. Peña Galeano

**NOTA
EDITORIAL**

Ana Arjona - Northwestern University
Francesco Bogliacino - Universidad Nacional de Colombia

núm
79 Vol. XXXIX Enero-Junio 2020 Artículos

Heterogeneidad de los asociados, estructura de capital y rentabilidad de las cooperativas no financieras en Colombia
Giovanni Andres Hernandez Salazar

Test preparation and students' Performance: The case of the Colombian high school exit exam
Silvia C. Gómez Soler
Gloria L. Bernal Nisperuza
Paula Herrera Idárraga

Intervención pública y jurisdicciones en economías metropolitanas: Una revisión teórica
César A. Ruiz

Bogotá-región en el escenario oculto. Prismas e indicadores de innovación
Florentino Malaver Rodríguez
Marisela Vargas Pérez

Pobreza multidimensional y mercado laboral en México
Rogelio Varela Llamas
Juan M. Ocegueda Hernández

Arte como inversión: construcción de un índice hedónico para medir la valorización de arte colombiano en el período 1989-2015
Leonardo Santana Viloria

Disposición a pagar por mejor calidad de aire ante la contaminación por emisiones industriales en Venezuela
GioBERTI Raul Morantes Quintana,
Gladys Rincón Polo,
Narciso Pérez Santodomingo

Contribuciones a una teoría de La innovación rural
Ana L. Burgos
Gerardo Bocco

Dos décadas de economía de la salud en Colombia
Jairo Humberto Restrepo Zea
Laura Ramírez Gómez

Pobreza, género y diferencias en la participación y ocupación en el sector informal en México
Andrea Flores
Juan Argáez

Climate shocks and human capital: the impact of the natural disasters of 2010 in Colombia on student achievement
Mauricio Giovanni Valencia Amaya

Efectos de la apertura comercial sobre la demanda de trabajo en el sector manufacturero en México
Karla Mercedes López Montes
Benjamín Burgos Flores
Alejandro Mungaray Lagarda

Efecto de la actividad económica sobre la violencia homicida: nueva evidencia a partir de datos de panel en Colombia
Juan Esteban Carranza Romero
Carlos Giovanni González Espitia
Gipsy Eliana Bocanegra Ochoa

RESEÑAS

Reseña: A lomo de mula de Germán Ferro Medina

Ana Maria Gomez Trujillo

Reseña: Frémeaux, n. (2018). Les nouveaux héritiers. Paris: seuil

Egzki Urteaga

núm
80 Vol. XXXIX 2020 SPECIAL ISSUE - STRUCTURAL CHANGE IN LATIN AMERICAN ECONOMIES

CONTACTO

Facultad de Ciencias Económicas | Universidad Nacional de Colombia
Carrera 30 N.º 45-03 | Edificio 310, primer piso, oficina Centro Editorial | Tel.: (+571) 3165000 ext. 12308
Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co | página web www.ceconomia.unal.edu.co | Bogotá D.C., Colombia.



92- enero-junio de 2020

El contexto de la trampa: análisis experimental de los determinantes de la honestidad en Buriticá, Colombia

ADOLFO ESLAVA
ESTEFANÍA GARCÍA-LUNA

Selección óptima de portafolios basada en cadenas de Markov de primer y segundo orden

JUAN MANUEL GÓMEZ
JOSÉ ALFREDO JIMÉNEZ

Dinámicas e integración de los mercados financieros de los países del TLCAN

JAVIER EMMANUEL ANGUIANO-PIÑA
ANTONIO RUIZ-PORRAS

Poniedo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia. El caso de las artes escénicas, los conciertos y el cine

NORA ELENA ESPINAL-MONSalVE
ANDREY DAVID RAMOS-RAMÍREZ
LUZ YADIRA GÓMEZ-HERNÁNDEZ

Implicaciones de los choques de prima de riesgo en una economía pequeña y abierta

JOSÉ MAURICIO GIL-LEÓN
ANDRÉS FELIPE SUÁREZ-CANTE

Sobre los determinantes de la sostenibilidad fiscal de los municipios en Colombia. El caso de Antioquia, 2008-2017

JORGE BARRIENTOS-MARIN
JUAN FELIPE QUINTERO-VANEGAS
MANUELA MENDOZA-JARAMILLO

Spatial Dynamic Effects in the Colombian Health System

LEONARDO RODRÍGUEZ-PINEDA
ANDRÉS FELIPE SÁNCHEZ-SALDARRIAGA
HELENA MARÍA CANCELADO-CARRERERO

91-julio-diciembre de 2019

Diversificación productiva y cambio estructural en economías cerradas y abiertas

CARLOS HUMBERTO ORTIZ
DIANA MARGELA JIMÉNEZ
MARÍA LILIAM JARAMILLO

Eficiencia del gasto en salud en la OCDE y ALC: un análisis envolvente de datos

DAVSI SANMARTÍN-DURANGO
MARÍA ALEJANDRA HENAO-BEDOYA
YAIR TADEO VALENCIA-ESTUPIÑÁN
JAIRO HUMBERTO RESTREPO-ZEJA

El gasto fiscal de la guerra contra los portadores de drogas ilícitas: una aproximación para Colombia

ISABEL GUTIÉRREZ
SANTIAGO TOBÓN

Predictibilidad del mercado accionario colombiano

JOSÉ IGNACIO LÓPEZ-GAVIRIA

Transmisión de los precios del arroz en Colombia y el mundo

RICARDO TRONCOSO-SEPÚLVEDA

Análisis espacial de las condiciones laborales de la mujer en el sector agropecuario en México

JORGE LÓPEZ-MARTÍNEZ
ALEJANDRO MOLINA-VARGAS

Evaluación del Servicio Público de Empleo: sus efectos en la inserción laboral formal en el Área Metropolitana de Barranquilla, Colombia

KENKIN MORALES-GONZÁLEZ
WILLIAM MANJARRÉS DE ÁVILA
SADAN DE LA CRUZ-ALMANZA

Estimación de costos del ciclo de vida para la estabilización de vías terciarias en Colombia con subproductos industriales

LAURA ISABEL MARTÍNEZ-MURILLO
YRIS OLAYA-MORALES

Publicación clasificada en categoría B por el Ministerio de Ciencia Tecnología e Innovación

—MinCiencias— en el Índice bibliográfico nacional de revistas colombianas especializadas en ciencia, tecnología e innovación —Publindex—



LECTURAS DE ECONOMÍA

Lecturas de Economía
Departamento de Economía
Universidad de Antioquia | Calle 67, No. 53-108
Teléfono: (574) 219 88 35 | Medellín, Colombia
Dirección electrónica: revistalecturas@udea.edu.co



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 (\$64.000)	Personal (\$40.000)	Estudiantes (\$25.000)
Dirección		Exterior (incluye transferencia bancaria USD \$ 30.00)	
Departamento		Ciudad	
		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.





**Esta revista fue impresa en papel 100%
con fibra de caña de azúcar colombiana, mediante un proceso de producción
libre de químicos blanqueadores que ahorra 20% de agua,
7% de energía y 7% de emisiones de CO₂**



**Imprenta
Universidad de Antioquia**

— DESDE 1929 —

Teléfono: (574) 219 53 30. Telefax: (574) 219 50 13
Correo electrónico: imprenta@udea.edu.co
Impreso en febrero de 2020

LECTURAS DE ECONOMÍA

Asistente editorial

Natalia María Silva Rodríguez

Auxiliar administrativo

Luisa Fernanda García Ruiz

Diagramación

Ana Patricia Chávez Mora

Secretaria

Diana Mosquera Londoño

Traducción

Francés: *Alexander Tobón Arias*

Diseño e impresión:

Imprenta Universidad de Antioquia.

Tel: 219 53 50. Medellín, Colombia.

Revista indexada en:

Scopus - Elsevier

SciELO Citation Index - Clarivate Analytics

Revista inscrita en:

— EBSCO - Fuente Académica Premier

— EconLit - Journal of Economic Literature

— ProQuest - ABI/INFORM - Periodicals Index Online

— RePEc (Research Papers in Economics)

— SciELO (Scientific Electronic Library Online)

— RedALyC (Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe)

— HLAS (Handbook of Latin American Studies)

— DOAJ (Directory of Open Access Journals)

— GALE Cengage Learning - Informe Académico

— Actualidad Iberoamericana

— Dialnet - Hemeroteca Virtual

— LATINDEX - Sistema Regional de Información en Línea
para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe,
España y Portugal

— REDIB - Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento Científico

— Ulrich's Periodicals Directory

— PUBLINDEX - Colciencias

