

CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

83

Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas
Pontificia Universidad Javeriana-Cali

José Félix Cataño
Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde
NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klimovsky
Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo
Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Misas
Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar
Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg
Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Ana Sofía Mariño
Ana María Callejas
Lupita Molano

Proceditor Ltda.

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

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science
(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEs - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

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

Correo electrónico: revcuaeco_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

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

Cuadernos de Economía Vol. 40 No. 83 - 2021

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente.

El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores

y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rectora

Dolly Montoya Castaño

Vicerrector Sede Bogotá

Jaime Franky Rodríguez

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decano

Jorge Armando Rodríguez

ESCUELA DE ECONOMÍA

Directora

Nancy Milena Hoyos Gómez

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Jorge Iván Bula

DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

Coordinadora Académica

Karol Gómez Portilla

MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinador

Diego Alejandro Guevara Castañeda

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Diego Guevara

Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Juan Carlos Córdoba

Iowa State University

Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

Mario García

Universidad Nacional de Colombia

Iván Hernández

Universidad de Ibagué

Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

Juan Carlos Moreno Brid

Universidad Nacional Autónoma de México

Manuel Muñoz

Universidad Nacional de Colombia

Ömer Özak

Southern Methodist University

Marla Ripoll

Universidad de Pittsburgh

Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

CUADERNOS DE ECONOMÍA

VOLUMEN XL
NÚMERO 83
JULIO-DICIEMBRE 2021
ISSN 0121-4772

Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

2021

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

Usted es libre de:

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

Bajo las condiciones siguientes:

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

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



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

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

CONTENIDO

ARTÍCULOS

Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018 <i>Daniela Gracia Cabrera y Martha Misas Arango</i>	361
La ley de Kaldor-Verdoorn desde una perspectiva multisectorial <i>Fidel Aroche Reyes</i>	383
Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú <i>Juan León Mendoza</i>	403
Actitud financiera, comportamiento financiero y conocimiento financiero en México <i>Oswaldo García Mata, Ana Luz Zorrilla del Castillo, Arturo Briseño García y Eduardo Arango Herrera</i>	431
Socios de Brasil: un análisis de las exportaciones brasileñas <i>Flavia Braga Chinelato y Diogo Batista de Freitas Cruz</i>	459
Disparidades económicas y el rol del sistema vial. Evidencia para Antioquia, Colombia <i>Guillermo David Hincapié Vélez</i>	483
Las preferencias individuales y sus determinantes. Un análisis de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo <i>José Gabriel Castillo y Donald Zhangallimbay</i>	515

Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración <i>Horacio Catalán Alonso</i>	557
Relación dinámica entre los <i>credit default swaps</i> y la deuda pública. Análisis en el contexto latinoamericano <i>Jeimy Lorena Martínez Arroyo y Nini Johana Marín Rodríguez</i>	583
La distribución conjunta de la renta y riqueza en Uruguay <i>Graciela Sanroman y Guillermo Santos</i>	609
Tasas de homicidio y precios de la vivienda en Cali y Bogotá, D. C. <i>Andrés Domínguez</i>	643
Determinantes de la inversión extranjera directa en Bolivia. Un enfoque institucionalista <i>Juan Carlos Barrios Gutiérrez</i>	679
El mecanismo de transmisión de política monetaria en una economía dolarizada. El caso de El Salvador <i>Luis René Cáceres</i>	713
RESEÑA	
Diatkine, D. (2019). <i>Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites</i> . Edition du Seuil <i>José Félix Cataño</i>	747

CONTENTS

PAPERS

Relationship between financial development and economic growth in Colombia for the period 1994-2018 <i>Daniela Gracia Cabrera and Martha Misas Arango</i>	361
The Kaldor-Verdoorn law in a multisectoral perspective <i>Fidel Aroche Reyes</i>	383
Influence of the macroeconomic context on business mortality in Peru <i>Juan León Mendoza</i>	403
Financial attitude, financial behaviour, and financial knowledge, in Mexico <i>Oswaldo García Mata, Ana Luz Zorrilla del Castillo, Arturo Briseño García and Eduardo Arango Herrera</i>	431
Brazil partners: An analysis of Brazilian exports <i>Flavia Braga Chinelato and Diogo Batista de Freitas Cruz</i>	459
Economic disparities and the role of the road system. Evidence for Antioquia, Colombia <i>Guillermo David Hincapié Vélez</i>	483

Individual preferences and their determinants: An assessment over risk and time preferences <i>José Gabriel Castillo and Donald Zhangallimbay</i>	515
Macroeconomic fundamentals of the exchange rate. Evidence of cointegration <i>Horacio Catalán Alonso</i>	557
Dynamic relationship between Credit Default Swaps and sovereign debt. Analysis on the Latin-American context <i>Jeimy Lorena Martínez Arroyo and Nini Johana Marín Rodríguez</i>	583
The joint distribution of income and wealth in Uruguay <i>Graciela Sanroman and Guillermo Santos</i>	609
Homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá, D. C. <i>Andrés Domínguez</i>	643
Determinants of Foreign Direct Investment in Bolivia. An institutional approach <i>Juan Carlos Barrios Gutiérrez</i>	679
The monetary policy transmission mechanism in a dollarized economy. The case of El Salvador <i>Luis René Cáceres</i>	713
REVIEW	
Diatkine, D. (2019). <i>Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites</i> . Edition du Seuil <i>José Félix Cataño</i>	747

CONTEÚDO

ARTIGOS

Relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico na Colômbia no período 1994-2018 <i>Daniela Gracia Cabrera y Martha Misas Arango</i>	361
A lei Kaldor-Verdoorn de uma perspectiva multissetorial <i>Fidel Aroche Reyes</i>	383
Influência do contexto macroeconômico na mortalidade de empresas no Peru <i>Juan León Mendoza</i>	403
Atitude financeira, comportamento financeiro e conhecimento financeiro no México <i>Oswaldo García Mata, Ana Luz Zorrilla del Castillo, Arturo Briseño García y Eduardo Arango Herrera</i>	431
Parceiros do Brasil: Uma análise das exportações brasileiras <i>Flavia Braga Chinelato y Diogo Batista de Freitas Cruz</i>	459
Disparidades econômicas e o papel do sistema viário. Evidência para Antioquia, Colômbia <i>Guillermo David Hincapié Vélez</i>	483

Preferências individuais e seus determinantes. Uma análise das preferências de risco e tempo <i>José Gabriel Castillo y Donald Zhangalimbay</i>	515
Fundamentos macroeconômicos da taxa de câmbio. Evidência de cointegração <i>Horacio Catalán Alonso</i>	557
Relação dinâmica entre <i>Credit Default Swaps</i> e a dívida pública. Análise no contexto latino-americano <i>Jeimy Lorena Martínez Arroyo y Nini Johana Marín Rodríguez</i>	583
A distribuição conjunta de renda e riqueza no Uruguai <i>Graciela Sanroman y Guillermo Santos</i>	609
Taxas de homicídio e preços de habitação em Cali e Bogotá, D. C. <i>Andrés Domínguez</i>	643
Determinantes do investimento estrangeiro direto na Bolívia. Uma abordagem institucionalista <i>Juan Carlos Barrios Gutiérrez</i>	679
O mecanismo de transmissão da política monetária em uma economia dolarizada. O caso de El Salvador <i>Luis René Cáceres</i>	713
COMÉNTARIO	
Diatkine, D. (2019). <i>Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites</i> . Edition du Seuil <i>José Félix Cataño</i>	747

**RELACIÓN ENTRE EL DESARROLLO
FINANCIERO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO
EN COLOMBIA EN EL PERIODO 1994-2018**

Daniela Gracia Cabrera
Martha Misas Arango

Gracia Cabrera, D., & Misas Arango, M. (2021). Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 361-382.

Este artículo examina la dinámica de largo plazo entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico en Colombia, en el periodo 1994-2018. Se sigue el modelo de crecimiento de Solow-Swan aumentado con el sistema financiero, propuesto por Durusu-Ciftci, Ispir y Yetkiner (2017), estimado a través de un vector de corrección de errores (VEC). Los resultados del análisis son consistentes con la teoría que expone la existencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico en el largo plazo.

D. A. Gracia Cabrera
Universidad de La Sabana, Departamento de Economía, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: daniela.gracia1@unisabana.edu.co

M. Misas Arango
Universidad de Michigan. Universidad de La Sabana, Departamento de Economía, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: martha.misas@unisabana.edu.co

Sugerencia de citación: Gracia Cabrera, D., & Misas Arango, M. (2021). Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 361-382. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.79314>

Este artículo fue recibido el 25 de abril de 2019, ajustado el 28 de agosto de 2019, y su publicación aprobada el 5 de septiembre de 2019.

Palabras clave: crecimiento económico; desarrollo financiero; desarrollo del mercado de valores; cointegración.

JEL: B23, C32, E44, G10, O47.

Gracia Cabrera, D., & Misas Arango, M. (2021). Relationship between financial development and economic growth in Colombia for the period 1994-2018. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 361-382.

This paper examines the long-term dynamics between financial development and economic growth in Colombia, for the period 1994-2018. It follows the growth model of Solow-Swan, increased with the financial system, as proposed by Durusu-Ciftci, Ispir and Yetkiner (2017), estimated through a vector error correction (VEC). The results of the analysis are consistent with the theory that exposes the existence of a positive relationship between the development of the financial system and economic growth in the long term.

Keywords: Economic growth, financial development, development of the stock market, cointegration.

JEL: B23, C32, E44, G10, O47.

Gracia Cabrera, D., & Misas Arango, M. (2021). Relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico na Colômbia no período 1994-2018. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 361-382.

Este artigo analisa a dinâmica de longo prazo entre o desenvolvimento do sistema financeiro e o crescimento econômico da Colômbia, no período 1994-2018. Segue o modelo de crescimento de Solow-Swan ampliado com o sistema financeiro, proposto por Durusu-Ciftci, Ispir e Yetkiner (2017), estimado por meio de um vetor de correção de erros (VEC). Os resultados da análise são consistentes com a teoria que expõe a existência de uma relação positiva entre o desenvolvimento do sistema financeiro e o crescimento econômico no longo prazo.

Palavras-chave: crescimento econômico; desenvolvimento financeiro; desenvolvimento do mercado de ações; cointegração.

JEL: B23, C32, E44, G10, O47.

INTRODUCCIÓN

La teoría económica señala que el sistema financiero ejerce las siguientes funciones en la economía: (1) aumentar la eficiencia en la movilización del ahorro hacia la inversión en los sectores productivos (Greenwood, Sanchez y Wang, 2010); (2) reducir los costos de agencia (Aghion, Howitt y Mayer-Foulkes, 2005); (3) disminuir los riesgos en la economía (Bencivenga y Smith, 1991) y (4) facilitar las transacciones y el intercambio de bienes y servicios (Levine, 1997, 2005). Estas funciones afectan las tasas de acumulación de capital, de progreso tecnológico y, en consecuencia, las tasas de crecimiento de la economía (Levine, 1997).

Sumado a ello, varios estudios empíricos han confirmado la existencia de una relación positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en países desarrollados y en vías de desarrollo (Adjasi y Biekpe, 2006; Adu, Marbuah y Mensah, 2013; Andersen y Tarp, 2003; Atje y Jovanovic, 1993; Bencivenga, Smith y Starr, 1996; Cooray, 2010; Eryilmaz, Bakır y Mercan, 2015; Hassan, Sánchez y Yu, 2011; Ho y Njindan Iyke, 2017; Kargbo y Adamu, 2009; King y Levine, 1993; Levine y Zervos, 1996; McKinnon, 1973; Naik y Padhi, 2015; Pradhan, Arvin y Bahmani, 2018; Shaw, 1973).

En contraste, algunos estudios han encontrado una relación negativa entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico (Akinlo, 2004; Bernard y Austin, 2011; Boyreau-Debray, 2003; Buffie, 1984; De Gregorio y Guidotti, 1995; Ujunwa y Salami, 2010; Van Wijnbergen, 1983). Esta relación negativa se explica, en parte, debido a que la complejidad de los mercados financieros ha generado crisis financieras alrededor del mundo, las cuales, a menudo, conducen a una disminución duradera de las tasas de crecimiento (Kindleberger y Aliber, 1978). Adicionalmente, los aumentos en la volatilidad de la producción real (Fang y Miller, 2014), el aumento del riesgo sistémico (Allen y Carletti, 2006; Gennaioli, Shleifer y Vishny, 2012; Wagner, 2007), las burbujas y las crisis financieras (Zeira, 1999) son factores que explican la existencia de una relación negativa entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico.

También se ha aportado evidencia empírica que sustenta que no existe una relación entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico, por ejemplo, Ram (1999), Dawson (2003) y Rousseau y Vuthipadadporn (2005).

La evidencia empírica permite pensar en la existencia de una relación no lineal. Puesto que, el desarrollo del sistema financiero tiene una relación positiva con el crecimiento económico para valores por encima de un umbral determinado (Deidda y Fattouh, 2002; Rioja y Valev, 2004), luego de superar un segundo umbral, mayor que el primero, el desarrollo del sistema financiero puede generar un efecto negativo en el crecimiento económico de los países (Arcand, Berkes y Panizza, 2015; Cecchetti y Kharroubi, 2012; Ergungor, 2008; Law y Singh, 2014; Shen y Lee, 2006). La relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento a largo plazo tiene una forma de U invertida en países de ingresos medios (Samar-

gandi, Fidrmuc y Ghosh, 2015). Esta situación se presenta por un crecimiento desequilibrado entre el sistema financiero y la producción real, lo que reduce el efecto del desarrollo financiero en el crecimiento económico, hasta convertirlo en negativo (Ductor y Grechyna, 2015).

La diversidad en los resultados empíricos indica la necesidad de estudiar la relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en países con diversas condiciones, en cuanto a nivel de ingresos, nivel de desarrollo del sistema financiero y condiciones macroeconómicas, para entender cuáles son las condiciones que promueven una relación positiva, negativa o nula. Por lo cual, el presente estudio busca enriquecer la literatura del tema con un análisis de la relación de largo plazo entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico en Colombia, un país que ha hecho importantes esfuerzos por aumentar el nivel de desarrollo de su sistema financiero.

Desde la década de 1980, el sistema financiero colombiano fue objeto de varias reformas que permitieron liberalizar el sistema, para consolidar un sistema financiero más eficiente y reducir los riesgos. Una de las medidas fue eliminar el control de las tasas de interés, las cuales eran controladas por la autoridad económica. Con ello, se permitió que las entidades financieras pudieran captar recursos a través de cuentas de ahorro y las Corporaciones de Ahorro y Vivienda (CAV) a través de los Certificado de Depósito a Término (CDT)¹. Las reformas también facilitaron los procesos de adquisiciones, fusiones y liquidaciones de las entidades financieras (Carvajal y Zuleta, 1997).

Posteriormente, la apertura comercial de la década de 1990 y la crisis en el sistema financiero al final de esta misma década en Colombia impulsaron al Gobierno y a la Superintendencia Financiera de Colombia a implementar nuevas reformas, en materia crediticia, monetaria y cambiaria, así como en la estructura del sistema financiero (Arango, 2006). Estas reformas dieron como resultado una modernización y una fuerte expansión del sistema financiero colombiano desde inicios del siglo XXI.

Los cambios en la regulación permitieron el crecimiento de los créditos tradicionales, así como la creación de nuevos productos financieros —avales y garantías, *leasing* y *factoring*— por los bancos y otros establecimientos de crédito. Estos nuevos productos permitieron ajustarse de forma más adecuada a las necesidades de algunos sectores de la economía. La regulación facilitó la consolidación de los conglomerados financieros, la entrada de nuevos agentes al mercado (especialmente extranjeros) y las fusiones y adquisiciones. Estos procesos han promovido el fortalecimiento de los indicadores de solvencia del sistema financiero y el aumento de la confianza de los ahorradores frente al sistema (Escobar, 2013).

¹ Los Certificados de Depósito a Término son títulos-valor que emite un establecimiento financiero a un cliente que ha hecho un depósito de dinero en esa entidad e implica la devolución de dinero y un rendimiento en un plazo determinado.

Si bien el desempeño del sistema financiero colombiano en los últimos años ha sido sobresaliente, no es posible establecer el nivel de desarrollo del sistema actual. La dificultad en identificar el nivel de desarrollo ocurre por la ausencia de una metodología que establezca un valor o un rango de valores sobre un indicador que permita señalar que un sistema financiero es desarrollado. Pese a lo anterior, la literatura sugiere que un sistema financiero desarrollado debe comprender las siguientes dimensiones: (1) profundización —tamaño y liquidez—, (2) acceso —capacidad de los individuos y las empresas para acceder a los servicios financieros— y (3) eficiencia —servicios financieros a bajo costo— (Svirydenka, 2016). Por lo cual, a continuación, se analiza qué tan avanzado o rezagado se encuentra el sistema financiero colombiano en cada dimensión, tanto en el componente intermediado como no intermediado, con respecto a otras regiones del mundo.

En cuanto a la *profundización* del sistema financiero intermediado, el indicador de depósitos bancarios con respecto al PIB, en el promedio 2011-2015, muestra que, en Colombia, este indicador se mantiene en un nivel de 32,7%; mientras que, en América Latina y el Caribe, el promedio alcanza el 41,3 % y el promedio mundial un 46 %. Por su parte, la profundización del sistema financiero no intermediado, observada a través del indicador de capitalización bursátil con relación al PIB, revela que Colombia está por encima de la región (41,7 %), pero muy por debajo del promedio mundial (145,9 %).

En lo que respecta al *acceso*, el sistema financiero intermediado colombiano ha tenido grandes avances. El indicador de número de cuentas bancarias por cada 1000 adultos, entre 2011-2015, es alto con respecto a otras regiones del mundo. En Colombia, el número de cuentas bancarias es de 1203 por cada 1000 adultos, lo que evidencia que los bancos han promovido el acceso a los productos y servicios financieros. Adicionalmente, las encuestas realizadas por el Banco Mundial revelan que el porcentaje de firmas del sector formal que utilizan los bancos para financiar sus inversiones fue 32,8 % en Colombia, mientras que, en los países de América Latina y el Caribe, el 28 % de las firmas del sector formal accede a créditos del sistema bancario para financiar sus inversiones.

Lo anterior muestra una condición sobresaliente del sistema financiero colombiano en la dimensión de acceso para individuos y empresas. El indicador de capitalización bursátil, excluyendo las 10 empresas más grandes que cotizan en el mercado bursátil, es un indicador que permite analizar el grado de acceso de las empresas al sistema financiero no intermediado. Cuando este indicador es bajo, indica una alta concentración del mercado bursátil, es decir, pocas empresas tienen acceso a financiarse en el sistema financiero no intermediado. En el caso de Colombia, el indicador es bajo (23,3 %) en relación con el promedio mundial (53 %).

En términos de *eficiencia* en el sistema financiero intermediado, se analizó el indicador del margen neto del interés bancario (cuanto más alto sea este indicador, implica mayores costos para aquellos que utilizan el sistema financiero intermediado y, por ende, menor eficiencia en el sistema financiero). En Colombia,

el indicador está por encima del promedio de otras regiones (5,85 % vs. 4,1 %), únicamente es superado por el promedio de la región de África subsahariana. El indicador de rotación del mercado de acciones permite aproximarse a la eficiencia en el sistema financiero no intermediado, un nivel bajo en este indicador evidencia un volumen transado limitado en dicho mercado, como consecuencia de altos costos o pocos participantes en el mercado. En el caso de Colombia, el volumen transado en relación con la capitalización bursátil es cercano al 10 %, mientras el promedio mundial es 45,2 % y regiones con sistemas financieros altamente desarrollados, como la región de América del Norte, alcanzan una rotación del 98 %.

Los indicadores analizados demuestran que, pese a las políticas y a la modernización del sistema financiero, su desarrollo aún se encuentra rezagado en la dimensión de profundización y eficiencia, con relación al promedio mundial y al promedio de América Latina. Pese a lo anterior, en los últimos años, el sector financiero y la cartera han crecido a tasas superiores a la economía. La tasa de crecimiento anual promedio del sector de actividades financieras fue 4,9 % y la cartera de créditos ha crecido a una tasa anual promedio del 8,5 %, mientras la economía tuvo un crecimiento anual promedio alrededor del 2,2 %.

El crecimiento de la cartera superior al crecimiento de la economía puede implicar un aumento de riesgo en el sistema financiero, si la expansión del crédito está acompañada de un detrimento en la calidad de la cartera y de una falta de control regulatorio (Samargandi *et al.*, 2015). No obstante, la expansión del crédito en los últimos años no ha generado incrementos significativos en el deterioro de la calidad de la cartera (Banco de la República, 2018). De hecho, la economía colombiana ha consolidado un sistema financiero resiliente y con avances en la regulación prudencial, que hacen poco probable que las condiciones crediticias generen crisis en la economía (Banco de la República, 2018).

Teniendo en cuenta que el aumento de la cartera del sistema financiero, en los últimos años, no supone riesgos para las tasas de crecimiento de la economía, sino, por el contrario, financia actividades productivas que pueden promover la tasa de crecimiento en el largo plazo, la literatura predice la existencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero colombiano y el crecimiento de la economía. Para probar esta hipótesis, el presente estudio se lleva a cabo bajo un modelo de crecimiento de Solow-Swan aumentado con el sistema financiero, desarrollado por Durusu-Ciftci *et al.* (2017) y adaptado para Colombia, con una función de producción que recoge un cambio tecnológico neutral. Este modelo incluye una función de ahorro, compuesta por el sistema financiero intermediado y no intermediado, lo que permite analizar cuál es el efecto de cada componente sobre el crecimiento de la economía en el periodo de estudio. Los resultados del presente estudio muestran la existencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero intermediado y no intermediado con el crecimiento del PIB per cápita para Colombia, entre 1994 y 2018.

El documento está organizado de la siguiente forma: se presenta el modelo teórico y los datos; luego se describe la metodología y los resultados; posteriormente, se presenta una discusión y finalmente se dan a conocer algunas conclusiones.

MODELO TEÓRICO Y DATOS

Modelo

En este documento se utiliza un modelo de crecimiento de Solow-Swan (1956) aumentado por el sistema financiero, propuesto por Durusu-Ciftci *et al.* (2017) y adaptado para Colombia con una función Cobb-Douglas con progreso tecnológico neutral. Este modelo permite determinar la contribución del desarrollo del sistema financiero a la economía en el largo plazo. Adicionalmente, se agrega un supuesto sobre la función de ahorro de la economía, basado en la teoría de equilibrio de la estructura de capital, en la cual las empresas pueden financiarse con deuda a través del sistema financiero intermediado (mercado de crédito bancario) y con capital en el sistema financiero no intermediado (mercado accionario).

En este supuesto, en un modelo de economía cerrada de Solow, la inversión es igual a una función de ahorro tipo Cobb-Douglas, que combina el componente intermediado (CM) y el no intermediado del sistema financiero (SM), como se presenta en la ecuación (1).

$$S_t = CM_t^\theta SM_t^{1-\theta} \quad 0 < \theta < 1 \quad (1)$$

Y la función de producción para un periodo t , corresponde a una función Cobb-Douglas, con progreso tecnológico neutral (ecuación 2).

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

Donde, Y_t es la producción, K_t es el capital físico, L_t es la fuerza laboral y A_t es el progreso tecnológico y el parámetro α representa la elasticidad del capital. Se considera que la tasa de crecimiento de la fuerza laboral crece exógenamente a la tasa n y la tasa de depreciación del capital es exógena e igual a δ . La ecuación (3) presenta la inversión neta en capital para un periodo adelante:

$$K_{t+1} - K_t = S_t - \delta K_t \quad (3)$$

Reemplazando la función de ahorro se obtiene la ecuación (4):

$$K_{t+1} - K_t = \frac{CM_t^\theta}{Y_t^\theta} \frac{SM_t^{1-\theta}}{Y_t^{1-\theta}} Y_t - \delta K_t \quad (4)$$

Al dividir $\frac{CM_t}{Y_t}$ y $\frac{SM_t}{Y_t}$ se obtiene scm y ssm , las cuales son constantes, y reemplazando la función de producción en Y_t , se obtiene la ecuación (5):

$$K_{t+1} - K_t = scm^\theta ssm^{1-\theta} A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - \delta K_t \quad (5)$$

El capital per cápita y la producción per cápita se definen como muestra la ecuación (6):

$$\tilde{k}_t = \frac{K_t}{L_t}; \quad \tilde{y}_t = \frac{Y_t}{L_t} \quad (6)$$

Despejando la producción per cápita se obtiene la ecuación (7) y a partir de esta, la ecuación (8):

$$\tilde{y}_t \cdot L_t = A_t \cdot (\tilde{k}_t L_t)^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

$$\tilde{y}_t = A_t \cdot \tilde{k}_t^\alpha \quad (8)$$

Poniendo el capital en el estado estacionario se obtienen las ecuaciones (9) y (10):

$$(1+n)\tilde{k}_{ss} - \bar{k}_{ss} = scm^\theta ssm^{1-\theta} A_t \cdot \tilde{k}_{ss}^\alpha - \delta \tilde{k}_{ss} \quad (9)$$

$$\tilde{k}_{ss} = \frac{scm^\theta ssm^{1-\theta} A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}}{(n+\delta)} \quad (10)$$

Y la producción en el estado estacionario (ecuación 11):

$$\tilde{y}_{ss} = A_t^{\frac{1}{1-\alpha}} \frac{scm^\theta ssm^{1-\theta}}{(n+\delta)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \quad (11)$$

Aplicando el logaritmo natural al producto per cápita en el estado estacionario, se obtiene la ecuación (12):

$$\ln(\tilde{y}_{ss}) = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)\ln(A_t) + \left(\frac{\theta\alpha}{1-\alpha}\right)\ln(scm) + \left(\frac{(1-\theta)\alpha}{1-\alpha}\right)\ln(ssm) - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\ln(n+\delta) \quad (12)$$

Posteriormente, se transforma la producción per cápita en el estado estacionario a la efectiva para estimar los coeficientes de la relación entre el crecimiento económico y el desarrollo del sistema financiero intermediado y no intermediado (ecuaciones 13 y 14):

$$\ln(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(scm_t) + \beta_2 \ln(ssm_t) + \beta_3 \ln A_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde:

$$\begin{aligned} \beta_0 &= \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \ln(n + \delta) & \beta_1 &= \left(\frac{\theta\alpha}{1-\alpha} \right) \\ \beta_2 &= \left(\frac{(1-\theta)\alpha}{1-\alpha} \right) & \beta_3 &= \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) \end{aligned} \quad (14)$$

Datos

Para estudiar la relación entre el crecimiento económico y el desarrollo financiero en Colombia, se utilizaron datos trimestrales, de las siguientes variables, en el periodo 1994-2018:

- scm_t : El componente de desarrollo del sistema financiero intermediado se mide como la proporción del crédito privado, en relación con el PIB en cada trimestre. Este indicador, que refleja el nivel de profundización, ha sido ampliamente utilizado en estudios empíricos para otros países. Los datos fueron tomados de la Superintendencia Financiera de Colombia.
- ssm_t : El componente de desarrollo del sistema financiero no intermediado se aproxima a través del indicador de capitalización bursátil, el cual se construyó con las acciones del mercado colombiano durante el periodo estudiado. Este indicador se construye con la información de capitalización de cada acción proveniente de la plataforma Bloomberg.
- A_t : Para tener una aproximación del progreso tecnológico se utilizó el número de aplicaciones de marca, que constituyen las solicitudes, ante la Superintendencia de Industria y Comercio de Colombia, para proteger ciertos bienes o servicios, como los producidos o proporcionados por una persona o empresa, y buscan ser sujetos de protección. Estas aplicaciones constituyen una forma de medir el alcance y el uso de la invención científica y la innovación del país.
- y_t : El PIB per cápita se construye con el valor del PIB a precios constantes del año 2015, dividido sobre la población en cada trimestre, esta información se obtiene del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Al analizar la evolución del sistema financiero intermediado y no intermediado, puede identificarse que, entre 1998 y 1999, se presenta una contracción del valor de la cartera de créditos y la capitalización bursátil; también, en la producción por habitante, como consecuencia de la crisis financiera en ese periodo. Entre 2000 y el 2004, hay un proceso de recuperación y entonces empieza a implementarse buena

parte de la regulación que tuvo como objeto reducir los riesgos en el sistema financiero. A partir de 2004, se evidencia un importante crecimiento del sistema financiero intermediado y no intermediado. Este último presenta una desaceleración hacia 2014 como resultado de (1) la caída de una de las comisionistas de bolsa más grandes del país y (2) una expectativa más baja de la tasa crecimiento de la economía, consecuencia de la reducción del precio del petróleo, sector importante en la economía del país (Figura 1).

METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Metodología

Dado que las variables $ly_t, lscm_t, lssm_t$ y LA_t son $I(1)$ (Tabla 3), se procede a probar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables del siguiente sistema (ecuación 15):

$$X_t = [ly_t, lscm_t, lssm_t, LA_t] \quad (15)$$

De forma general, una vez probada la existencia de r ($0 < r < n$) vectores de cointegración entre las n variables, en este caso $n = 4$, que conforman el sistema X_t y que sus relaciones cointegrantes son estacionarias, $\{X_t\} \sim CI(1,1)$, el Teorema de Representación de Granger establece (1) la existencia de la matriz π (donde $\text{rango}(\pi) = r$ y $\pi = \alpha\beta'$) y (2) la posibilidad de la estimación conjunta de los parámetros de largo y corto plazo, a través de un vector de corrección de errores (VEC; ecuación 16):

$$\Delta X_t = A^*(L)\Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \mu_t \quad (16)$$

Donde $\{\varepsilon_t\}$ es el ruido blanco multivariado; $E\{\varepsilon_t\} = 0$, $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ $E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = 0 \forall s \neq j$.

La existencia de los r vectores de cointegración implica la estacionariedad conjunta del proceso r -dimensional: $Z_t = \beta'X_{t-1}$. Si los r vectores de cointegración describen el estado estacionario, αZ_{t-1} representa la corrección del cambio en X_t , debida a los desequilibrios en torno al largo plazo, siendo α la matriz de velocidades de ajuste y β el vector de coeficientes que representan la relación económica de largo plazo. Así, la ecuación (16) puede ser reescrita en su forma tradicional (ecuación 17):

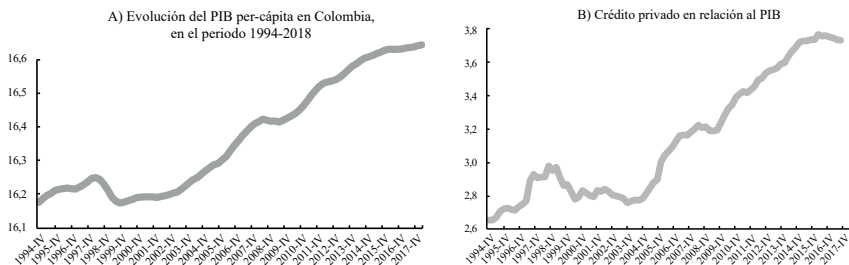
$$\Delta X_t = A^*(L)\Delta X_{t-1} + \alpha\beta'X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Así, el análisis de cointegración de n variables se centra en lo siguiente:

1. Establecer el número (r) de vectores cointegrantes, que es equivalente a determinar estadísticamente el número de columnas linealmente independientes

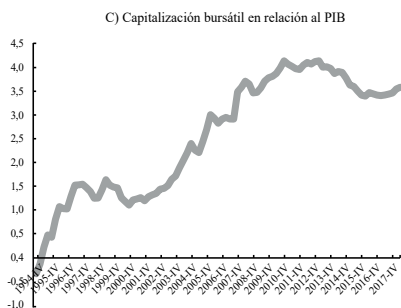
Figura 1.

Evolución de las variables del modelo entre 1994-2018

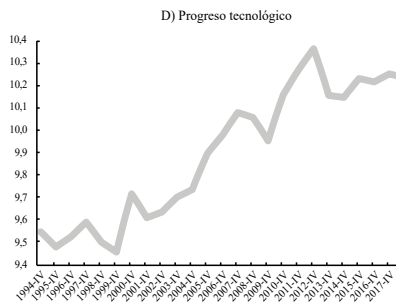


a. Presenta el logaritmo natural del PIB per cápita, a precios constantes (base 2015).

b. Presenta el logaritmo natural del crédito privado del sistema bancario en relación con el PIB total (a precios corrientes).



c. Presenta el logaritmo natural de la capitalización bursátil en relación con el PIB total (a precios corrientes).



d. Presenta el logaritmo natural del número de solicitudes de marcas con el propósito de proteger la producción de un bien o servicio.

Fuente: elaboración propia a partir de datos del DANE, Superintendencia Financiera de Colombia, Bloomberg y Banco Mundial.

de la matriz Π , a través de la prueba de la traza, λ_r o de la prueba del máximo valor propio, λ_{max} .

$$\lambda_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, \dots, n-1$$

$\hat{\lambda}_i$ valores propios de la matriz Π

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad r = 0, 1, \dots, n-1$$

$\hat{\lambda}_r$ valor propio de la matriz Π

Cuyos vectores propios asociados $\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ determinan las combinaciones lineales estacionarias de las variables $I(1)$ que presentan alta correlación con ΔX_t .

2. Estimar el sistema, partiendo de la representación formulada en la ecuación (17).
3. Verificar el comportamiento del vector de perturbaciones.

Johansen (1988) establece un mecanismo de reconocimiento conjunto de todas las posibles relaciones cointegrantes existentes dentro del conjunto de variables² integradas de orden d , $I(d)$. De esta forma, elimina la restricción de, a lo sumo, un vector cointegrante y, en consecuencia, el problema de la endogenización *a priori*. Adicionalmente, se construye el modelo en la versión estacionaria de las variables (ecuación 17), el cual involucra las restricciones de largo plazo existentes y garantiza la minimización de la varianza del error.

Resultados

La existencia de cointegración en el sistema $X_t = [ly_t, lscm_t, lssm_t, lA_t]$ se revisa a través de los esquemas CIDRIFT y DRIFT³. Con base en los resultados de la estadística λ_r , la coherencia económica de dicho vector de cointegración (signos), las pruebas de comportamiento del error y las pruebas sobre exclusión, estacionariedad y exogeneidad débil sobre las variables del sistema, (Harris, 1995) llevan a que el vector de cointegración se estime bajo el esquema CIDRIFT.

Es de señalar que, el modelo DRIFT se descarta, puesto que la prueba de exclusión, realizada sobre el esquema CIDRIFT, no presenta evidencia para rechazar la hipótesis de que la tendencia no hace parte del vector de cointegración. La Tabla 1 presenta los parámetros estimados del vector de cointegración o relación de largo plazo.

Los resultados de la estimación para Colombia son consistentes con la teoría que expone la existencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico en el largo plazo (Cooray, 2010; Eryilmaz *et al.*, 2015; Hassan *et al.*, 2011; King y Levine, 1993; Levine y Zervos, 1996; McKinnon, 1973; Naik y Padhi, 2015; Shaw, 1973). Los coeficientes estimados revelan

² Es de anotar que existen otras metodologías que permiten encontrar las relaciones de cointegración existentes bajo el sistema, como la desarrollada por Stock y Watson (1993) conocida como reconocimiento de tendencias comunes; la de Saikkonen (1993), en la cual se estiman y prueban las relaciones de cointegración dentro de sistemas de ecuaciones, a través de aproximaciones autorregresivas; y la de Park (1992) basada en regresiones de cointegración canónica, entre otras. Para más detalle, ver "Unit Roots in Macroeconometrics. A Survey" de Masao Ogaki (1993).

³ El CIDRIFT es un esquema que incluye una tendencia determinística en el vector de cointegración. Es decir, considera que las variables del sistema están cointegradas alrededor de una tendencia determinística. Mientras que el esquema DRIFT excluye la existencia de una tendencia determinística en la relación de cointegración.

Tabla 1.

Resultados de la estimación de los parámetros de largo plazo

$lscm_t$	$lssm_t$	IA_t
0,477	0,036	-0,258

Fuente: elaboración propia.

que la relación es positiva, tanto para el componente intermediado como para el no intermediado (Tabla 1). Mientras, el parámetro que relaciona el progreso tecnológico y el crecimiento de la economía en el largo plazo es negativo, similar a los resultados encontrados en otros estudios (Banco Mundial, 2018).

La Tabla 2 presenta la estadística de la traza y su correspondiente valor crítico, bajo la corrección de Cheung y Lai (1993) y la velocidad de ajuste. Es de señalar que, este modelo incluye variables *dummies* de intervención. Los resultados de la estimación permiten concluir que existe un único vector de cointegración, de acuerdo con la estadística λ_τ mientras que la velocidad de ajuste del desequilibrio sobre la variable objetivo, ly_t , es negativa y significativa, como es de esperar teóricamente.

Tabla 2.

Análisis de cointegración

Sistema/ Modelo/ Rezagos	$H_0:r$	Prueba de cointegración		Velocidad de ajuste: α			
		λ_τ	$VC_{10\%}$	ly_t	$lscm_t$	$lssm_t$	IA_t
$\{ly_t, lscm_t, lssm_t, IA_t\}$ CIDRIFT 2	0	75,43	58,95				
	1	36,23	39,07	-0,15	0,32	1,41	-0,07
	2	16,01	22,94	(-1,7)	(5,9)	(4,1)	(-1,6)
	3	7,44	10,55				

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas de exclusión muestran que ninguna de las variables está por fuera del vector de cointegración a un nivel de significancia del 5%⁴. La prueba de estacionariedad sugiere que las variables consideradas son integradas de orden uno, I(1). La prueba sobre exogeneidad débil permite concluir que existe evidencia para rechazar que la variable ly_t sea exógena débil. Es decir, esta variable tiene un carácter endó-

⁴ En el caso de ly_t se toma una decisión de borde, dado que el valor del estadístico es cercano al valor crítico.

Tabla 3.

Comportamiento de las variables en el vector de cointegración

Variables	Exclusión	Estacionariedad	Exogeneidad débil
Sistema: $\{ly_t, lscm_t, lssm_t, LA_t, t\}$; se incluyen <i>dummies</i> de intervención; $r = 1$			
	VC _{5%} : 3.84	VC _{5%} : 9.49	VC _{5%} : 3.84
ly_t	3,57	38,24	3,93
$lscm_t$	5,08	36,52	1,56
$lssm_t$	15,60	33,53	9,97
LA_t	14,67	35,36	9,51
t	7,09		

Fuente: elaboración propia.

geno en el sistema (Tabla 3). Este hecho es el más importante en el desarrollo de este trabajo, ya que permite dar una explicación empírica del modelo teórico utilizado.

El sistema no presenta un comportamiento normal multivariado en sus residuales. Tal resultado se da como consecuencia del comportamiento de la variable LA_t , el cual se aleja de la normalidad. A un nivel de significancia del 5%, no se evidencia autocorrelación multivariada bajo el estadístico Ljung-Box. Asimismo, las estadísticas LM(1) y LM(4) sugieren no autocorrelación multivariada a niveles usuales de significancia (Tabla 4). Sin embargo, a nivel individual, los residuales correspondientes a las variables ly_t , $lscm_t$ y $lssm_t$ reportan, mediante la estadística de Doornik-Hansen, normalidad univariada⁵.

Tabla 4.

Pruebas multivariadas sobre el comportamiento de residuales

Cointegración	Normalidad*	Autocorrelación*		
		LB	LM(1)	LM(4)
Sistema: $\{ly_t, lscm_t, lssm_t, LA_t\}$, $r = 1$ <i>Dummies</i> de intervención	0,001	0,12	0,80	0,01

* Reportados los valores del parámetro p , asociados a las diferentes pruebas.

Fuente: elaboración propia.

En conjunto, el componente del sistema financiero intermediado, no intermediado y el progreso tecnológico causan el crecimiento económico en sentido de

⁵ Resultados en extenso, a disposición del lector.

Granger al 5 %. Cuando se analizan por separado, únicamente el desarrollo del sistema financiero no intermediado causa en sentido de Granger al crecimiento económico (Tabla 5).

Tabla 5.

Test de causalidad de Granger

H_0 : no causa en sentido de Granger a y_t	Estadístico chi-cuadrado	Grados de libertad	Valor p
Prueba conjunta	10,39	3	0,02
Sistema financiero intermediado	2,52	1	0,11
Sistema financiero no intermediado	4,93	1	0,03
Progreso tecnológico	2,44	1	0,12

Fuente: elaboración propia.

DISCUSIÓN

La teoría económica señala la existencia de dos canales a través de los cuales el desarrollo financiero promueve el crecimiento de la economía: la acumulación de capital y el progreso tecnológico (Levine, 1997). El modelo teórico de Durusu-Ciftci *et al.* (2017), base del presente estudio, plantea a la acumulación de capital como el canal que afecta el crecimiento económico. La relación positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento de la economía en Colombia, en el periodo estudiado, es atribuida a la labor del sector financiero en la acumulación de capital.

La extensión del modelo teórico planteada aquí incluye al progreso tecnológico como una de las variables que explican el crecimiento económico, sin considerarlo un canal del desarrollo financiero (ecuación 13). No obstante, los resultados no son los esperados, pues la relación entre el progreso tecnológico y el crecimiento económico es negativa. Este resultado alerta sobre un desempeño deficiente del sistema financiero en la asignación de recursos hacia empresas con ideas y tecnologías nuevas. Esa deficiencia restringe el potencial del progreso tecnológico como canal generador del crecimiento económico. En Colombia, Vesga, Rodríguez, Schnarch, Rincón y García (2017) identifican una limitación del sector financiero para entender nuevos negocios y si estos pueden ser receptores de crédito.

La relación entre el progreso tecnológico y el crecimiento económico en países en desarrollo ha sido de interés. La alta divergencia en las tasas de crecimiento entre países ricos y pobres ha sido explicada por el progreso tecnológico (Easterly y Levine, 2001; Klenow y Rodríguez-Claire, 1997). Pese a la posibilidad de

transferencia tecnológica, que haría más fácil y favorable el progreso tecnológico en países pobres, implementando nuevas tecnologías desarrolladas en otros países (Gerschenkron, 1952), la divergencia en las tasas de crecimiento de las economías sigue aumentando. En este contexto, las restricciones del sistema financiero surgen como un factor importante para explicar la divergencia; la probabilidad de converger a la tasa de crecimiento de la frontera mundial —de los países desarrollados— aumenta con el desarrollo financiero (Aghion *et al.*, 2005).

Lo anterior sugiere que el desarrollo del sistema financiero puede influir en la senda de crecimiento de la economía. Si el sistema financiero únicamente promueve la acumulación de capital, el país se ubicará en una vía de crecimiento económico inevitablemente inferior, en comparación con países que se encuentran en la senda de la “frontera mundial”. Estos últimos han promovido juntamente la acumulación de capital y el progreso tecnológico, visto como la creación de nuevas ideas, tecnologías y el mejoramiento de procesos productivos, los cuales afectan el crecimiento de la productividad (Aghion *et al.*, 2005; Easterly y Levine, 2001).

En el caso de Colombia, el rezago en las dimensiones de profundización y eficiencia, con respecto al promedio de América Latina, puede estar relacionado con un sistema financiero con limitaciones en la asignación de los recursos a los proyectos más productivos y la inversión en ideas o tecnologías nuevas. Lo anterior, considerando que las inversiones que promueven el progreso tecnológico tienen retornos futuros más inciertos en comparación con la inversión en acumulación de capital. De hecho, en los últimos tres años, la participación de la cartera comercial y la de microcréditos, dirigidas a financiar capital y tecnologías para actividades productivas, ha disminuido en relación con la cartera total: pasó de 61 % en 2016 a 56 % en 2019.

Por su parte, en los últimos años, la cartera con mayor dinámica es la de crédito a los hogares por concepto de consumo y vivienda. Si bien, el crédito a los hogares permite suavizar el consumo y, con ello, los ciclos de la economía, puede resultar en una situación poco deseable para la economía del país, en la medida en que el sistema financiero está dejando de asignar recursos para el sector productivo, dirigidos a créditos para la adquisición de capital y la creación de nuevas tecnologías, hecho que afecta las tasas de crecimiento de la economía.

CONCLUSIONES

Este estudio examina la relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia aplicando el modelo de crecimiento de Solow-Swan (1956) aumentado por el sistema financiero, propuesto por Durusu-Ciftci *et al.* (2017), y adaptado para Colombia con una función Cobb-Douglas con progreso tecnológico neutral. El modelo empírico de vectores cointegrados, basado en la extensión propuesta, se estimó para el periodo 1994-2018 con datos de frecuencia trimestral mediante la metodología de Johansen.

Los resultados muestran la existencia de una relación positiva de largo plazo entre el desarrollo del sistema financiero intermediado (bancario) y el crecimiento económico para Colombia. Esto evidencia que las mejoras en el acceso al sistema financiero intermediado han permitido el uso del crédito privado hacia usos productivos. De la misma forma, el desarrollo del sistema financiero no intermediado presenta una relación positiva con el crecimiento de la economía en el largo plazo a pesar del rezago en la eficiencia y en la profundización del sistema financiero no intermediado, con respecto a las demás regiones del mundo.

Este trabajo hace parte de una línea de investigación que pretende entender los diferentes canales en el mecanismo de transmisión entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico, para formular políticas que mejoren el desempeño del sistema financiero en sus funciones, de modo que tanto el canal de progreso tecnológico como la acumulación de capital permitan a Colombia acercarse a la senda de crecimiento de la “frontera mundial”.

RECONOCIMIENTOS

Se agradece a Giovanni Andrés Hernández Salazar, Juan Carlos Parra y David Stivens Siervo por sus comentarios y su colaboración en la construcción del documento.

REFERENCIAS

1. Adjasi, C. K., & Biekpe, N. B. (2006). Stock market development and economic growth. The case of selected African countries. *African Development Review*, 18(1), 144-161.
2. Adu, G., Marbuah, G., & Mensah, J. T. (2013). Financial development and economic growth in Ghana. Does the measure of financial development matter? *Review of Development Finance*, 3(4), 192-203.
3. Aghion, P., Howitt, P., & Mayer-Foulkes, D. (2005). The effect of financial development on convergence. Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173-222.
4. Akinlo, A. E. (2004). Foreign direct investment and growth in Nigeria. An empirical investigation. *Journal of Policy Modeling*, 26(5), 627-639.
5. Allen, F., & Carletti, E. (2006). Credit risk transfer and contagion. *Journal of Monetary Economics*, 53(1), 89-111.
6. Andersen, T. B., & Tarp, F. (2003). Financial liberalization, financial development, and economic growth in LDCs. *Journal of International Development. The Journal of the Development Studies Association*, 15(2), 189-209.
7. Arango, M. (2006). *Evolución y crisis del sistema financiero colombiano*. Bogotá: Cepal.

8. Arcand, J. L., Berkes, E., & Panizza, U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20(2), 105-148.
9. Atje, R., & Jovanovic, B. (1993). Stock markets and development. *European Economic Review*, 37(2-3), 632-640.
10. Banco de la República. Colombia. (2018). *Informe de estabilidad financiera*. <http://www.banrep.gov.co/es/reporte-estabilidad-financiera>
11. Banco Mundial. (2018). *Colombia policy notes. Resumen ejecutivo*. <http://pubdocs.worldbank.org/en/653391544569101793/Colombia-Policy-Notes-Resumen-Ejecutivo>
12. Bencivenga, V. R., & Smith, B. D. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 195-209.
13. Bencivenga, V. R., Smith, B. D., & Starr, R. M. (1996). Liquidity of secondary capital markets. Allocative efficiency and the maturity composition of the capital stock. *Economic Theory*, 7(1), 19-50.
14. Bernard, A. U., & Austin, A. (2011). The role of stock market development on economic growth in Nigeria. A time series analysis. *African Research Review*, 5(6), 213-230.
15. Boyreau-Debray, G., & Wei, S. J. (2003). How fragmented is the capital market in China? En *Workshop on National Market Integration organized by the World Bank Beijing Office* (vol. 6).
16. Buffie, E. F. (1984). Financial repression, the new structuralists, and stabilization policy in semi-industrialized economies. *Journal of Development Economics*, 14(3), 305-322.
17. Carvajal, A., & Zuleta, H. (1997). *Desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico* (Borradores de Economía, 67). Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra067.pdf>
18. Cecchetti, S. G., & Kharroubi, E. (2012). *Reassessing the impact of finance on growth* (Documento de Trabajo 381). Bank for International Settlements. <http://people.brandeis.edu/~cecchett/Polpdf/Polp56.pdf>
19. Cheung, Y. W., & Lai, K. S. (1993). Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 55(3), 313-328.
20. Cooray, A. (2010). Do stock markets lead to economic growth? *Journal of Policy Modeling*, 32(4), 448-460.
21. Dawson, P. J. (2003). Financial development and growth in economies in transition. *Applied Economics Letters*, 10(13), 833-836.
22. Deidda, L., & Fattouh, B. (2002). Non-linearity between finance and growth. *Economics Letters*, 74(3), 339-345.
23. Ductor, L., & Grechyna, D. (2015). Financial development, real sector, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 37, 393-405.

24. Durusu-Ciftci, D., Ispir, M. S., & Yetkiner, H. (2017). Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 290-306.
25. Easterly, W., & Levine, R. (2001). What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *The World Bank Economic Review*, 15(2), 177-219.
26. Ergungor, O. E. (2008). Financial system structure and economic growth. Structure matters. *International Review of Economics & Finance*, 17(2), 292-305.
27. Eryilmaz, F., Bakır, H., & Mercan, M. (2015). Financial development and economic growth. Panel data analysis. En Ö. Olgu (ed.), *Handbook of Research on Strategic Developments and Regulatory Practice in Global Finance* (pp. 233-245). IGI Global.
28. Escobar, J. D. (2013). El sistema financiero colombiano. Estructura y evolución reciente. *Revista del Banco de la República*, 86(1023), 5-18.
29. Fang, W., & Miller, S. M. (2014). Does financial development volatility affect industrial growth volatility? *International Review of Economics & Finance*, 29, 307-320.
30. Genevieve, B. D. (2003). *Financial intermediation and growth-Chinese style* (Documento de Trabajo 3027). The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/18229>
31. Gennaioli, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (2012). Neglected risks, financial innovation, and financial fragility. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 452-468.
32. Gerschenkron, A. (1952). Economic backwardness in historical perspective. En B. F. Hoselitz (ed.), *The Progress of Underdeveloped Areas*. Chicago: University of Chicago Press.
33. de Gregorio, J., & P. E. Guidotti. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23(3), 433-448.
34. Greenwood, J., Sánchez, J. M., & Wang, C. (2010). Financing development. The role of information costs. *American Economic Review*, 100(4), 1875-91.
35. Hansen, H., & Juselius, K. (1995). *Cats in rats. Cointegration analysis of time series*. Evanston (IL): Estima.
36. Hassan, M. K., Sánchez, B., & Yu, J. S. (2011). Financial development and economic growth. New evidence from panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1), 88-104.
37. Ho, S. Y., & Iyke, B. N. (2017). Determinants of stock market development: A review of the literature. *Studies in Economics and Finance*.
38. Huang, Y. (2005). *What determines financial development?* (Documento de Trabajo 05/580). Department of Economics University of Bristol 8

- Woodland Road Bristol. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.148.3105&rep=rep1&type=pdf>
39. Johansen, S., (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
 40. Johansen, S., (1994). The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. *Econometric Reviews*, 13(2), 205-229.
 41. Kargbo, S. M., & Adamu, P. A. (2009). Financial development and economic growth in Sierra Leone. *West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 9(2), 30-61.
 42. Kindleberger, C. P., & Aliber, R. M. (1978). Panics and crashes. A history of financial crises. Palgrave Macmillan.
 43. King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth. Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
 44. Klenow, P. J., & Rodríguez-Claire, A. (1997). *The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? in 1997*. NBER Macroeconomics Annual.
 45. Law, S. H., & Singh, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *Journal of Banking & Finance*, 41, 36-44.
 46. Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
 47. Levine, R. (1998). The legal environment, banks, and long-run economic growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(3), 596-613.
 48. Levine, R. (2005). Finance and growth. Theory and evidence. *Handbook of Economic Growth*, 1, 865-934.
 49. Levine, R., & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 323-339.
 50. McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington: The Brookings Institution.
 51. Naik, P. K., & Padhi, P. (2015). On the linkage between stock market development and economic growth in emerging market economies. Dynamic panel evidence. *Review of Accounting and Finance*, 14(4), 363-381.
 52. Ogaki, M. (1993). Unit roots in macroeconometrics. A survey. *Rochester Center for Economic Research*, 364, 131-154.
 53. Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 60(1), 119-143.
 54. Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Bahmani, S. (2018). Are innovation and financial development causative factors in economic growth? Evidence from a panel Granger Causality Test. *Technological Forecasting and Social Change*, 132, 130-142.

55. Ram, R. (1999). Financial development and economic growth. Additional evidence. *The Journal of Development Studies*, 35(4) 164-174.
56. Rioja, F., & Valev, N. (2004). Does one size fit all? A reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development Economics*, 74(2), 429-447.
57. Rousseau, P. L., & Vuthipadadporn, D. (2005). Finance, investment, and growth. Time series evidence from 10 Asian economies. *Journal of Macroeconomics*, 27, 87-106.
58. Saikkonen, P. (1993) Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1-2.
59. Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*, 68, 66-81.
60. Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. Nueva York: Oxford University Press.
61. Shen, C. H., & Lee, C. C. (2006). Same financial development yet different economic growth-why? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(7), 1907-1944.
62. Sin-Yu, H. O., & Iyke, B. N. (2017). *Empirical reassessment of bank-based financial development and economic growth in Hong Kong*. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/78920/1/MPRA_paper_78920.pdf
63. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
64. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
65. Superintendencia Financiera. Colombia. (2019). *Evolución de la cartera de los establecimientos de crédito a febrero 28 de 2019*. <https://www.superfinanciera.gov.co/inicio/informes-y-cifras/cifras/establecimientos-de-credito/informacion-periodica/mensual/evolucion-cartera-de-creditos-60950>
66. Sviryzdenka, K. (2016). *Introducing a new broad-based index of financial development*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Introducing-a-New-Broad-based-Index-of-Financial-Development-43621>
67. Tongurai, J., & Vithessonthi, C. (2018). The impact of the banking sector on economic structure and growth. *International Review of Financial Analysis*, 56, 193-207.
68. Ujunwa, A., & Salami, O. P. (2010). Stock market development and economic growth. Evidence from Nigeria. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 25, 44-53.

69. Valickova, P., Havranek, T., & Horvath, R. (2015). Financial development and economic growth. A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29(3), 506-526.
70. Vesga, R., Rodríguez, M., Schnarch, D., Rincón, O., & García, O. (2017). *Emprendedores en crecimiento. El reto de la financiación*. Bogotá: Editorial Kimpres S. A. S.
71. Wagner, W. (2007). Financial development and the opacity of banks. *Economics Letters*, 97(1), 6-10.
72. van Wijnbergen, S. (1983). Credit policy, inflation, and growth in a financially repressed economy. *Journal of Development Economics*, 13(1-2), 45-65.
73. World Bank. (2017). *Global financial development Database*. <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>
74. World Bank. (2008). *Global economic prospects 2008. Technology diffusion in the developing world*. <http://siteresources.worldbank.org/INTGEP2008/Resources/GEP08-Brochure.pdf>
75. Zeira, J. (1999). Informational overshooting, booms, and crashes. *Journal of Monetary Economics*, 43(1), 237-257.

LA LEY DE KALDOR-VERDOORN DESDE UNA PERSPECTIVA MULTISECTORIAL

Fidel Aroche Reyes

Aroche Reyes, F. (2021). La ley de Kaldor-Verdoorn desde una perspectiva multisectorial. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 383-402.

El cambio estructural implica modificar las relaciones de intercambio entre las ramas, junto con las proporciones entre las variables económicas. Los sectores adoptan el cambio técnico desigualmente, mientras la demanda crece asimétricamente. Por ello, el crecimiento es desequilibrado. De manera análoga, la ley de Kaldor-Verdoorn postula que el crecimiento económico se asocia, específicamente, con el comportamiento de la productividad laboral manufacturera, si bien no adopta el punto de vista multisectorial. Este artículo explora esta ley, justamente, desde el punto de vista multisectorial y concluye que es posible interpretarla en términos del modelo insumo-producto y usar la estática comparada para estudiar la evolución estructural de una economía.

Palabras clave: crecimiento; estructura económica; ley de Kaldor-Verdoorn; productividad.

JEL: C67, D57, O41.

F. Aroche Reyes

UNAM, Facultad de Economía, México D. F., México. Correo electrónico: aroche@unam.mx

Sugerencia de citación: Aroche Reyes, F. (2021). La ley de Kaldor-Verdoorn desde una perspectiva multisectorial. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 383-402. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.82215>

Este artículo fue recibido el 11 de septiembre de 2019, ajustado el 22 de noviembre de 2019 y su publicación fue aprobada el 28 de noviembre de 2019.

Aroche Reyes, F. (2021). The Kaldor-Verdoorn law in a multisectoral perspective. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 383-402.

Structural change means that the trade relationships between the sectors or industries in the economy shift, together with the proportions between the variables. Since technical and final demand also change asymmetrically, growth is generally unbalanced. Analogously, the Kaldor-Verdoorn law postulates that growth is positively related to the labour productivity in the manufacturing sector, yet it does not adopt a multisectoral perspective explicitly. This paper explores such law from this perspective and concludes that it is possible to understand it in terms of the input-output model, as well as using comparative statics to study the structural evolution of the economy.

Keywords: Economic structure; growth; Kaldor-Verdoorn law; productivity.

JEL: C67, D57, O41.

Aroche Reyes, F. (2021). A lei Kaldor-Verdoorn de uma perspectiva multissetorial. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 383-402.

A mudança estrutural implica modificar as relações de troca entre os ramos, e também com as proporções entre as variáveis econômicas. Os setores abraçam a mudança técnica de forma desigual, enquanto a demanda cresce de forma assimétrica. Portanto, o crescimento é desequilibrado. Da mesma forma, a lei Kaldor-Verdoorn postula que o crescimento econômico está associado, especificamente, ao comportamento da produtividade do trabalho industrial, embora não adote um ponto de vista multissetorial. Este artigo explora essa lei justamente de um ponto de vista multissetorial e conclui que é possível interpretá-la em termos do modelo insumo-produto e usar a estática comparativa para estudar a evolução estrutural de uma economia.

Palavras-chave: crescimento; estrutura econômica; lei de Kaldor-Verdoorn; produtividade.

JEL: C67, D57, O41.

INTRODUCCIÓN

Las diferentes economías muestran distintas capacidades de crecer a lo largo del tiempo, independientemente de sus niveles de desarrollo o de ingreso por habitante, mientras que la evidencia desafía muchas de las ideas, supuestos o conclusiones de la teoría económica, tal como la hipótesis de que un sector externo dinámico es precondición para el desarrollo. Ello, debido a que muchos países hoy avanzados no necesariamente fueron exportadores netos de bienes antes de alcanzar esa condición. Tampoco se cumple aquella noción de la convergencia entre países menos desarrollados y más avanzados, puesto que no se demuestra que aquellos crezcan uniforme o tendencialmente más rápidamente que los segundos en todo momento.

Al respecto, Baumol (1986) argumenta que, dado que la razón ahorro-inversión difiere entre los países con mayor productividad e ingresos (desarrollados) y los de menores (subdesarrollados), los patrones de crecimiento serán también distintos y existen entonces dos polos de convergencia. Uno, en torno a los países más ricos, que aglutina a los sistemas económicos que han alcanzado alguna cota de riqueza; otro, para los países más pobres. De acuerdo con Thirlwall (2002), la convergencia es más esperable en el espacio de los modelos neoclásicos de crecimiento, porque el progreso técnico es exógeno siempre, es decir, es idéntico para todos los países¹.

Se encuentra evidencia también de que las economías alternan periodos de crecimiento rápido y lento e, igualmente, las economías demandan más o menos factores productivos en relación con el producto. De modo que, en algunos períodos, se ha registrado tanto la escasez como la abundancia de los factores que pueden explicarse por fenómenos de naturaleza estructural, como la naturaleza de la tecnología o el crecimiento desbalanceado entre las variables (población e ingresos, por ejemplo); además, el mecanismo de los precios no basta siempre para corregir esos desequilibrios.

Por ejemplo, el período de entreguerras se caracteriza por el lento crecimiento y la reducida demanda relativa de trabajo. Por el contrario, durante las décadas posteriores a la Segunda Guerra Mundial, las economías crecen de manera rápida con una demanda sostenida de este factor, con productividad creciente. En esa época varios países menos desarrollados superaron el ritmo de crecimiento de los desarrollados. No obstante, a partir de la década de 1970, el crecimiento se tornó inestable en muchas regiones y, de nuevo, el sector productivo demanda relativamente menores cantidades de trabajo relativas, mientras la productividad crece más despacio en diversas regiones del mundo.

Aquel panorama se ha prolongado por décadas, mientras muchas economías menos desarrolladas han adoptado políticas económicas de apertura comercial, abandonando el objetivo de la industrialización, si bien otros países han persistido en esta estrategia (Chang, 2002). Puede observarse que, luego de algunos lustros, los resultados en términos del crecimiento y el desarrollo para cada grupo

¹ Agradezco a un dictaminador anónimo, quien sugirió incluir este punto.

de países son distintos, pero puede decirse también que no existe una explicación universalmente aceptada sobre las causas del fenómeno del crecimiento o sobre la *correcta* relación entre las variables para ganar un ritmo mayor con mejores perspectivas de empleo para la creciente población.

Kaldor (1966) postula que, en las economías menos maduras, los sectores económicos crecen a tasas distintas. En particular, el manufacturero es el sector con mayores posibilidades de incorporar innovaciones tecnológicas, mientras que los trabajadores muestran la mayor posibilidad de aprender e incrementar sus habilidades. En suma, este el sector puede crecer más rápidamente, su productividad puede incrementarse a mayor velocidad y puede transmitir estos impulsos al resto de los sectores, lo que, en definitiva, explica que las economías muestren crecimiento rápido, como se verá más adelante. El conjunto de relaciones postuladas por Kaldor (1966) ha sido objeto de discusión en diversos momentos, así como de diversas pruebas con técnicas de estadística aplicada desde el punto de vista macroeconómico (McCombie, Pugno y Soro, 2002). Además, diversos autores retornan a la ley de Verdoorn como base teórica para explicar el comportamiento observado de diversas economías (Cabezas, Laría y Rama, 2011; Ocegueda, 2003; Sánchez y García, 2015).

El análisis de Kaldor (1966) implica, entonces, que el crecimiento es un fenómeno desbalanceado. En otros términos, implica el cambio de la estructura productiva junto con este fenómeno, derivado del comportamiento desigual de las ramas, mientras se trasladan recursos productivos hacia las ramas que crecen más rápidamente, desde los sectores atrasados, de modo que la productividad y los salarios tienden a igualarse en toda la economía (Fajnzylber, 1983; Fei y Ranis, 1961; Lewis, 1954; Silva y Texeira, 2008). *Ipsa facto*, este fenómeno se asocia con la cuestión del desarrollo, entendido como un fenómeno donde las actividades que demandan más empleo (por unidad de producto), con mayor productividad de los factores y mayor capacidad de crecimiento, ganan peso y, por tanto, la economía puede ofrecer mejores oportunidades de bienestar. Es decir, el crecimiento de la industria manufacturera en relación con el producto total explica el desarrollo de las economías o, de otro modo, las economías no se desarrollan sino por medio de la industrialización (Reinert, 2005) y las economías ya industrializadas requieren mantener el dinamismo de este sector con ese mismo fin.

La discusión sobre la llamada ley de Verdoorn continúa sobre todo en el plano de la economía agregada a un solo sector, pero debería ser relativamente simple extenderla hacia el espacio de los modelos multisectoriales y el estudio del cambio estructural, por ejemplo, en el marco del modelo insumo-producto (IP). Allí, el terreno es propicio para estudiar el papel de las distintas ramas en la dinámica de la economía y entender el significado del cambio estructural que resulta del crecimiento desigual entre las ramas y la preminencia de las manufacturas en estos procesos. En efecto, este modelo se ha aplicado con frecuencia en el análisis de las relaciones entre sectores específicos y la estructura económica.

De manera similar, la ley de Kaldor-Verdoorn plantea que la manufactura juega un papel particular en el crecimiento de la economía, dadas sus relaciones con el resto de los sectores (Davanzati, Patalano y Traficante, 2019; McCombie, Spreafico y Xu, 2018). En ninguno de estos dos casos, sin embargo, se ha analizado el cambio estructural que, *a fortiori*, ocurre cuando un grupo de ramas crece más rápidamente que el resto. Por otra parte, vale recordar que el modelo IP es estático y el análisis del cambio estructural ha ocurrido, esencialmente, en el plano del análisis de estática comparada, si bien ha habido esfuerzos para incorporar elementos dinámicos, donde el papel del acervo de capital de las distintas ramas es fundamental para seguir la senda de desarrollo de la economía (Aulin-Ahmavaara, 2000; Okuyama, 2017).

Baumol (1967), por su parte, presenta un modelo muy conocido, donde la productividad en las manufacturas es creciente, mientras que en el resto de las actividades la productividad relativa mengua, de donde los precios de los bienes manufacturados serán decrecientes y, de allí, su oferta relativa debería aumentar en relación con el segundo sector. Sin embargo, el autor no enfatiza en la importancia de los sectores industriales ni analiza sus características a fondo.

En una veta distinta, Herrendorf, Rogerson y Valentinyi (2014) proponen un modelo de crecimiento y cambio estructural, suponiendo que prevalece lo que llaman “crecimiento balanceado aproximado”, donde concluyen que las condiciones para generar “crecimiento balanceado exactamente”, junto con transformación estructural, son muy estrictas y, por tanto, difíciles de alcanzar. Estos autores definen el “crecimiento balanceado” como aquel donde la tasa y la rentabilidad del capital en todos los sectores sigue las mismas tendencias, mientras que las relaciones entre las variables del modelo pueden cambiar, como la composición del producto y del empleo entre los sectores, junto con la estructura productiva.

De acuerdo con estos autores, a lo largo del proceso de industrialización, el sector agrícola pierde peso en favor de la industria y, en etapas más avanzadas, son los servicios los que ganan importancia en la producción. En el largo plazo, la productividad de la agricultura, por tanto, se iguala con la industrial y, después, ambas, con la de los servicios. Sin embargo, tal definición de “crecimiento balanceado” es al menos extraña, puesto que en cualquier modelo de equilibrio la tasa de interés y la rentabilidad del factor capital deben ser iguales en todos los sectores, excepto que el sistema se encuentre en una etapa de transición entre dos equilibrios. Por supuesto, en tales condiciones, este factor no tendrá incentivos para trasladarse de sector a sector, por lo que sirve de ancla al estado de equilibrio, pero la tecnología puede ser el factor que modifique las relaciones entre las variables.

El presente trabajo, no obstante, no se ocupa del problema de la rentabilidad o del equilibrio, sino únicamente del cambio estructural, entendido como la variación del peso de los sectores y las ramas en el producto y en el empleo. En ese sentido, son numerosas las posibilidades de aplicación de la ley Kaldor-Verdoorn en el análisis estructural, a partir de la aplicación del modelo IP. Para tal fin, el documento

se organiza como sigue: en la primera sección, se revisan las bases teóricas del modelo IP y se plantea el modo de abordar el cambio estructural en una perspectiva que puede extenderse hacia otros modelos multisectoriales que guardan, por lo menos, alguna similitud formal entre sí. Esta sección, sin embargo, no tiene la intención de ser una revisión exhaustiva de la teoría, sino que solo se contenta con lo enunciado. La segunda sección examina someramente ley de Kaldor-Verdoorn, estudiada con amplitud en diversos trabajos. En la tercera parte, extiende esta ley al caso de la teoría mesoeconómica en el sentido de Fontela y Pulido (2009). Por último, se ofrecen algunas conclusiones.

UNA VISIÓN MESOECONÓMICA DEL CAMBIO ESTRUCTURAL

La estructura productiva se define a partir del conjunto de las ramas en la economía, que se relacionan cuando intercambian los bienes que, primero, cada una produce y, segundo, los compradores emplean como insumos en sus procesos productivos. La intensidad de tales relaciones, en cuanto al tamaño del producto de cada rama o de los acervos factoriales acumulados, es elemento importante para caracterizar la interdependencia entre las ramas y a las estructuras económicas en su conjunto (Leontief, 1937).

Desde épocas tempranas el modelo IP se ha empleado para la comparación entre las estructuras económicas, entre otras, a fin de encontrar regularidades que expliquen la capacidad de crecimiento y el grado de desarrollo de las economías (Aroche, 2006; Carter, 1970; Chenery y Watanabe, 1958; Fanjul, Maravall, Pérez-Prim y Segura, 1975; Feldman, McClain y Palmer, 1987; Hewings, 1996; Leontief, 1963; Márquez, 2016; Messa, 2016). Se espera que, en cada etapa del desarrollo, las economías adopten determinadas características estructurales propias (Aroche, 2013), o bien, que existan rasgos estructurales que permiten distinguir tales etapas de desarrollo.

De ese modo, el cambio del sector productivo justamente implica el tránsito de una etapa a otra, por ejemplo, si las ramas más dinámicas aumentan su participación en el producto, los factores emigran hacia aquellas con mayor productividad y mejores remuneraciones, a la vez que adquieren capacidades que permiten al sistema producir nuevos bienes, es decir, la economía se desarrolla. Las tecnologías usadas cambian a la par, cambiando también las proporciones entre las variables.

Un grupo de modelos de producción multisectorial suponen que las mercancías se producen por medio de mercancías producidas (Cassel, 1918; Leontief, 1937; Marx, 1977; Walras, 1987/1874), que cada rama produce un bien solamente; además de que cada uno de ellos puede ser producido por una rama solamente; existen, entonces, n bienes y n ramas en la economía. Otro grupo de modelos, sin embargo, admite que las ramas pueden producir más de un bien a la vez o que cada bien puede ser producido por más de una rama (Pasinetti, 1981; Sraffa, 1975/1960;

von Neumann, 1987). En estos modelos, existen entonces n bienes y m ramas y es posible que $n \geq m$ (si cada rama produce un bien o más) o bien que $n \leq m$ (si cada bien se produce en una rama o más).

Existe un conjunto T de tecnologías factibles², conocidas por cada uno de los productores (Debreu, 1973), con elementos $1, 2, \dots, t$, donde $t \geq n$. Pero, en un momento dado, se emplean solo n de ellas, es decir, cada rama usa una tecnología homogénea. El proceso de elección de tecnología puede ser endógeno al modelo (Cassel, 1918; von Neumann, 1987; Walras, 1987/1874), o bien, exógeno (Marx, 1977; Pasinetti, 1981; Leontief, 1994). De todos modos, se entiende que la rentabilidad de los procesos es relevante para tal elección. Dado que todas las empresas están sujetas al mismo sistema de precios, en pie de igualdad, y que todas comparten el mismo conjunto de información, todas ellas emplearían la misma tecnología en cada rama.

Las empresas en cada rama ponen a disposición de los consumidores su producción y, a su vez, adquieren las mercancías que emplearán como insumos en su proceso productivo en algún período posterior. La economía sigue un flujo circular, basado en tal patrón de interdependencia sectorial (Leontief, 1937; Schumpeter, 1997/1911). En los modelos cerrados, cada mercancía es estrictamente producto al menos de algún sector, de modo que la oferta de los factores productivos deriva del consumo de mercancías en alguna rama del sistema económico que mantiene unas relaciones técnicas (Leontief, 1937; von Neumann, 1987).

Los modelos abiertos, por el contrario, admiten la existencia de factores no producidos, de modo que algunas actividades económicas (como el consumo de los individuos, la reproducción de la fuerza de trabajo, el ahorro, la inversión o la transformación de esta en medios de producción fijo) ocurren fuera del modelo productivo (Cassel, 1918; Leontief, 1944; Marx, 1977/1893; Walras, 1987/1874). Por supuesto, vale aclarar que no todos los modelos aceptan la existencia de “factores productivos”, particularmente del capital, además de que su remuneración no está justificada de manera similar a la de otros elementos de la producción (Bliss, Cohen y Hartcourt, 2005; Marx, 1977/1893; Pasinetti, 1981; Sraffa, 1975/1960).

De acuerdo con Leontief (1937; 1944) el proceso de producción de la economía en un modelo cerrado se representa como en la ecuación (1)³; y en un modelo abierto, según se muestra en la ecuación (2).

$$\mathbf{x} = \mathbf{X}_1 \quad (1)$$

² En este trabajo se define a una tecnología como factible, si existe, emplea insumos para producir en cantidades no negativas, la producción ocurre en el tiempo y esta es irreversible, es posible cambiar la escala de producción y puede coexistir con otras (Debreu, 1973).

³ Si bien esta notación corresponde al modelo IP, lo que sigue puede también ser útil para discutir otros modelos multisectoriales de producción.

$$\mathbf{x} = \mathbf{X}_{i+f} \quad (2)$$

Donde \mathbf{x} es el vector del valor de la producción, \mathbf{X} es una matriz de intercambios de mercancías entre las ramas, \mathbf{i} es el vector columna unitario (permite sumar a las entradas de la matriz \mathbf{X} en un vector columna) y \mathbf{f} es el vector de demanda final. Este vector puede descomponerse entre el consumo de los distintos tipos de agentes y otras actividades como la inversión. La dimensión de estos vectores y matrices está determinada por el número de sectores n , de mercancías m , r tipos de agentes y sus s actividades económicas (como el consumo, el ahorro o la inversión).

Los procesos productivos emplean medios de producción en proporciones determinadas por la tecnología. Si esta observa rendimientos constantes a escala, el sistema puede normalizarse, en otros términos, escribirse para la producción de una unidad de producto en cada rama ($\mathbf{A} = \{a_{ij}\} = \mathbf{X} \cdot \hat{\mathbf{x}}^{-1}$ y $\hat{\mathbf{x}}^{-1}$ es la inversa de la matriz diagonal de \mathbf{x} , el vector del producto bruto), las cantidades reales empleadas de cada producto como insumo se determinan por la escala de la producción ($\mathbf{x} = \mathbf{A}\mathbf{x}$). Las proporciones por unidad de producto a_{ij} se denominan “coeficientes técnicos” (Cassel, 1918; Leontief, 1927; Pasinetti, 1971; Walras, 1987/1874). $\sum_i a_{ij} = 1_j$ en un modelo cerrado y $\sum_i a_{ij} + v_i = 1_j$, en un modelo abierto, donde v_i es la proporción del producto con el que contribuyen los factores productivos —el valor agregado—. Tales coeficientes reflejan el grado de dependencia entre las ramas y caracterizan a las técnicas de producción (Cassel, 1918).

Vale anotar que cuando se incrementa algún coeficiente en una línea de producción, al menos algún otro debe disminuir y se dice que se ha modificado la tecnología. En principio, dado que se trata de modelos de equilibrio de corto plazo, la tecnología empleada en cada actividad no tiene por qué cambiar, mientras que los precios relativos serán estables (equilibrio). Si aumentara la demanda de manera autónoma y no existieran bienes escasos que constriñan el proceso, la producción aumentaría, empleando la misma tecnología. El crecimiento ocurre análogamente si se incrementa la oferta de mercancías y la demanda es elástica. Todas las ramas del sistema económico se expanden a la misma tasa.

No obstante, si cambian las preferencias de los consumidores y, con ello, la composición de la demanda o cambian las condiciones de producción y, con ello, los precios relativos de los productos y los insumos, la rentabilidad relativa de los diversos procesos cambia. Ello genera cambio estructural, cuando los empresarios sustituyen sus tecnologías por otras que devienen más rentables. Asimismo, la aparición de nuevas tecnologías de producción que impliquen menores costos de producción puede acelerar el cambio tecnológico. Adicionalmente, la aparición de nuevos productos modificará también la estructura productiva, si induce cambios en la composición de las canastas de consumo.

En cualquier caso, una vez aceptada la posibilidad de estos procesos de cambio, las ramas crecerán a tasas diferenciadas. El carácter desbalanceado del crecimiento

del sistema se acentuará si la productividad de los factores es diferente en las distintas ramas. De ese modo, las remuneraciones de los factores pueden diferenciarse por rama en el corto plazo (cada factor empleado en cada rama se convierte en una mercancía particular). No obstante, los modelos de equilibrio multisectoriales no incorporan ninguna de estas cuestiones y, desde el punto de vista empírico, solo es posible hacer estudios de estática comparada.

LA LEY DE KALDOR-VERDOORN

En un estudio sobre los determinantes de la productividad agregada del trabajo, Verdoorn (1949) notó que la elasticidad de la productividad laboral con respecto al ritmo de crecimiento del producto industrial es alrededor de 0,45 y constante para varios países en un horizonte temporal largo. Es decir, la productividad del factor trabajo crecerá en 0,45 si el producto industrial aumenta en una unidad. El autor explica este hecho, porque la expansión de la producción industrial favorece al desarrollo de la división del trabajo y, con ello, la destreza de los operarios.

Asimismo, este autor postuló que la relación entre estas variables para sectores distintos presentará, en general, valores distintos, pero será constante durante largos periodos. Como se sabe, el referido artículo pasó desapercibido por un largo período, hasta que lo refirió Kaldor (1966) en su conocido trabajo. Sin embargo, quizá este autor no siempre estaría de acuerdo con aquel con respecto a las implicaciones de esta ley (Soro, 2002), ya que, en efecto, este último aborda la cuestión del crecimiento económico empíricamente, apelando a la evidencia estadística de algunos países, y ofrece interpretaciones distintas de la relación entre el crecimiento de la productividad y del producto (Soro, 2002; Verdoorn, 1980). Dada su simplicidad, esta ley no ha sido cuestionada en su esencia, pero su demostración empírica a partir de técnicas estadísticas ha estado sujeta a diversos problemas, de modo que buena parte de la discusión se ha centrado en estas cuestiones técnicas, además de los supuestos sobre la forma de la función de producción que hace posible su validez (Rowthorn, 1975; Soro, 2002; Verdoorn, 1980).

Según Kaldor (1966), la economía de Gran Bretaña a partir de la segunda posguerra crecía lentamente en relación con el resto de los países desarrollados, a causa de su relativa “madurez” frente a los segundos. Es decir, en aquel lugar, la productividad y el ingreso per cápita generado son similares en todos los sectores económicos (tres: primario, industrial y de servicios) y, por tanto, no es posible que alguno funcione como motor del resto o del sistema en conjunto. En economías “menos maduras”, por el contrario, el sector manufacturero cumple esa función, ya que su producto muestra altos multiplicadores hacia otros sectores, por sus encadenamientos hacia atrás y delante, dadas su demanda y oferta de bienes empleados como insumos. Además, la función de demanda de este sector presenta mayor elasticidad frente a la expansión del ingreso, por lo que el crecimiento sectorial tiende a retroalimentarse y a perpetuarse. Es decir, la ley de Verdoorn permite a Kaldor

deducir que, si existen rendimientos crecientes en la economía, estos ocurren principalmente en la industria manufacturera (McCombie, Pugno y Soro, 2002).

Por otra parte, el sector manufacturero se expande más rápidamente, porque atrae a la inversión en capital en mayor grado, incorporando rápidamente las innovaciones técnicas. Al mismo tiempo, la productividad laboral crece más velozmente, gracias a esta expansión del producto, que facilita el aprendizaje y la especialización de la mano de obra. Por último, la productividad en el sector primario y en el de servicios se expande como resultado del crecimiento industrial, porque este absorbe mano de obra redundante en aquellos, o bien, porque les demanda bienes en mayor cantidad. De ello se desprende que el empleo de los factores productivos en tales sectores es más eficiente. Por último, los productos de la manufactura en cantidades crecientes pueden también estimular la producción en el resto de los sectores, gracias a los encadenamientos hacia delante de estas actividades, que también son mayores que aquellos de los sectores primario y terciario.

Efectivamente, la relación positiva entre el crecimiento de la productividad y del producto postulada por Kaldor (1966) se explica por las características del propio sector manufacturero, que han sido ampliamente aceptadas por diversos autores. Por ejemplo, su mayor capacidad de generar y adoptar innovaciones técnicas o la posibilidad de que aparezcan rendimientos crecientes en sus procesos productivos o de ofrecer nuevos productos con elasticidades-ingreso de la demanda crecientes, los que constituyen fuentes de crecimiento ilimitado. Asimismo, se ha aceptado que la manufactura tiene una mayor capacidad de transmitir tales impulsos al crecimiento hacia otros sectores, por medio de su consumo de bienes que emplea como insumos (sobre todo producidos por los servicios), lo cual incrementa la productividad en estas ramas proveedoras, sin que estas modifiquen necesariamente la cantidad de factores que emplean o su tecnología.

A lo anterior se suma que se ha reconocido también la capacidad de la manufactura para absorber a la fuerza de trabajo desplazada de otros sectores cuando modernizan su modo de producir (a veces también como respuesta a la demanda creciente del sector industrial). A partir de ello, la productividad laboral se incrementa —la agricultura tradicional es el caso más evidente—. Por último, dadas todas estas características se atribuye a la manufactura la capacidad de crecer de manera autónoma, a diferencia del resto de los sectores (Fei y Ranis, 1961; Lewis, 1954; Thirwall, 2006).

LA LEY DE KALDOR-VERDOORN EN SU FORMA MULTISECTORIAL

Esta sección tiene como propósito revisar —así sea someramente— la manera en que algunos autores han abordado la cuestión del crecimiento desde el punto de vista de los modelos multisectoriales, a fin de incluir elementos útiles para propo-

ner la manera en que puede abordarse la ley de Kaldor-Verdoorn desde el punto de estos modelos. El punto de partida es la validez de esta relación.

A lo largo de la historia del pensamiento económico, se encuentran diversos modelos multisectoriales que discuten cómo asociar el cambio estructural con el crecimiento del sistema. En principio, estos modelos son de equilibrio estático, por ejemplo, el “Cuadro Económico” de Quesnay (1756/1780) muestra cómo se reproduce una economía compuesta por tres sectores productivos (asociados a tres clases sociales) que consiguen un resultado común, satisfactorio para cada uno. El modelo no considera que los agentes puedan tomar decisiones de producción o consumo desviadas de las proporciones de equilibrio. Si bien Quesnay no tiene en cuenta que si la economía puede crecer, en el marco del modelo, parece razonable esperar que todos los sectores crecerían al mismo ritmo.

En el tomo II de *El Capital* (1893/1877), Marx presenta dos modelos para analizar la manera en que circula el capital en una economía de dos sectores, primero, en una situación estática y, luego, en un sistema en crecimiento, determinada por la acumulación del excedente. En este último, Marx discute que si cada sector demanda lo que produce el otro y se mantienen las proporciones entre ellos, la economía alcanza el equilibrio. Ello significa que, si el crecimiento sectorial acusa tasas distintas, no necesariamente los vendedores de mercancías encontrarían compradores, y viceversa, lo cual se traduce fácilmente en crisis económicas. En este modelo los trabajadores y los empresarios disputan el valor agregado (ganancias sumadas a salarios), de modo que el sistema cae en situaciones de sobreproducción de mercancías fácilmente, si la distribución no conserva las proporciones adecuadas (Kalecki, 1967/1991).

Rosa Luxemburgo (1913) considera que la fragilidad del equilibrio en este modelo puede corregirse si es posible encontrar mercados externos al sistema que absorban tal oferta en exceso, cuando los salarios pierden participación en el valor agregado y los trabajadores no pueden consumir plenamente los bienes producidos para ellos. Alternativamente, si el sistema incluye un sector productor de algún bien empleado que pueda emplearse como dinero, la circulación del capital será más fácil.

Tugan-Baranowski (1915) formula un modelo similar al de Marx, pero divide al sector productor de bienes de consumo en dos, uno que produce mercancías para el consumo de los obreros, por monto igual a sus salarios, y otro que produce bienes para el consumo de los empresarios, pagadas por medio de sus ganancias netas de su ahorro. Este autor demuestra que la demanda por bienes de inversión es creciente como proporción de la renta nacional. Por tanto, es inevitable la sobreproducción de los bienes de consumo de los asalariados, puesto que, en el modelo, los salarios disminuyen con respecto a la productividad real del trabajo. Asimismo, Tugan-Baranowski predice que la tecnología se tornará crecientemente intensiva en capital, por lo que puede producirse desempleo de la fuerza de trabajo.

Kalecki (1993/1968) explica, en este marco, que solo el sector público es capaz de conseguir las proporciones necesarias para evitar el desequilibrio entre la oferta y la demanda de las distintas clases de producciones (bienes de capital, bienes de consumo de cada tipo), cuando el Gobierno se endeuda y gasta, absorbiendo capacidad de demanda que el sector privado es incapaz de ejercer, dada esa peculiar distribución del ingreso. No obstante, además de la subdivisión del sector productor de bienes de consumo, Kalecki mantiene su modelo en una perspectiva macroeconómica que no permite estudiar la estructura de la demanda y sus efectos sobre la producción.

Löwe (1976), por su parte, plantea un modelo de tres sectores, a la manera de Tugan-Baranowsky, con un sector productor de bienes de consumo y dos de bienes de capital, el primero para producir maquinaria y el segundo, bienes de consumo. El crecimiento de los sectores debe ajustarse de manera que la demanda de bienes de cada tipo sea compatible con la oferta. Existe, además, progreso técnico, de manera que las proporciones entre las partes del sistema no son constantes.

En la economía neoclásica, Cassel (1918) plantea un modelo multisectorial de equilibrio (n sectores) a la manera de Walras (1877/1874), pero, como se sabe, rechazando diversos planteamientos neoclásicos. Mediante el intercambio de bienes producidos, la economía alcanza un estado de equilibrio dinámico, es decir, conjetura que el sistema produce un sistema de precios estrictamente positivo que asegura la igualdad de la oferta y la demanda de cada mercancía producida; además de una tasa de expansión idéntica para todas las ramas.

Von Neumann (1987), bajo condiciones estrictas, demuestra la existencia de un sistema de precios y uno de cantidades (duales) para una economía cerrada, similar a la de Cassel, donde se genera excedente y las ramas crecen a la misma tasa. En este sistema, mantener las proporciones entre las producciones y los consumos de los distintos tipos de bienes es una condición indispensable para permitir la reproducción del sistema económico, que no se desviará de la senda de expansión en equilibrio balanceado.

Si bien Leontief (1937; 1944) no analiza el crecimiento económico ni el cambio estructural en los modelos IP cerrado o abierto, este último modelo se ha empleado como marco de referencia para simular los efectos de alterar el valor o la composición de las variables exógenas sobre el producto (por ejemplo, el gasto ampliado del sector público en ciertas mercancías). Es decir, en el marco del modelo se construyen ejercicios de simulación de corto plazo, donde las proporciones entre las variables endógenas permanecen inalteradas y existen recursos para satisfacer la demanda ampliada de cada uno, si fuera el caso. Tales ejercicios asumen, implícitamente, que los efectos de una expansión de la demanda son temporales y que, una vez agotados, la economía vuelve a su nivel de partida. En todo caso, no contemplan cambios en las proporciones dentro del sistema.

Por otra parte, el modelo IP no considera el problema de generación de excedente y, por tanto, no existe posibilidad de crecimiento. La hipótesis del flujo

circular sobre la que se construye el modelo admite solo la reproducción simple de la economía. Si hubiera alguna forma de crecimiento, debería ser balanceado, de modo que las proporciones entre las variables se mantuvieran fijas. El modelo IP es un modelo de equilibrio, donde la circulación de mercancías y capital está garantizada. En las economías del mundo real, sin embargo, las proporciones entre las variables cambian con frecuencia; las tablas de coeficientes difieren año con año para cualquier país o región; es decir, el cambio estructural es desbalanceado y continuo. Entretanto, las economías han mostrado largos períodos de crecimiento relativamente estable, es decir, el cambio técnico y el cambio estructural no necesariamente derivan en crisis por desbalances.

Ahora bien, la ley de Kaldor-Verdoorn se refiere a la capacidad un grupo de ramas para impulsar el crecimiento general de la economía, es decir, el estudio de esta relación requiere la diferenciación de las ramas. En el modelo IP (o en cualquier modelo multisectorial, representado de manera análoga a este), las matrices y los vectores de datos deben entonces partitionarse de manera de representar este supuesto y, enseguida, estudiar las relaciones entre los grupos de ramas: las manufacturas y el resto; o entre las manufacturas, el resto de las industrias (generación de electricidad y construcción), los servicios y las ramas extractivas; o bien, alternativamente, entre grupos de manufacturas (alta, media y baja tecnología), otras industrias, grupos de servicios (intensivos o no intensivos en conocimientos), la minería y las actividades rurales (agricultura, ganadería, forestería). Las posibilidades estarán en función del foco de interés del estudio. Un ejercicio de partición de la matriz supone la descomposición de los multiplicadores intersectoriales, es decir, permite estudiar las relaciones entre los grupos de sectores planteados.

A partir de esto último, Miyazawa (1966; 1968; 1971) propone, justamente, formar distintos grupos con las ramas en un sistema económico y estudiar las relaciones que se establecen entre ellos. Esta perspectiva puede emplearse también en estudios sobre las relaciones entre las ramas en distintas regiones, vinculadas por medio de los intercambios de bienes empleados en la producción. La propagación de los efectos del crecimiento de la demanda (o de sus componentes) puede estudiarse mediante el modelo IP.

La matriz de multiplicadores muestra la influencia que tiene la actividad económica de cada sector sobre el resto. Sin embargo, en este análisis, se pierden los efectos de la interacción entre grupos de sectores. Por el contrario, si la matriz de coeficientes técnicos se particiona, los resultados permiten descomponer los multiplicadores entre las ramas pertenecientes a distintos grupos y, de este modo, apreciar los efectos de derrame de los efectos del crecimiento entre estos grupos, además de los multiplicadores dentro de cada grupo de ramas.

En este marco, siguiendo a Kaldor (1966), se definen dos grupos de ramas exactamente: (1) las manufacturas y (2) el resto, la matriz A (de coeficientes técnicos) se escribe de la siguiente forma:

$$A^* = \left(\begin{array}{c|c} A^{11} & A^{12} \\ \hline A^{21} & A^{22} \end{array} \right)$$

Las submatrices A^{11} y A^{22} son cuadradas de orden $m \times m$ y $(n-m) \times (n-m)$ si A^* es de orden $(n \times n)$ y existen m manufacturas en la economía, las submatrices A^{12} y A^{21} son de orden $m \times n$ y $n \times m$, respectivamente, y corresponden a (1) los coeficientes de insumos empleados por las ramas no manufactureras, producidos por las manufacturas A^{12} y (2) los coeficientes de insumos no manufactureros empleados por las manufacturas A^{21} . La solución del modelo de Leontief requiere del cálculo de la siguiente matriz:

$$B = (I - A^*)^{-1}$$

La inversa de una matriz particionada se encuentra con el método de Gauss de eliminación (Gantmacher, 1959; Miyazawa, 1966; Sonis y Hewings, 1993), que permite determinar los multiplicadores internos y externos (a cada bloque o grupo de sectores). Los multiplicadores internos se refieren a las influencias que transmiten las ramas dentro de cada grupo (submatrices A^{11} y A^{22}).

En términos de Kaldor (1966), los multiplicadores externos a las manufacturas, justamente, dan cuenta de las influencias que este bloque derrama sobre el resto (a partir de la submatriz A^{21}), cuando demandan bienes que se emplean como insumos de las manufacturas. Si el producto y la productividad del trabajo manufacturero se expanden, crecerán también las compras de insumos no manufactureros y, por tanto, de la producción no manufacturera. A su vez, la expansión de los sectores no manufactureros causará el crecimiento de la demanda por insumos manufactureros y, por tanto, de su producto, a partir de la submatriz A^{12} . Esto último puede ser causa de una nueva ola de crecimiento del producto y la productividad de los sectores manufactureros. De este modo, el crecimiento puede ingresar en un proceso autosostenido.

En su versión multisectorial, la ley Kaldor-Verdoorn puede refinarse con facilidad, por ejemplo, distinguiendo entre diversos grupos de ramas manufactureras. De acuerdo con algunas hipótesis, son las ramas de alta tecnología las que muestran mayores tasas de crecimiento, mayores elasticidades-precio de la demanda o mayores multiplicadores (García, Aroche y Ramos, 2007; Márquez, 2016). De acuerdo con otros autores, las ramas productoras de maquinaria y equipo eléctrico, electrónico y no eléctrico, entre otras, muestran mayor capacidad de crecer, de incorporar los avances tecnológicos y transmitirlos al resto de la economía (Zárate, 2018). En ambos casos, puede constituirse un grupo adicional para separar a las manufacturas, a su vez, en dos, y la matriz A se particionaría en tres grupos y así sucesivamente. Sin embargo, en el límite, la matriz particionada en n grupos iguala a la inicial de orden $n \times n$.

CONCLUSIONES

La ley de Kaldor-Verdoorn coincide con la hipótesis del crecimiento desbalanceado. En una economía no madura, una vez que el sector manufacturero haya alcanzado una proporción relativamente importante del producto, si se expande a ritmos mayores que el resto de los sectores, será capaz de acelerar el crecimiento del sistema económico en su conjunto. En ese sentido, esta ley coincide también con la hipótesis del “gran empuje” (Rosestein-Rodan, 1943), puesto que el tamaño mínimo del sector manufacturero es una condición para el crecimiento sostenido.

Desde luego, el planteamiento de Kaldor supone la disponibilidad de factores necesarios para la expansión ilimitada. La escasez de alguno limita el crecimiento, a menos que sea posible su sustitución casi infinita y que los precios sean flexibles. En el mundo real, estas condiciones no siempre se cumplen y el crecimiento de la productividad y de la economía encuentran obstáculos (Kaldor, 1966).

La ley de Kaldor-Verdoorn se apoya en la hipótesis de que el sector manufacturero muestra una mayor capacidad para generar y transmitir impulsos al crecimiento, comparado con los productores primarios o los servicios. Tal capacidad puede explicarse a partir del comportamiento de la demanda por manufacturas complejas, a medida que se incrementan los ingresos de la población, o bien a partir de la inversión en capital en estas actividades. Esta ley no recurre a las exportaciones como explicación del crecimiento nacional, si bien tampoco niega que la demanda externa pueda ser una fuente de crecimiento. En todo caso, la distribución del ingreso es un factor que puede influir en la dinámica de la economía, puesto que es un determinante de la dinámica de la demanda. Es decir, ante mayores grados de concentración el consumo probablemente tendrá menor capacidad de responder a la oferta de nuevos productos, si bien quizá también la demanda estará dispuesta a pagar por bienes más costosos.

Una hipótesis extendida también es que la distribución del ingreso tiene también relación con el nivel de desarrollo de la economía. Ello significa que una economía desarrollada distribuye mejor el ingreso entre la población, cuando aquel implica la modernización de las estructuras sociales. A su vez, el crecimiento de la productividad implica el incremento de los ingresos y la mejor distribución. El crecimiento manufacturero propicia, entonces, el desarrollo.

Los modelos multisectoriales permiten estudiar la manera en que los sectores interactúan y cómo se difunden los impulsos de demanda y oferta entre ellos. Asimismo, es posible clasificar estos sectores y centrar la atención del análisis en determinadas relaciones entre ellos. Los primeros modelos multisectoriales se han empleado para discutir los problemas de circulación de las mercancías y del capital principalmente; más adelante, han podido incorporar problemas como el crecimiento.

En esta perspectiva, las ramas se clasifican según la ley de Kaldor-Verdoorn, entre manufacturas y el resto. La tabla IP puede partitionarse en dos grupos y, recurriendo

al modelo de Miyazawa y la solución propuesta en la literatura, se alcanza una solución que deja ver las relaciones dentro del grupo de ramas manufactureras, de las ramas no manufactureras y los derrames entre ambos. Por último, el sector de ramas manufactureras puede también subdividirse, por ejemplo, por niveles tecnológicos: baja, media y alta tecnología, y refinar el análisis de acuerdo con estos subgrupos.

Las subdivisiones internas de los sectores siempre suponen que existen grupos de ramas con mayor capacidad de generar y difundir los impulsos al crecimiento y, por tanto, merece la pena hacer una disección más fina de la estructura productiva.

RECONOCIMIENTOS

Agradezco al programa PAPIIT-UNAM su apoyo para el proyecto de investigación del que resultó este artículo.

REFERENCIAS

1. Aroche, F. (2006). Regímenes de crecimiento, cambio estructural y coeficientes de insumo. *El Trimestre Económico*, 73(292), 881-902.
2. Aroche, F. (2013). La estructura económica del (sub)desarrollo y el equilibrio general o ¿qué ocurrió con la teoría del desarrollo y con las estructuras económicas? *Revista de Economía Política*, 33(3), 538-550.
3. Aulin-Ahmavaara, P. (2000) *Dynamic input-output and capital*. Paper prepared for the Thirteenth International Conference in Input-Output Techniques. Macerata, Italy. Economic Statistics, Statistics Finland and Department of Economics, University of Helsinki.
4. Baumol, W. J. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth. the anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*, 57(3), 415-426.
5. Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare. What the long-run data show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
6. Bliss, C., Cohen, A., & Harcourt, G., (2005). *Capital theory*. Cheltenham: Edward Elgar.
7. Cabezas, S. R., Laría, P. I., & Rama, V. (2011). Industrialización y desindustrialización de Argentina en la segunda mitad del siglo XX. La paradójica validez de las leyes de Kaldor-Verdoorn. *Cuadernos de Economía*, 30(55), 235-271.
8. Carter, A. (1970). *Structural change in the American economy*. Cambridge (MA): Harvard University Press.
9. Cassel, G. (1918). *Theoretische sozialökonomie*. Leipzig: C. F. Winter.

10. Chang, H. J. (2002). *Kicking away the ladder. Development strategy in historical perspective*. Londres: Anthem Press.
11. Chenery, H., & Watanabe, T. (1958). International comparison of the structure of production. *Econometrica*, 26(4), 487-521.
12. Davanzati, G. F., Patalano, R., & Traficante, G. (2019). The Italian economic stragnation in a Kaldorian theoretical perspective. *Economía Política*, 36(3), 841-861.
13. Debreu, G. (1973). *Teoría del valor*. Barcelona: Bosch, Casa Editorial (primera edición de 1959).
14. Fajnzylber, F. (1983). *La industrialización trunca de América Latina*. México: Editorial Nueva Imagen.
15. Fanjul, O., Maravall, F., Pérez-Prim, J. M., & Segura, J. (1975). *Cambios en la estructura interindustrial de la economía española 1962-1970: una primera aproximación*. Madrid: Fundación del INI, Programa de Investigaciones Económicas.
16. Fei, J. C., & Ranis, G. (1961). A theory of economic development. *The American Economic Review*, 51, 533-565.
17. Feldman, S. J., McClain, D., & Palmer, K. (1987). Sources of structural change in the United States, 1963-78. An input-output perspective. *Review of Economics and Statistics*, 69, 503-510.
18. Fontela, E., & Pulido, A. (2009). Tendencias de la investigación en el análisis *input-output*. *Revista Asturiana de Economía*, 33, 9-29.
19. Gantmacher, F. R. (1959). *The theory of matrices*. Nueva York (NY): Chelsea Publishing Company.
20. Herrendorf, B., Rogerson, R., & Valentinyi, Á. (2014). Growth and structural transformation. En P. Aghion, & S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth* (pp. 855-941). Amsterdam: Elsevier.
21. Hewings, G. (1996). Sources of structural change in input-output systems. A field of influence approach. *Economic Systems Research*, 8(1), 15-32.
22. Kaldor, N. (1966). *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom. An inaugural lecture*. Cambridge: Cambridge University Press.
23. Kalecki, M. (1991). The problem of effective demand with Tugan-Baranovsky and Rosa Luxemburg. En J. Osiatynski (ed.), *Collected works of Michal Kalecki* (vol. II). Oxford: Clarendon Press (primera edición de 1967).
24. Kalecki, M. (1993). Las ecuaciones marxistas de reproducción y la economía moderna. *Investigación Económica*, 42, 71-79 (primera aparición en 1968).
25. Leontief, W. (1927). Über die theorie und statistik der konzentration. *Nationalökonomie und Statistik*, 126, 301-311.

26. Leontief, W. (1937). Interrelation of prices, output, savings, and investment. A study in empirical application of economic theory of general interdependence. *Review of Economic Statistics*, 19(3), 109-132.
27. Leontief, W. (1944). Output, employment, consumption, and investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 58(2), 290-314.
28. Leontief, W., & Strout, A. (1963). Multiregional input-output analysis. En T. Barna (ed.), *Structural interdependence and economic development. Proceedings of an international conference on input-output techniques, Geneva, September 1961* (pp. 119-150). Londres: Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-1-349-81634-7_8
29. Lewis, W. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 2(2), 139-191.
30. Löwe, A. (1976). *The path of economic growth*. Cambridge (MA): Cambridge University Press.
31. Luxemburgo, R. (1978). *La acumulación de capital*. Barcelona: Grijalbo (primera edición de 1913).
32. Márquez, M. A. (2016). *Los sectores de alta tecnología en América del Norte. Un análisis de redes interindustriales* (tesis doctoral). México D. F.: UNAM.
33. Marx, K. (1977). *El Capital. Crítica de la economía política* (tomo II, vol. 4). México: Siglo XXI Editores (primera edición de 1893).
34. McCombie, J., Pugno, M., & Soro, B. (2002). Introduction. En J. McCombie, M. Pugno & B. Soro (eds.), *Productivity growth and economic performance* (pp. 1-27). Londres: Palgrave Macmillan.
35. McCombie, J. S., Spreafico, M. R., & Xu, S. (2018). Productivity and growth of the cities of the Jiangsu province, China: A Kaldorian approach. *International Review of Applied Economics*, 32(4), 450-471.
36. Messa, A. (2016). Structural change in the Brazilian economy in the 2000. *Revista Económica Contemporánea*, 17(3), 452-467.
37. Miyazawa, K. (1966). Internal and external matrix multipliers as a matrix. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 8, 39-58.
38. Miyazawa, K. (1968). Input-output analysis and interrelational income multiplier as a matrix. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 8, 39-58.
39. Miyazawa, K. (1971). An analysis of the interdependence between service and goods-producing sectors. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 12, 10-21.
40. Ocegueda, J. M. (2003). Análisis kaldoriano del crecimiento económico de los estados de México. *Comercio Exterior*, 53(11), 1024-1034.
41. Okuyama, Y. (2017). Dynamic input-output analysis. En Thijs ten Raa (eds.), *Handbook of Input-Output Analysis* (pp. 464-484). Cheltenham: Edward Elgar Editors.

42. Pasinetti, L. (1971). The notion of vertical integration in economic analysis. *Metroeconomica*, 25(1), 1-29.
43. Pasinetti, L. (1981). *Structural change and economic growth*. Cambridge (MA): Cambridge University Press.
44. Quesnay, F. (1980). *El tableau économique de Quesnay* (editado por M. Kuczynski y R. L. Meek). México: Fondo de Cultura Económica (primera edición de 1756).
45. Reinert, E. (2005). German economics as development economics. From the thirty years war to world war II. En K. S. Jomo & Erik S. Reinert (eds.), *The origins of development economics. How schools of economic thought have addressed development* (pp. 48-68). New Delhi: Tulika Books.
46. Rosenstein, P. N. (1943). The problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe. *The Economic Journal*, 53, 202-211.
47. Rowthorn, R. E. (1975). What remains of Kaldor's law? *The Economic Journal*, 85(337), 10-19.
48. Sánchez, I. L., & García, M. R. (2015). Origen, debate y consideraciones teóricas de la ley Verdoorn. En I. Sánchez (coord.), *En la búsqueda del desarrollo regional en México*. México D. F.: Círculo Rojo.
49. Schumpeter, J. A. (1997). *Theorie der wirtschaftlichen entwicklung*. Traducido al español como *Teoría del desenvolvimiento económico. Una investigación sobre ganancias, capital, crédito, interés y ciclo económico*. México: Fondo de Cultura Económica (primera edición de 1911).
50. Silva, E., & Teixeira, A. (2008). Surveying structural change: Seminal contributions and bibliometric account. *Structural Change and Economic Dynamics*, (19), 273-300.
51. Sraffa, P. (1975). *Producción de mercancías por medio de mercancías*. Barcelona: Oikos-Tau (primera edición de 1960).
52. Sonis, M., & Hewings, G. J. (1993). Hierarchies of regional sub-structures and their multipliers within input-output systems: Miyazawa revisited. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 34, 33-44.
53. Soro, B. (2002). "Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro" fifty years on. En J. McCombie, M. Pugno & B. Soro (eds.), *Productivity Growth and Economic Performance* (pp. 37-63). Londres: Palgrave Macmillan.
54. Thirlwall, A. P. (2002). *The nature of economic growth: An alternative framework for understanding the performance of nations*. Londres: Edward Elgar.
55. Thirlwall, A. P. (2006). *Growth and development. With special reference to developing economies*. Londres: Palgrave Macmillan.
56. Tugan-Baranowski, M. (1915). *Los fundamentos teóricos del marxismo*. Madrid: Hijos de Reus.

57. Verdoorn, P. J. (1949). Fattori che regolano la productività del lavoro. *L'Industria*, 1, 45-53.
58. Verdoorn, P. J. (1980). Verdoorn's law in retrospect. A comment. *The Economic Journal*, 90(358), 382-385.
59. von Neumann, J. (1987). Über ein Ökonomisches Gleichungssystem und eine Verallgemeinerung des Brouwerschen Fixpunktsatzes. Traducido al español como *Un modelo de equilibrio general*. En J. Segura & C. Rodríguez (eds.), *La economía en sus textos*. Madrid: Taurus (primera edición de 1937).
60. Walras, L. (1987). *Éléments d'économie politique pure; ou, Théorie de la richesse sociale*. Traducido al español como *Elementos de economía política pura; o, teoría de la riqueza social*. Madrid: Alianza. (Primera edición de 1874)
61. Zarate, R. (2018). *La industria de bienes de capital como impulsor del proceso de desarrollo económico* (tesis doctoral). México D. F.: UNAM.

INFLUENCIA DEL CONTEXTO MACROECONÓMICO EN LA MORTALIDAD DE EMPRESAS EN PERÚ

Juan León Mendoza

León Mendoza, J. (2021). Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 403-430.

El objetivo de este artículo consiste en identificar los factores del contexto macroeconómico que coadyuvan al cierre de empresas en Perú. Para lograr este objetivo, se efectuaron regresiones estadísticas utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios, con datos de panel, correspondientes a veinticuatro departamentos. Los resultados indican que la mortalidad de las empresas tiende a aumentar en la medida en que disminuye la tasa de crecimiento del producto interno bruto, o en tanto que tiendan a incrementarse la tasa de inflación, el grado de apertura al comercio exterior, el crédito financiero y la carga tributaria.

Palabras clave: mortalidad empresarial; quiebra empresarial; regiones peruanas; variables macroeconómicas.

JEL: D21, L21, L26, M20.

J. León Mendoza

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Universidad Nacional del Callao, Facultad de Ciencias Económicas, Lima, Perú. Correo electrónico: jleonm@unmsm.edu.pe.

Sugerencia de citación: León Mendoza, J. (2021). Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 403-430. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.81957>

Este artículo fue recibido el 30 de agosto de 2019, ajustado el 23 de diciembre de 2019, y su publicación aprobada el 3 de enero de 2020.

León Mendoza, J. (2021). Influence of the macroeconomic context on business mortality in Peru. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 403-430.

The aim of this paper is to identify the macroeconomic factors that contribute to the closure of companies in Peru. To achieve this objective, statistical regressions were carried out by applying the ordinary least squares method to panel data corresponding to all 24 departments. The results indicate that business mortality tends to increase inversely to the growth rate of the gross domestic product, and directly to the rate of inflation, the degree of openness to foreign trade, financial credit, and the tax burden.

Keywords: Business bankruptcy; business mortality; macroeconomic variables; Peruvian regions.

JEL: D21, L21, L26, M20.

León Mendoza, J. (2021). Influência do contexto macroeconômico na mortalidade de empresas no Peru. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 403-430.

O objetivo deste artigo é identificar os fatores do contexto macroeconômico que contribuem para o fechamento de empresas no Peru. Para atingir esse objetivo, foram realizadas regressões estatísticas usando o método dos mínimos quadrados ordinários, com dados em painel, correspondentes a vinte e quatro departamentos. Os resultados indicam que a mortalidade das empresas tende a aumentar à medida que diminui a taxa de crescimento do produto interno bruto, ou seja, à medida que aumenta a taxa de inflação, o grau de abertura ao comércio exterior, o crédito financeiro e a carga tributária.

Palavras-chave: mortalidade empresarial; falência de negócios; regiões peruanas; variáveis macroeconômicas.

JEL: D21, L21, L26, M20.

INTRODUCCIÓN

En Perú, el porcentaje de empresas que fracasan o cierran sus operaciones es muy alto. Así, según el reporte de *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) correspondiente a 2017-2018, la tasa anual de discontinuación empresarial es de 6,2%, muy por encima del promedio mundial (3,6%) y representa la cuarta tasa más alta en el ámbito de los países de América Latina y el Caribe, detrás de Ecuador, Chile y Colombia. El cierre es mayoritariamente de empresas nacientes y nuevas (cuya creación no supera los 42 meses), tal que solo 30 de cada 100 llegan a permanecer y consolidarse en el mercado (Serida, Guerrero, Alzamora, Borda y Morales, 2018).

En el escenario de una alta tasa de mortalidad, según el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2019a), la magnitud del cierre de empresas entre los departamentos o regiones políticas del Perú es muy diferenciada. Por ejemplo, en el cuarto trimestre de 2018, se dieron de baja 193 empresas, en el departamento de Huancavelica; 24 766, en Lima y 2145, en Arequipa.

El concepto de mortalidad empresarial incluye la quiebra, la liquidación voluntaria y la fusión (Schary, 1991). Según Cincera y Galgau (2005), la mortalidad de empresas es determinada por el entorno, además de las características de la empresa y los factores sectoriales. El ambiente o entorno externo, en un sentido amplio, comprende los aspectos económicos, políticos, tecnológicos, sociales y demográficos (Martínez y Milla, 2012). Sin embargo, dentro de estos, predominan –como condicionantes del desempeño empresarial– los económicos, en especial los macroeconómicos (Lozada, Ortiz, Molina y Chávez, 2017). En ese sentido, García, Sánchez y Tomaseti (2016) consideran que los aspectos macroeconómicos afectan a todas las empresas de un país, de manera que los fracasos empresariales también obedecen a una evolución negativa del contexto macroeconómico.

Asimismo, Korol (2017) sostiene, primero, que las causas del fracaso empresarial son de origen interno y externo y, segundo, que en lo externo destacan, las variables macroeconómicas. Este autor señala que el comportamiento del contexto macroeconómico influye sobre todas las empresas y que el análisis de la quiebra empresarial ha enfatizado en los aspectos microeconómicos, lo que se considera obsoleto en un entorno económico y financiero internacional muy dinámico y globalizado.

Hunter e Isachenkova (2006) demuestran que el análisis del fracaso empresarial mejora sustancialmente si, además de los aspectos financieros de la empresa, se consideran los macroeconómicos. Ellos concluyen que la evolución de las variables macroeconómicas es igualmente importante que los indicadores financieros de la empresa. En la misma línea, Hol (2007) y Veronica y Anantadjaya (2014) señalan que los factores macroeconómicos y los elementos financieros de la empresa, en conjunto, explican el mayor porcentaje de las quiebras.

Levy y Bar-niv (1987) y Bhattacharjee, Higson, Holly y Kattuman (2009a, 2009b) sostienen que las fluctuaciones macroeconómicas son los determinantes más importantes de las probabilidades de quiebra de las empresas. A su vez, Ozturk y Kilic (2012) puntualizan que los aspectos del entorno macroeconómico son cruciales no solo para la decisión de salida del mercado, sino también para la entrada. Por otro lado, Zeitun, Tian y Keen (2007) indican que las variables macroeconómicas también tienen gran influencia sobre el desempeño de las empresas. Asimismo, según Liu (2004), Halim, Mohd, Rizal y Marzuki (2008) y Santoro y Gaffeo (2009), la existencia de una fuerte asociación causal entre la evolución de los factores macroeconómicos y el fracaso empresarial ocurre no solo en el corto plazo, sino también en el largo plazo.

La quiebra se produce, por lo general, en las empresas nacientes y nuevas, debido a que todavía son frágiles y con bajos estándares de solvencia (Macerinskiene y Mendelsonas, 2013). Sin embargo, el estudio de Valdez y Noda (2018) demuestra que las variables macroeconómicas influyen en la reducción del número de empresas en el mercado, independientemente de su edad.

En los estudios empíricos sobre la relación causal entre el contexto económico y la mortalidad empresarial se consideran, de manera reiterativa, las siguientes variables macroeconómicas: el nivel y la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) o el producto nacional bruto (PNB), la tasa de inflación, el desempleo laboral, el crédito y la tasa de interés bancarios, el grado de apertura de la economía al comercio exterior y el tipo de cambio (Dewaelheyns y Hulle, 2007; Halim *et al.*, 2008; Hazak y Männasoo, 2010; Santoro y Gaffeo, 2009).

Pese a que, en el ámbito internacional, la influencia de la evolución del contexto macroeconómico sobre la mortalidad empresarial ha sido ampliamente estudiada, en Perú no existen trabajos específicos al respecto. Una investigación que se aproxima es la efectuada por Mongrut, Alberti, Fuenzalida y Akamine (2011), pero referida a la insolvencia empresarial. Considerando una muestra de 62 empresas, correspondiente a once sectores productivos, los autores encontraron que la probabilidad de incurrir en situación de insolvencia dependía negativamente de la tasa de crecimiento del PIB sectorial; y de manera positiva, de la tasa de inflación y la tasa de interés activa.

Por lo expuesto, el objetivo de este artículo es identificar las variables macroeconómicas que influyen en la mortalidad empresarial a nivel de los departamentos o regiones políticas peruanas¹. Así, con información de datos de panel correspondiente a veinticuatro departamentos en el periodo 2014-2017, mediante la regresión estadística con el método de los mínimos cuadrados ordinarios agrupados, se trata de precisar las variables macroeconómicas departamentales que determinan el cierre de empresas.

¹ El Perú está compuesto de 24 departamentos. Cada departamento recibe también la denominación política de región.

Dado que, en el caso peruano, se observan grandes diferencias departamentales en las tasas de mortalidad empresarial, es pertinente efectuar una investigación desde esta perspectiva, en forma similar que los estudios de carácter regional desarrollados para otros países por Post y Moon (1988), Arauzo, Manjón, Martín y Segarra (2007); Iwasaki, Maurel y Meunier (2016), entre otros.

Por eso, el principal aporte de este artículo consiste en especificar, en términos econométricos, las principales variables macroeconómicas que contextualizan la mortalidad de empresas a nivel de los departamentos peruanos. Ello, en el marco de un modelo teórico formulado que enlaza la decisión microeconómica del cierre empresarial con los factores macroeconómicos.

El artículo se divide en cuatro secciones: revisión de la literatura relevante; formulación de un modelo que relaciona el cierre de las empresas con las variables macroeconómicas contextuales; luego se exponen los resultados y, por último, se presentan algunas conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

La definición de mortalidad empresarial utilizada aquí está condicionada por el tipo de información estadística disponible. En tal sentido, la mortalidad se conceptualiza y se mide como el número de bajas de empresas, es decir, comprende el “número de empresas que dejan de operar por el cierre o cese definitivo de sus actividades, suspensión temporal, fallecimiento en el caso de personas naturales y fusión o escisión en el caso de personas jurídicas” (INEI, 2019a, p. 56). En esta línea, Coad (2014) sugiere que el concepto de mortalidad empresarial es el que describe mejor a las empresas que cierran sus operaciones, de modo que incluye quiebras, liquidaciones voluntarias, discontinuidades temporales, fusiones y fracasos.

La mortalidad empresarial está relacionada, por lo regular, con el problema de la ganancia o la rentabilidad. Las empresas tienden a salir del mercado, cuando se hace insostenible una ganancia relativamente reducida, o si es negativa, de manera que la tendencia a la disminución de la rentabilidad antecede a la salida empresarial (Cressy, 1992). Asimismo, las variables macroeconómicas influyen sobre la ganancia de las empresas, por el lado de la demanda agregada. Así, períodos de contracción en el gasto agregado generan reducciones de la demanda de los bienes y servicios que producen las empresas. Ello se traduce en caídas en las ventas y, mediante este canal, en la disminución de las ganancias (Caballero y Hammour, 1994).

Dentro de ese marco secuencial, a continuación, se efectúa una revisión sumaria de la literatura empírica relevante y, a la vez, se especifican los canales teóricos de transmisión correspondiente entre el comportamiento de las variables macroeconómicas y la mortalidad empresarial.

El producto interno bruto

En principio, la evolución de la producción agregada marca el comportamiento de la actividad económica y de los ciclos económicos, lo que contextualiza y condiciona el desempeño de las empresas (Bhattacharjee *et al.*, 2009b). Así, en la lógica de la teoría keynesiana, en los períodos de caída en el nivel del PIB, disminuye el ingreso nacional y el ingreso personal, así como el gasto de consumo agregado (Keynes, 1992). Dado que el consumo es un componente muy importante de la demanda agregada, ello se traduce en una caída en las ventas y las ganancias y en una posterior posibilidad de salida de las empresas del mercado (Caballero y Hammour, 1994). De ahí que períodos de recesión o *shocks* negativos en la producción y la demanda agregada implican fracasos y cierres de empresas (Sikomwe, Kandufa, Giga y Mudzurandende, 2014) o que, en períodos de expansión económica, la ganancia tienda a aumentar, de modo que se reducen las probabilidades de quiebra (Doi, 1999; Qu, 2008).

Los estudios empíricos, usualmente, muestran la existencia de una relación inversa entre la mortalidad empresarial y la evolución del nivel de producción agregada, ya sea en términos del PIB (Bieniasz y Golás, 2014; Valdez y Noda, 2018) o del PNB (Halim *et al.*, 2008; Mirzaei, Ramarkrishnan y Bekri, 2016; Salman, Friedrichs y Shukur, 2009, 2011). También muestran la existencia de una relación inversa con la tasa de crecimiento de la producción agregada (Benavente y Külzer 2008; Bieniasz y Golás, 2014; Hazak y Männasoo, 2010; Macerinskiene y Mendelsonas, 2013). Así, cuanto mayores sean el nivel y la tasa de crecimiento de la producción macroeconómica, menor es el ritmo de la salida de empresas del mercado.

Desempleo

Los cambios en los niveles de empleo o desempleo en el mercado laboral influyen sobre la quiebra empresarial, mediante los canales de la oferta y la demanda. Dada la definición de la masa salarial como el producto del salario promedio de mercado y el nivel de empleo, por el lado de la demanda, un aumento en el desempleo disminuye la masa salarial y, con ello, el gasto en consumo agregado, la demanda, las ventas y la ganancia (Caballero y Hammour, 1994). Si bien, por el lado de la demanda, el incremento en el desempleo eleva la probabilidad del cierre empresarial, por el lado de la oferta, el efecto puede ser en sentido contrario: el incremento en el desempleo laboral presiona los salarios del mercado hacia la baja (López y Mendoza, 2017), luego, la caída en los salarios reduce los costos de producción y eleva las ganancias (Castillo, 2017), por ende, las posibilidades de quiebra de las empresas disminuyen.

Estudios empíricos acerca del sentido de asociación entre el desempleo laboral y la mortalidad empresarial arrojan resultados ambiguos. Everett y Watson (1998) para Australia y Zikovic (2016) para Croacia, hallan una relación positiva. Mientras que, para la Unión Europea, Hazak y Männasoo (2010) encuentran una rela-

ción en sentido negativo entre el nivel de empleo y la quiebra empresarial, para el grupo de antiguos países miembros; y en sentido positivo para el grupo de los nuevos países miembros.

La inflación

La inflación, que consiste en el incremento porcentual en el nivel general de precios, ocasiona la caída en la capacidad adquisitiva del ingreso o salario de los consumidores (Cabrera, 2009). En consecuencia, la reducción en el ingreso real, en la medida en que se traduce en la disminución en el gasto de consumo, contrae la demanda y las ventas, lo que eleva la probabilidad de cierre de las empresas.

Un proceso inflacionario ocasiona cambios en los precios relativos (Sáinz y Manuélito, 2006), lo que se traduce en una mayor incertidumbre y la consecuente ineficiencia en la asignación de los recursos. Adicionalmente, genera incrementos en los costos de producción mediante aumentos de los gastos en insumos y financieros, correspondientes al pago de intereses (Wadhvani, 1986; Zeitun *et al.*, 2007). Todo ello afecta de manera negativa a la rentabilidad, lo que, en consecuencia, eleva la probabilidad del cierre empresarial.

Los estudios empíricos de Halim *et al.* (2008) para Malasia, y Macerinskiene y Mendelsonas (2013) para Reino Unido, entre otros, revelan que la inflación afecta en sentido directo a la mortalidad empresarial. Esto quiere decir que cuanto mayor es la tasa de inflación, mayor es la salida de empresas del mercado.

La apertura comercial

Un indicador del grado de apertura comercial es el valor de la suma de las exportaciones y las importaciones de bienes, como porcentaje del PIB (Durán y Álvarez, 2008). Por el lado de las exportaciones, mayor apertura comercial significa mayor gasto del resto del mundo en los productos domésticos y, por el lado de las importaciones, mayor gasto doméstico en bienes del exterior (Gregorio, 2007). En tal sentido, según Salman *et al.* (2009), la apertura comercial puede reducir la tasa de cierre de empresas, mediante el aprovechamiento del mercado internacional, a través de mayores exportaciones. Además, como indican Mudavanhu, Bindu, Lloyd y Muchabaiwa (2011), puede elevar el cierre como consecuencia de la mayor presencia y competencia de productos importados en el mercado local.

En una economía con sectores productivos heterogéneos en productividad, el incremento en el grado de apertura mediante reformas de liberalización comercial puede contribuir a aumentar la salida de empresas del mercado. Dicha liberalización, si bien reduce los costos y eleva las ganancias de los sectores exportadores con mayor productividad o ventaja comparativa, también perjudica a las empresas pequeñas y de menor productividad, debido a que se reasignan los recursos de estos sectores menos productivos a los más productivos (Álvarez y Vergara, 2010).

De este modo, una mayor apertura comercial induce a las empresas más productivas a exportar, pero hace que las empresas menos productivas salgan del mercado (Melitz, 2003).

En los estudios empíricos, algunas investigaciones muestran que mayor apertura comercial hace disminuir la probabilidad de cierre de empresas (Hazak y Männasoo, 2010; Salman *et al.*, 2009; Salman, Fuchs y Zampatti, 2015); no obstante, también existen trabajos que evidencian que esta apertura lo incrementa (Álvarez y Vergara, 2010; Ozturk y Kilic, 2012).

Los impuestos

Los impuestos forman parte de la política fiscal del Gobierno y coadyuvan a elevar la probabilidad de quiebra de las empresas, de manera indirecta, mediante la demanda agregada y, de forma directa, a través de la oferta. Por el lado de la demanda, en la lógica de la teoría keynesiana (Keynes, 1992), el incremento de los impuestos reduce el ingreso disponible de los consumidores y contrae el gasto de consumo y la demanda agregada y, consecuentemente, las ventas y la ganancia empresarial. Por el lado de la oferta, el impuesto representa una carga tributaria (costo tributario), en especial para las pequeñas y medianas empresas, de modo que, incluso, tiende a generar conductas de evasión tributaria e informalidad (Sarmiento, 2010).

Los estudios empíricos efectuados por Zeitun *et al.* (2007), para Jordania, y Yakovlev y Davies (2014), para Estados Unidos, muestran la existencia de una relación en sentido positivo entre los impuestos y el riesgo de quiebra empresarial. Asimismo, para Suiza, Buehler, Kaiser y Jaeger (2012) hallaron que la tasa de salida empresarial es menor en las regiones donde los impuestos corporativos son bajos. Así, las investigaciones empíricas tienden a mostrar que el incremento en los impuestos contribuye al cierre de las empresas.

El crédito financiero

El nivel y los cambios en la disponibilidad de crédito y la tasa de interés en el mercado financiero están estrechamente relacionados con la evolución de la oferta de dinero, es decir, a la política monetaria del Banco Central (McLeay, Radia y Thomas, 2015). En tal sentido, una política monetaria restrictiva, consistente en reducir la oferta de dinero, puede traducirse en incremento del número de empresas que quiebran (Salman *et al.*, 2009).

Una política monetaria restrictiva implica una contracción de la liquidez y la disponibilidad de crédito bancario. La disminución en el crédito ocasiona incrementos en la tasa de interés de mercado. Una mayor tasa de interés, por el lado de la demanda agregada, reduce los gastos de consumo e inversión (Hernández, 2006) y, por consiguiente, las ventas. De esta manera, según Zikovic (2016), una reducción en el crédito bancario puede coadyuvar al incremento de la insolvencia y la

quiebra empresarial, mediante su efecto contractivo en la inversión y el gasto de consumo agregado. Además, por el lado de la oferta, el incremento en la tasa de interés eleva los gastos financieros de las empresas endeudadas, lo que afecta también negativamente los costos y la ganancia (Zeitun *et al.*, 2007).

Los estudios empíricos tienden a corroborar la existencia de una asociación inversa entre el crédito bancario y el cierre de empresas, como muestran los trabajos de Altman (1983) y Hazak y Männasoo (2010) para Estados Unidos. Sin embargo, también existen investigaciones que hallan una relación directa, como la de Harada (2007), para Japón. Según Parra (2011), el acceso a un mayor crédito y endeudamiento puede traducirse en una mayor probabilidad de cierre de empresas con altos niveles de deuda.

Sistematización teórica

A continuación, en la línea de los modelos formulados por Jacobsen y Kloster (2005), Buddelmeyer, Jensen y Webster (2006), y Santoro y Gaffeo (2009) y, teniendo en cuenta a Gregorio (2007), se elabora un modelo teórico que muestra la relación entre las variables macroeconómicas con la probabilidad de cierre de la empresa. El modelo enlaza la decisión microeconómica de cerrar la empresa con el contexto macroeconómico que la condiciona. Por simplicidad, a excepción de la ecuación (1), en la especificación temporal de las variables no se incluye la simbología t del tiempo. El modelo, en su forma estructural, es el que se muestra en las ecuaciones (1-8).

$$Max u = \int_0^{\infty} \left(\frac{c_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) e^{-\rho t} \partial t \tag{1}$$

$$c = c(, \dots) \tag{2}$$

$$\pi = \pi(in, \dots) \tag{3}$$

$$in = in(v, \dots) \tag{4}$$

$$v = v(D, \dots) \tag{5}$$

$$D = C + I + XN \tag{6}$$

$$C = C[PBI - T, W, r] = C \left[PIB - T, (N - U) \frac{w}{P}, r \right] \tag{7}$$

$$I = I(r) \tag{8}$$

Donde u es la utilidad o bienestar que alcanza del empresario; c , el nivel de consumo del empresario; ρ , la preferencia intertemporal; θ , la aversión relativa al riesgo; π , la ganancia o beneficio de la empresa; in , el ingreso total de la empresa; v , las ventas de la empresa; D , la demanda o gasto agregado; C , el gasto de consumo agregado; I , el gasto de inversión; XN , las exportaciones netas de bienes; PIB , el producto bruto interno o ingreso agregado; T , el impuesto total; W , la masa salarial real; r , la tasa de interés de mercado; w , el salario nominal de mercado; N , la población laboral total en la economía; U , la población laboral desempleada; y P , el índice de precios al consumidor.

El modelo propuesto asume en principio las siguientes premisas:

1. El empresario es un individuo que maximiza una función de utilidad en el tiempo, el mismo que depende de una canasta de bienes que consume.
2. El empresario financia su canasta de consumo, básicamente, con el ingreso proveniente de la ganancia o beneficio arrojado por la actividad empresarial.
3. Dados los costos, la ganancia está en función del ingreso total generado por la empresa.
4. El ingreso total depende de las ventas.
5. Las ventas están determinadas fundamentalmente por la evolución de la demanda agregada.
6. La demanda agregada es igual a la suma del gasto de consumo, la inversión y las exportaciones netas agregadas.
7. El nivel del gasto de consumo es condicionado por el ingreso agregado neto de impuestos, la masa salarial real y la tasa de interés. La masa salarial es igual al empleo multiplicado por el salario real de mercado. El nivel de empleo es igual a la población laboral total menos la población laboral desempleada.
8. El salario real equivale al salario de mercado deflactado por el índice de precios al consumidor.
9. La inversión, en bienes de capital, está determinada por la tasa de interés.

Se asume que una empresa está en quiebra y sale del mercado, cuando la suma de la pérdida empresarial (ganancia negativa) y el préstamo de corto plazo obtenido, o disponibilidad de deuda, (s) es negativo (Buddelmeyer *et al.*, 2006), según se muestra en la ecuación (9).

$$\pi + s < 0 \tag{9}$$

$$\pi(PBI, w, N, U, P, XN, T, r, \dots) + s < 0$$

Efectuando la sumatoria de la ecuación (9) para todas las empresas que operan en un departamento, se deriva la siguiente función de probabilidad de quiebra o cierre agregado de empresas a nivel departamental (Y):

$$Y = Y(PBI, U, P, XN, T, S, \dots) \quad (10)$$

Donde S es el crédito total de corto plazo otorgado por el sistema financiero.

Se asume dada la población laboral total (N). A su vez, en el escenario de una economía nacional con perfecta movilidad interna de capital financiero y de mano de obra, se asume que no existen diferencias departamentales en la tasa de interés (r) y el salario de mercado (w), por lo que dichas variables son abstraídas en la función agregada.

La ecuación (10) indica que la probabilidad de salida de empresas del mercado está determinada por el PIB, el desempleo (U), el índice de precios de consumo o tasa de inflación (P), las exportaciones netas de bienes (XN), los impuestos (T) y el crédito del sistema financiero (S). Según la lógica del modelo formulado, el sentido de la relación es el siguiente:

$$Y_{PBI} < 0, Y_U > 0, Y_P > 0, Y_{XN} < 0, Y_T > 0, Y_S < 0$$

En resumen, las variables del contexto macroeconómico departamental influyen en el cierre empresarial, en un escenario en que el empresario trata de obtener el máximo nivel de bienestar en el tiempo, financiando su canasta de consumo con el ingreso proveniente de una ganancia maximizada que genera la actividad empresarial.

METODOLOGÍA

La investigación es de tipo cuantitativo y correlacional. En el marco del modelo teórico elaborado, se identifica el conjunto de variables macroeconómicas que determinan la mortalidad de empresas mediante la regresión econométrica.

Operacionalización y descripción de las variables

En la Tabla 1, se especifican las variables involucradas en el análisis econométrico. La mortalidad empresarial se consideró variable dependiente; mientras que las variables macroeconómicas se consideraron variables independientes. También se incluyeron algunas variables independientes de control. Las variables son de dimensión departamental y de carácter anual.

Tabla 1.
Operacionalización y descripción de las variables

Variables		Descripción/medición
Dependiente	Mortalidad empresarial	Número de bajas de empresas formales por año (logaritmo)
Independientes macroeconómicas	PIB per cápita	PIB per cápita anual en valor constante del año 2007 (logaritmo)
	Crecimiento del PIB	Tasa de crecimiento anual del PIB
	Desempleo	Tasa de desempleo definida como la población económicamente activa (PEA) desempleada como porcentaje de la PEA total
	Inflación	Variación porcentual del índice de precios al consumidor
	Apertura comercial	Valor de las exportaciones de bienes como porcentaje del PIB
	Impuestos	Valor de los impuestos totales recaudados como porcentaje del PIB
	Crédito financiero	Monto del crédito del sistema financiero al sector privado como porcentaje del PIB
Independientes de control	Microempresas	Número de microempresas como porcentaje del total de empresas
	Victimización empresarial	Porcentaje de empresas víctimas de algún tipo de delito
	Capital humano	Promedio de años de escolaridad de la población departamental de 25 a 64 años (en logaritmos)

Fuente: elaboración propia.

En forma similar que Jacobsen y Kloster (2005), Salman *et al.* (2011), Macerinskiene y Mendelsonas (2013), Salman *et al.* (2015), entre otros, se consideró como variable dependiente al logaritmo del número de bajas (cierres) de empresas formales en cada departamento. Se cataloga como formal a la empresa inscrita en el padrón del Registro Único de Contribuyentes de la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (Sunat).

De la misma manera que Bieniasz y Golás (2014), se incorporaron como variables independientes al PIB per cápita (en logaritmo) y a la tasa de crecimiento del PIBI.

Las exportaciones netas de bienes que figuran en el modelo formulado fueron aproximadas mediante el grado de apertura comercial. Al igual que Hazak y Männasoo (2010) y Salman *et al.* (2015), el grado de apertura comercial se representó

a través del coeficiente que resulta de dividir el valor de las exportaciones departamentales entre el PIB correspondiente.

Debido a que los impuestos son concebidos como una carga tributaria por las empresas, se consideró que el monto del impuesto, como porcentaje del PIB, es otra variable macroeconómica independiente. A esto se suma que, del mismo modo que Zeitun *et al.* (2007), se incluyó como otra variable macroeconómica independiente el valor del crédito bancario, calculado como porcentaje del PIB.

Algunos estudios suelen incluir la tasa de interés, el tipo de cambio y el salario de mercado como variables macroeconómicas condicionantes de la quiebra empresarial (Álvarez y Vergara, 2010; Everett y Watson, 1998; Liu, 2004; Salman *et al.*, 2015; Valdez y Noda, 2018; Zhang, Bessler y Leatham, 2013). Sin embargo, en esta investigación, tales variables fueron excluidas debido a que, de una parte, se asume que hay una perfecta movilidad de capital financiero y de mano de obra entre los departamentos, de modo que rige un solo tipo de cambio, una misma tasa de interés y un mismo salario de mercado a nivel nacional; y, de otra, no se cuenta con información por departamentos al respecto.

Con la finalidad de capturar la relevancia del tamaño de la empresa en los procesos de cierre, de manera similar a Frazer (2005) y Hazak y Männasoo (2010), se incluyó la participación de las microempresas en el total de empresas, como variable de control, considerando microempresas a aquellas que, a 2017, tenían ventas anuales menores a 607 500 soles (INEI, 2018a).

Según el INEI (2018b), el 27,5% de las empresas peruanas fue víctima de algún tipo de delito, donde resaltan los hurtos y los robos. Por ello, en la medida en que estos delitos —y la inseguridad inherente a ellos— presionan al cierre de las empresas, en forma parecida que Justino y Tenghe (2016), se consideró que la tasa de victimización de las empresas es otra variable independiente de control.

Rauch y Rijdsdijk (2013) y Backman, Gabe y Mellander (2016) muestran que el capital humano es un factor de mucha importancia en la determinación del crecimiento y el fracaso de las empresas. Dado que Becker (1983) señala que la acumulación de este capital depende fundamentalmente de la educación, al igual que el estudio de carácter regional de Calá (2018), se incluyó el nivel de educación de la población como otra variable de control que condiciona el cierre de empresas.

Fuente de datos

La serie anual sobre la baja de empresas fue elaborada a partir de los Informes Técnicos sobre Demografía Empresarial, publicados trimestralmente por el INEI (2019b). A través de la Dirección Ejecutiva de Censos y Encuestas de Empresas y Establecimientos, esta institución estima el número de bajas de empresas por trimestre a partir del padrón de Registro Único de Contribuyentes de la Sunat.

Asimismo, las informaciones sobre las variables independientes fueron recabadas de las siguientes fuentes: INEI, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Ministerio de Comercio Exterior y Turismo (Mincetur) y Ministerio de Educación (Minedu).

Método econométrico

La regresión econométrica se efectuó con información de datos de panel correspondientes al período 2014-2017 y 24 departamentos o regiones políticas (la provincia del Callao fue incluida dentro del departamento de Lima). Se aplicó la técnica econométrica de mínimos cuadrados ordinarios agrupados (MCO agrupados) al modelo econométrico que describe la ecuación (11).

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{it} + \mu_{it}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 24 \text{ departamentos} \quad (11)$$

$$t = 4 \text{ años}$$

Donde Y_{it} es la matriz del número de bajas de empresas del departamento i en el año t ; X_{it} es la matriz de variables macroeconómicas del departamento i en el año t ; Z_{it} , la matriz de variables de control del departamento i en el año t ; μ_{it} , la matriz de errores o perturbaciones; y β_j son los parámetros que van a estimarse.

La regresión econométrica permitió estimar el valor del parámetro que corresponde a cada variable macroeconómica y su significancia estadística. El valor del parámetro calculado indica el grado en que la variable macroeconómica condiciona o determina el nivel de la mortalidad empresarial. Asimismo, el estadístico T calculado precisa si el parámetro estimado es estadísticamente significativo.

A diferencia de la regresión con solo datos transversales o de series de tiempo, la regresión con datos de panel representa mayor consistencia en el análisis cuantitativo, reduce la colinealidad entre variables explicativas y eleva la eficiencia de los estimadores. A su vez, el método de los MCO agrupados permite calcular los estimadores eficientes bajo los supuestos de que (1) las variables explicativas no son estocásticas y (2) los errores o residuos tienen una distribución normal con media cero y varianza constante (Gujarati y Porter, 2010).

La regresión fue ejecutada con el paquete estadístico Eviews. Debido a que se trabajó con una serie transversal de veinticuatro departamentos, la regresión por MCO agrupados utilizó la opción *White cross section* y, de esa manera, se estimaron los errores estándar consistentes con el problema potencial de heterocedasticidad.

No se efectuaron pruebas de raíz unitaria, ejercicios de cointegración, ni regresiones con el modelo de efectos fijos o aleatorios, ya que la serie temporal anual trabajada es relativamente corta (2014-2017).

CARACTERÍSTICAS Y RESULTADOS

Tasa de cierre de empresas y estadísticas descriptivas

La tasa de cierre de empresas, definida como el porcentaje de cierre con respecto al total de empresas, revela marcadas diferencias entre los departamentos peruanos. Tal como puede observarse en la Tabla 2, en el período 2014-2017, la tasa de cierre más alta (Pasco) fue aproximadamente el doble que la más baja (Piura). Otro aspecto que destaca es que los departamentos con la mayor tasa de cierre están ubicados, principalmente, en las regiones geográficas de la sierra y selva: de los doce con las mayores tasas de cierre, a excepción de Áncash, once están localizados en dichas regiones.

Tabla 2.

Tasa de cierre de empresas, promedio anual 2014-2017

Tasas mayores		Tasas menores	
Departamentos	Porcentaje (%)	Departamentos	Porcentaje (%)
Pasco	10,5	Arequipa	8,1
Cajamarca	9,7	La Libertad	8,1
Loreto	9,5	Ica	8,0
Puno	9,3	Lima	8,0
Madre de Dios	9,1	San Martín	7,9
Áncash	9,1	Cusco	7,8
Ucayali	9,0	Moquegua	7,4
Huancavelica	8,9	Junín	7,4
Amazonas	8,9	Lambayeque	7,3
Ayacucho	8,5	Tacna	6,7
Huánuco	8,3	Tumbes	6,0
Apurímac	8,3	Piura	5,9

Fuente: elaboración propia a partir de datos del INEI (2019b).

La tasa de cierre de empresas muestra cierta asociación positiva con el nivel de la pobreza: las mayores tasas de cierre se producen en los departamentos más pobres. Así, según el INEI (2019c), en 2018, Cajamarca fue el departamento con la mayor pobreza monetaria en un escenario en el que presentó la segunda mayor

tasa de cierre. A su vez, los diez departamentos más pobres (Cajamarca, Amazonas, Ayacucho, Huancavelica, Huánuco, Loreto, Pasco, Puno, Ancash y Apurímac) se ubicaron entre los doce con mayor tasa de cierre.

La Tabla 3 muestra que, entre los departamentos peruanos, existen grandes diferencias en el número de empresas que cierran y los valores de las variables macroeconómicas y de control. En el caso de cierre de empresas, en el período 2014-2017, las cifras fluctuaron entre 618 y 92971 por año.

Tabla 3.

Estadística descriptiva

Variables	Media	Máximo	Mínimo
Número de bajas de empresas (por año)	6929	92971	618
PBI per cápita (en soles de 2007)	13 140	48 240	5337
Crecimiento del PBI (%)	3,9	141,2	-16,8
Desempleo (%)	3,0	6,7	0,5
Inflación (%)	2,9	5,8	-0,6
Apertura comercial (%)	22,4	93,8	0,3
Impuestos (%)	3,8	27,3	0,7
Crédito financiero (%)	20,7	66,3	4,7
Microempresas (%)	95,7	97,0	93,4
Victimización empresarial (%)	27,4	48,4	15,5
Capital humano (promedio de años de escolaridad)	9,2	11,7	6,7

Fuente: elaboración propia a partir de datos BCRP (2019), Minedu (2019), Mincetur (2019) e INEI (2018a, 2018b, 2018c, 2019b, 2019d).

Resultados econométricos

Según el resultado de la regresión econométrica expuesto en la Tabla 4, las variables macroeconómicas con significancia estadística y que tienen influencia en la mortalidad de las empresas son: la tasa de crecimiento del PIB, la inflación, el grado de apertura al comercio exterior, la carga tributaria y el crédito del sistema financiero. El nivel del PIB per cápita y la tasa de desempleo no son estadísticamente significativos. Además, todas las variables de control consideradas muestran significancia estadística, de modo que también son condicionantes de la mortalidad empresarial.

El R^2 calculado indica que las variables macroeconómicas y de control del modelo econométrico con regresión explican aproximadamente el 76,2% del número de cierre de empresas. A su vez, el estadístico F calculado (27,2) precisa que tales variables, en conjunto, son estadísticamente significativas.

Tabla 4.

Resultados de la regresión econométrica

Variables	Coefficiente	Estadístico T	Probabilidad	Significancia estadística
PIB per cápita	-0,116176	-1,169185	0,2456	
Crecimiento del PIB	-0,312054	-5,768448	0,0000	***
Desempleo	3,461977	0,568676	0,5711	
Inflación	4,307800	1,970737	0,0520	*
Apertura comercial	1,244932	11,66064	0,0000	***
Impuestos	9,256423	4,459754	0,0000	***
Crédito financiero	4,786623	9,450646	0,0000	***
Microempresas	11,76782	2,556215	0,0124	**
Victimización empresarial	1,049847	2,060910	0,0424	**
Capital humano	-1,205245	-2,869240	0,0052	***
Constante	-1,527955	-0,357830	0,7214	
R^2	0,762134			
R^2 ajustado	0,734149			
Estadístico F	27,23434			

Nota: significativa al 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

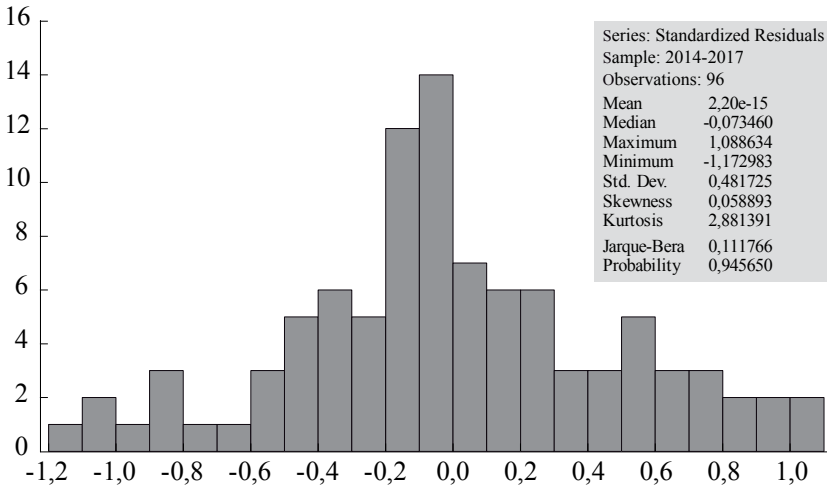
Fuente: elaboración propia.

Los coeficientes o parámetros estimados son consistentes y eficientes, ya que el estadístico Jarque-Bera de 0,111766 (menor a 5,9) indica que los residuos de la regresión siguen una distribución normal (Figura 1).

La solidez y la robustez de los parámetros estimados también quedan ratificadas o explicitadas por la ausencia del problema de heterocedasticidad. Como puede observarse en la Tabla 5, las tres evaluaciones específicas de la prueba de igualdad

Figura 1.

Normalidad de la distribución de los residuos



Fuente: elaboración propia.

de varianzas de errores (test de Barlett, Levene y Brown-Forsythe) presentan una probabilidad mayor a 0,05.

La regresión econométrica muestra que la tasa de crecimiento del PIB per cápita departamental influye, en sentido inverso, sobre la mortalidad de empresas. En otras palabras, cuanto mayor es la tasa de crecimiento del PIB, menor es la cantidad de cierres empresariales. A su vez, el hecho de que el nivel del PIB no sea estadísticamente significativo señala que, independientemente del nivel de la producción agregada, su tasa de crecimiento es la que ocasiona la reducción en la probabilidad de salida de las empresas del mercado, mediante el canal del incremento en el ingreso, el consumo y la demanda agregada.

El sentido inverso de la relación entre la tasa de crecimiento del PIB y el cierre empresarial hallado para el caso peruano guarda similitud con lo encontrado en otros estudios, efectuados en el ámbito internacional, como los casos de Benavente y Külzer (2008), Hazak y Männasoo (2010), Macerinskiene y Mendelsonas (2013), Iwasaki *et al.* (2016), entre otros.

Como en las investigaciones de Everett y Watson (1998), Benavente y Külzer (2008) y Zikovic (2016), en el presente estudio, una mayor tasa de desempleo parece coadyuvar al incremento del cierre de empresas. Sin embargo, dado que el parámetro estimado no es estadísticamente significativo, el sentido de la relación hallada no tiene relevancia explicativa.

Tabla 5.

Prueba de igualdad de varianzas de residuos

Method		df	Value	Probability
Bartlett		5	2,039565	0,8436
Levene		(5, 90)	0,970455	0,4403
Brown-Forsythe		(5, 90)	0,776544	0,5692
Category Statistics				
RESID	Count	Std. Dev.	Mean Abs Mean Diff.	Mean Abs Median Diff.
[-1,5, -1)	3	0,090485	0,068091	0,057425
[-1, -0,5)	9	0,158537	0,136360	0,134582
[-0,5, 0)	42	0,129602	0,110015	0,104581
[0, 0,5)	25	0,134447	0,109932	0,108519
[0,5, 1)	15	0,137143	0,110480	0,109778
[1, 1,5)	2	0,047928	0,033890	0,033890
All	96	0,481725	0,109640	0,106285
Bartlett weighted standard deviation: 0,1335				

Fuente: estimación propia.

La regresión indica la existencia de una asociación positiva entre la inflación de precios y el cierre de empresas. Ello significa que los departamentos que presentan las mayores tasas de inflación experimentan mayor mortalidad empresarial. Este resultado concuerda con estudios que señalan que la inflación contribuye a que las empresas fracasen (Halim *et al.*, 2008), quiebren (Macerinskiene y Mendelsonas, 2013) o salgan del mercado (Ozturk y Kilic, 2012).

Un mayor grado de apertura comercial coadyuva a aumentar la mortalidad de las empresas, de modo que los departamentos que destinan una mayor proporción de su PIB a la exportación internacional arrojan un mayor número de cierres. Este resultado guarda similitud con lo hallado por Álvarez y Vergara (2010), Hazak

y Männasoo (2010), Salman *et al.* (2011), Ozturk y Kilic (2012), Macerinskiene y Mendelsonas (2013), Salman *et al.* (2015), entre otros.

Si bien la mayor inserción de la economía departamental al comercio internacional favorece a las empresas más productivas que exportan, ello también hace que las empresas menos productivas se perjudiquen por la reasignación de los recursos hacia los exportables de mayor productividad y por la mayor presencia y competencia que implican los productos importados en el mercado local.

La regresión econométrica muestra que la cantidad de empresas que cierran sus operaciones se incrementa en la medida en que el crédito bancario (como porcentaje del PIB) es elevada. El resultado se asemeja a lo encontrado en los estudios de Zeitun *et al.* (2007), Harada (2007), entre otros. Este tipo de resultado podría deberse, según Parra (2011), a que mayor disponibilidad de crédito coadyuva a la quiebra de empresas muy endeudadas.

De forma análoga al estudio de Zeitun *et al.* (2007), la presente investigación arroja que una mayor carga tributaria contribuye al cierre empresarial. Así, en la medida en que el impuesto, como proporción del PIB, sea alto, se tiene una mayor cantidad de empresas que salen del mercado. Este resultado se enmarca en el escenario en que la carga tributaria para las empresas formales en Perú es relativamente elevada, debido a que el monto del impuesto sobre los ingresos, utilidades y ganancias de capital de las empresas, como porcentaje del PIB, se ubican por encima del promedio de los países de América Latina (Jiménez y Podestá, 2017).

Con respecto a las variables de control, mayor presencia de microempresas en el total de empresas implica mayor mortalidad empresarial. Este resultado coincide de distintas formas con lo hallado por Lenox (1999), Frazer (2005), Hazak y Männasoo (2010), Parra (2011) y Pacheco, Rosa y Oliveira (2019), ya que estos investigadores determinaron que la probabilidad de quiebra es menor en la medida en que las empresas son más grandes. En el mismo sentido, según Esteve, Sanchis y Sanchis (2004), las empresas pequeñas presentan una mayor propensión a salir del mercado debido a que son menos competitivas por el lado de los costos.

La regresión estadística arroja la existencia de una relación directa entre la tasa de victimización empresarial y el número de cierre de empresas. Este resultado es similar a lo encontrado por Ballín, Ruiz, Gutiérrez y de la Cruz (2017) y Ménez, Fernández, Reyes y Demesa (2017) para México. Ellos incluso especifican que la inseguridad y la violencia son los factores más importantes para el cierre empresarial, especialmente para las empresas pequeñas. En tal sentido, en Perú, donde la delincuencia y la inseguridad ciudadana muestran una marcada tendencia al aumento, el incremento en la victimización empresarial estaría afectando de manera negativa la actividad de las empresas y forzaría su cierre.

Al respecto, conviene aclarar que, en Perú, la tasa de denuncia de delitos contra el patrimonio se elevó de 58,6 por cada 10 000 habitantes en 2011 a 83,3 en 2017

(INEI, 2018d). En este contexto, la tasa de victimización de las empresas también se incrementó: pasó de 21,3 % en 2016 a 27,5 % en 2018 (INEI, 2018a).

Finalmente, el capital humano, representado por el promedio de años de escolaridad de la población, también tiene influencias sobre la mortalidad empresarial: los departamentos con mayores dotaciones de capital humano tienden a mostrar menor mortalidad. Este resultado guarda similitud con lo hallado por Rauch y Rijdsijk (2013) y, a su vez, concuerda con el hecho empírico de que entre los once departamentos con las menores tasas de cierre de empresas, están los ocho que poseen los mayores años de escolaridad (Lima, Ica, Moquegua, Arequipa, Tacna, Tumbes, Lambayeque y La Libertad).

CONCLUSIONES

Este estudio permite concluir que el contexto macroeconómico influye en la mortalidad de las empresas, de modo que las diferencias mostradas en las tasas de cierre entre los veinticuatro departamentos peruanos son explicadas por el comportamiento de las variables macroeconómicas correspondientes. Si bien la salida empresarial del mercado también puede obedecer a factores relacionados con las empresas, las características de los propietarios o de quienes las dirigen, la investigación determina que las variables macroeconómicas con relevancia explicativa son (1) la tasa de crecimiento del PIB, (2) la tasa de inflación, (3) el grado de apertura al comercio exterior, (4) el crédito del sistema financiero otorgado al sector privado y (5) la carga tributaria. Estas variables condicionan la gestión y posibilidad de cierre de las empresas, fundamentalmente, mediante el canal de la demanda agregada.

La regresión estadística efectuada indica que la mortalidad empresarial tiende a aumentar en la medida en que disminuye la tasa de crecimiento del PIB. Una menor tasa de crecimiento del PIB ocasiona un proceso consecutivo de desaceleración o caída en los ingresos personales, del gasto en consumo, de la demanda agregada y, finalmente, de las ventas. Todo ello genera el escenario para la quiebra y salida de las empresas del mercado.

De la misma manera, los departamentos que experimentan los mayores niveles de mortalidad empresarial son aquellos que (1) atraviesan mayores tasas de inflación, (2) están más integrados en el plano comercial al resto del mundo, (3) muestran los mayores montos de crédito financiero como porcentaje del PIB y (4) enfrentan mayor carga tributaria.

Las variables contextuales consideradas de control también tienen influencia en la ocurrencia de la mortalidad de empresas. En ese sentido, se generan mayores niveles de cierre empresarial en la medida en que los departamentos presentan una estructura productiva con mayor presencia de microempresas, una mayor tasa de victimización empresarial relacionada con el problema de la violencia e inseguridad y una menor dotación de capital humano.

Este artículo no agota el tema investigado, ya que presenta limitaciones. Por ello, con la finalidad de profundizar el conocimiento y entendimiento del proceso de la mortalidad empresarial en el Perú, se sugiere: (1) en la medida en que se disponga de datos de panel para un periodo más largo, efectuar regresiones estadísticas con el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios, además de aplicar ejercicios de cointegración; (2) analizar por separado cada tipo de cierre de empresas (quiebra, liquidación voluntaria, fusión, etc.); (3) investigar por tamaño de empresas, o por sectores productivos, en la línea de lo desarrollado por Carree, Santarelli y Verheul (2008); y (4) considerar, además de las variables del contexto macroeconómico, los aspectos sectoriales y las características de las empresas y de los gestores o propietarios.

RECONOCIMIENTOS

Este artículo corresponde al proyecto de investigación “Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en el Perú”, ejecutado dentro del Programa de Proyectos de Investigación 2019, del Vicerrectorado de Investigación y Posgrado de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos.

REFERENCIAS

1. Altman, E. I. (1983). Why businesses fail. *Journal of Business Strategy*, 3(4), 15-21. <https://doi.org/10.1108/eb038985>
2. Álvarez, R., & Vergara, S. (2010). Exit in developing countries: Economic reforms and plant heterogeneity. *Economic Development and Cultural Change*, 58(3), 537-561. <http://dx.doi.org/10.1086/650422>
3. Arauzo, J. M., Manjón, M., Martín, M., & Segarra, A. (2007). Regional and sector-specific determinants of industry dynamics and the displacement–replacement effects. *Empírica*, 34(2), 89-115. <https://doi.org/10.1007/s10663-006-9022-z>
4. Backman, M., Gabe, T., & Mellander, Ch. (2016). Effects of human capital on the growth and survival of Swedish businesses. *The Journal of Regional Analysis & Policy*, 46(1), 22-38. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.244622>
5. Ballín, V., Ruiz, M. C., Gutiérrez, A. K., & de la Cruz, R. (2017). Factores que determinan el cierre de la micro y pequeña empresa, un análisis comparativo entre empresas activas e inactivas. Caso Calvillo, Aguascalientes. En N. B. Peña, O. G. Aguilar & R. Posada (eds.), *Factores que determinan el cierre de la micro y pequeña empresa. Comparativo entre empresas activas e inactivas en México y Colombia* (pp. 63-74). México: Pearson.
6. Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). (2019). *Estadísticas*. <http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas.html>

7. Becker, G. (1983). *El capital humano. Un análisis teórico y empírico referido fundamentalmente a la educación*. Madrid: Alianza.
8. Benavente, J. M., & Külzer, C. (2008). Creación y destrucción de empresas en Chile. *Estudios de Economía*, 35(2), 215-239. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-52862008000200006>
9. Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009a). Macroeconomic instability and business exit. Determinants of failures and acquisitions of UK firms. *Económica*, 76, 108-131. <http://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00662.x>
10. Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., & Kattuman, P. (2009b). Macroeconomic instability and corporate failure. The role of the legal system. *Review of Law and Economics*, 5(1), 1-32. <http://doi.org/10.2202/1555-5879.1136>
11. Bieniasz, A., & Golás, Z. (2014). Macroeconomic conditions of bankruptcy of enterprises in Poland. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 34(4), 27-40.
12. Buddelmeyer, H., Jensen, P., & Webster, E. (2006). *Innovation and the determinants of firm survival* (IZA Discussion Paper No. 2386). <http://ftp.iza.org/dp2386.pdf>
13. Buehler, S., Kaiser, C., & Jaeger, F. (2012). The geographic determinants of bankruptcy: Evidence from Switzerland. *Small Business Economics*, 39(1), 231-251. <https://doi.org/10.1007/s11187-010-9301-8>
14. Caballero, R., & Hammour, M. (1994). The cleansing effects of recessions. *American Economic Review*, 84(5), 1350-1365.
15. Cabrera, C. J. (2009). Inflación, salarios y nivel de vida. *Revista Economía Informa*, 357, 62-70.
16. Calá, C. D. (2018). Sectoral and regional determinants of firm dynamics in developing countries: Evidence for low-, medium- and high-tech manufacturing in Argentina. *Cepal Review*, 124, 121-142.
17. Carree, M., Santarelli, S., & Verheul, I. (2008). Firm entry and exit in Italian provinces and the relationship with unemployment. *International Entrepreneurship Management Journal*, 4(2), 171-186. <http://doi.org/10.1007/s11365-007-0060-1>
18. Castillo, G. (2017). Estimación de los efectos de un ajuste del salario mínimo de los trabajadores subordinados y remunerados sobre la rentabilidad económica de las empresas en México para el periodo 2006-2014. *Realidad, Datos y Espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 8(2), 121-164.
19. Cincera, M., & Galgau, O. (2005). *Impact of market entry and exit on EU productivity and growth performance* (Economic Papers 222). <http://bit.ly/37Ru8rt>

20. Coad, A. (2014). Death is not a success. Reflections on business exit. *International Small Business Journal*, 32(7), 721-732. <http://doi.org/10.1177/0266242612475104>
21. Cressy, R. (1992). UK small firms bankruptcy predictions. A logit analysis of industry, trend, and macro effects. *The Journal of Entrepreneurial Finance*, 1(3), 233-253.
22. Dewaelheyns, N., & Hulle, V. (2007). Aggregate bankruptcy rates and the macroeconomic environment. Forecasting systematic probabilities of default. *Tijdschrift voor Economie en Management*, 52(4), 541-656.
23. Doi, N. (1999). The determinants of firm exit in Japanese manufacturing industries. *Small Business Economics*, 13(4), 331-37. <http://doi.org/10.1023/A:1008131331410>
24. Durán, J., & Álvarez, M. (2008). *Indicadores de comercio exterior y política comercial: mediciones de posición y dinamismo comercial*. Colección Documentos de Proyectos. Cepal. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/3690/S2008794_es.pdf
25. Esteve, S., Sanchis, A., & Sanchis, J. (2004). The determinants of survival of spanish manufacturing firms. *Review of Industrial Organization*, 25(3), 251-273. <http://doi.org/10.1007/s11151-004-1972-3>
26. Everett, J., & Watson, J. (1998). Small business failure and external factors. *Small Business Economics*, 11(4), 371-390. <http://doi.org/10.1023/A:1008065527282>
27. Frazer, G. (2005). Which firms die? A look at manufacturing firm exit in Ghana. *Economic Development and Cultural Change*, 53(3), 585-617.
28. García, J. H., Sánchez, J., & Tomaseti, E. (2016). Fracaso empresarial y efectos contagio. *El Trimestre Económico*, 83(2), 429-449.
29. Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía. Teorías y políticas*. Santiago: Pearson Educación.
30. Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría* (quinta edición). México: McGraw-Hill.
31. Halim, A., Mohd, S. N., Rizal, A., & Marzuki, A. (2008). Macroeconomic determinants of corporate failures in Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 3(3), 3-10. <https://bit.ly/3o4VqjG>
32. Harada, N. (2007). Which firms exit and why? An analysis of small firm exits in Japan. *Small Business Economics*, 29(4), 401-414. <http://doi.org/10.1007/s11187-006-9001-6>
33. Hazak, A., & Männasoo, K. (2010). Indicators of corporate default. An EU based empirical study. *Transformation in Business and Economics*, 9(1), 62-76.
34. Hernández, J. N. (2006). Revisión de los determinantes macroeconómicos del consumo total de los hogares para el caso colombiano. *Ensayos sobre Política Económica*, 52, 80-109. <http://doi.org/10.32468/Espe.5202>

35. Hol, S. (2007). The influence of the business cycle on bankruptcy probability. *International Transactions in Operational Research*, 14(1), 75-90. <http://doi.org/10.1111/j.1475-3995.2006.00576.x>
36. Hunter, J., & Isachenkova, N. (2006). Aggregate economy risk and company failure. An examination of UK quoted firms in the early 1990s. *Journal of Policy Modeling*, 28(8), 911-919.
37. Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2018a). *Estructura empresarial*. <https://bit.ly/3nUwpHV>
38. INEI. (2018b). *Encuesta nacional de victimización a empresas 2018*. <https://bit.ly/3mNEgWp>
39. INEI. (2018c). *Perú: indicadores de empleo e ingreso por departamento, 2007-2017*. <https://bit.ly/3ryuxXR>
40. INEI. (2018d). *Perú: Anuario estadístico de la criminalidad y seguridad ciudadana 2011-2017*. <https://bit.ly/37TpVUq>
41. INEI. (2019a). *Demografía empresarial en el Perú, IV trimestre 2018. Informe Técnico No. 1*. <https://bit.ly/3mT0d6G>
42. INEI. (2019b). *Informes técnicos sobre demografía empresarial en el Perú*. Varios Números, período 2014-2017. Dirección Ejecutiva de Censos y Encuestas de Empresas y Establecimientos. <https://www.inei.gov.pe/biblioteca-virtual/boletines/demografia-empresarial-82371/>
43. INEI. (2019c). *Evolución de la pobreza monetaria 2007-2018*. <https://bit.ly/34KsBI4>
44. INEI. (2019d). *Estadísticas*. <https://www.inei.gov.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/>
45. Iwasaki, I., Maurel, M., & Meunier, B. (2016). Firm entry and exit during a crisis period: Evidence from Russian regions. *Russian Journal of Economics*, 2(2), 162-191. <https://doi.org/10.1016/j.ruje.2016.06.005>
46. Jacobsen, H. D., & Kloster, T. B. (2005). What influences the number of bankruptcies? *Economic Bulletin*, 76(4), 191-201.
47. Jiménez, J. P., & Podestá, A. (2017). La tributación sobre la renta en América Latina: desafíos y perspectivas. En J. C. Gómez, J. P. Jiménez & R. Martner (eds.), *Consensos y conflictos en la política tributaria de América Latina* (pp. 67-92). Santiago: Cepal.
48. Justino, M. V., & Tengeh, R. K. (2016). Role of external environmental factors in the failure of small enterprises in Angola. *Environmental Economics*, 7(2), 86-96. [http://doi.org/10.21511/ee.07\(2\).2016.9](http://doi.org/10.21511/ee.07(2).2016.9)
49. Keynes, J. M. (1992). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (segunda edición). México: Fondo de Cultura Económica.
50. Korol, T. (2017). Evaluation of the factors influencing business bankruptcy in Poland. *Financial Internet Quarterly e-Finance*, 13(2), 22-35. <https://doi.org/10.1515/fiqf-2016-0020>

51. Lenox, C. (1999). Identifying failing companies. A reevaluation of the logit, probit, and DA approaches. *Journal of Economics and Business*, 51(4), 347-364. [https://doi.org/10.1016/S0148-6195\(99\)00009-0](https://doi.org/10.1016/S0148-6195(99)00009-0)
52. Levy, A., & Bar-niv, R. (1987). Macroeconomic aspects of firm bankruptcy analysis. *Journal of Macroeconomics*, 9(3), 407-415. [https://doi.org/10.1016/0164-0704\(87\)90005-X](https://doi.org/10.1016/0164-0704(87)90005-X)
53. Liu, J. (2004). Macroeconomic determinants of corporate failures: Evidence from the UK. *Applied Economics*, 36(9), 939-945. <https://doi.org/10.1080/0003684042000233168>
54. López, J. A., & Mendoza, J. E. (2017). Salarios, desempleo y productividad laboral en la industria manufacturera mexicana. *Ensayos Revista de Economía*, 36(2), 185-228.
55. Lozada, J., Ortiz, A., Molina, A., & Chávez, J. (2017). Investigación de los factores internos y externos determinantes en el cierre de MyPEs en el municipio de San Pedro Cholula, Puebla. *Revista de Desarrollo Económico*, 4(10), 82-90.
56. Macerinskiene, I., & Mendelsonas, T. (2013). Macroeconomic determinants of corporate insolvency. *KSI Transactions on Knowledge Society*, 6(3), 35-40.
57. Martínez, D., & Milla, A. (2012). *Análisis del entorno*. Madrid: Díaz de Santos.
58. McLeay, M., Radia, A., & Thomas, R. (2015). La creación de dinero en la economía moderna. *Revista de Economía Institucional*, 17(33), 355-383.
59. Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
60. Ménez, L. E., Fernández, A., Reyes, A., & Demesa, J. C. (2017). Factores que determinan el cierre de la micro y pequeña empresa, un análisis comparativo entre empresas activas e inactivas. Caso Jiutepec, Morelos. En N. B. Peña, O. G. Aguilar & R. Posada (eds.), *Factores que determinan el cierre de la micro y pequeña empresa. Comparativo entre empresas activas e inactivas en México y Colombia* (pp. 471-482). México: Pearson.
61. Ministerio de Comercio Exterior y Turismo (Mincetur). (2019). *Reporte regional de comercio* (varios números). <https://www.gob.pe/mincetur#informes-y-publicaciones>
62. Ministerio de Educación (Minedu). (2019). *Estadística de la calidad educativa*. <http://escale.minedu.gob.pe/ueetendencias2016>
63. Mirzaei, M., Ramarkrishnan, S., & Bekri, M. (2016). Corporate default prediction with industry effects: Evidence from emerging markets. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(S3), 161-169.
64. Mongrut, S., Alberti, F. I., Fuenzalida, D., & Akamine, M. (2011). Determinantes de la insolvencia en el Perú. *Academia, Revista Latinoamericana de Administración*, 47, 126-139.

65. Mudavanhu, V., Bindu, S., Lloyd, Ch., & Muchabaiwa, L. (2011). Determinants of small and medium enterprises failure in Zimbabwe. A case study of bindura. *International Journal of Economic Research*, 2(5), 82-89.
66. Ozturk, S., & Kilic, D. (2012). Patterns and determinants of entry and exit in Turkish manufacturing industries. *International Journal of Arts and Commerce*, 1(5), 107-118.
67. Pacheco, L. M., Rosa, R., & Oliveira Tavares, F. (2019). Risco de falência de PME: Evidência no setor da construção em Portugal. *Innovar*, 29(71), 143-157. <https://doi.org/10.15446/innovar.v29n71.76401>.
68. Parra, J. F. (2011). Determinantes de la probabilidad de cierre de nuevas empresas en Bogotá. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas*, 19(1), 27-53.
69. Post, G. V., & Moon, S. Y. (1988). A pooled cross-section time-series approach to business failures in 18 U. S. cities. *Journal of Economics and Business*, 40(1), 45-56. <https://doi.org/10.1007/BF02929018>
70. Qu, Y. (2008). Macroeconomic factors and probability of default. *European Journal of Economics, Finance, and Administrative Sciences*, 13, 192-215.
71. Rauch, A., & Rijdsdijk, S. A. (2013). The effects of general and specific human capital on long-term growth and failure of newly founded businesses. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 37(4), 923-941. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6520.2011.00487.x>
72. Sáinz, P., & Manuelito, S. (2006). Precios relativos en América Latina en períodos de baja inflación y cambios estructurales. *Revista de la Cepal*, 89, 103-131.
73. Salman, A., Friedrichs, Y., & Shukur, G. (2009). *Macroeconomic factors and Swedish small and medium-sized manufacturing failure* (Documento de Trabajo 185). The Royal Institute of Technology, Centre of Excellence for Science and Innovation Studies. <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:280050/fulltext02.pdf>
74. Salman, A. K., Friedrichs, Y., & Shukur, G. (2011). The determinants of failure of small manufacturing firms. Assessing the macroeconomic factors. *International Business Research*, 4(3), 22-32. <https://doi.org/10.5539/ibr.v4n3p22>
75. Salman, A. K., Fuchs, M., & Zampatti, D. (2015). Assessing risk factors of business failure in the manufacturing sector: A count data approach from Sweden. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(9), 42-62.
76. Santoro, E., & Gaffeo, E. (2009). Business failures, macroeconomic risk and the effect of recessions on long-run growth. A panel cointegration approach. *Journal of Economics and Business*, 61(6), 435-452. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2009.05.001>

77. Sarmiento, J. J. (2010). Identificación del impacto de la carga fiscal en las PyME de Bogotá, a partir del contexto latinoamericano, nacional y regional. *Cuadernos de Contabilidad*, 11(28), 201-237.
78. Schary, M. A. (1991). The probability of exit. *RAND Journal of Economics*, 22, 339-353.
79. Serida, J., Guerrero, C., Alzamora, J., Borda, A., & Morales, O. (2018). *Global Entrepreneurship Monitor. Perú 2017-2018*. Lima: Universidad ESAN.
80. Sikomwe, S., Kandufa, P., Giga, D., & Mudzurandende, F. (2014). Analyzing business failure in relation to the life cycle of the business and the economic cycle. A study of entrepreneurial ventures in Hwange (Zimbabwe). *European Journal of Business and Management*, 6(7), 80-91.
81. Valdez, R. I., & Noda, E. J. (2018). Determinantes del aumento o disminución de empresas: análisis por entidad federativa y estrato de edad. *Ensayos Revista de Economía*, 37(1), 77-98. <https://doi.org/10.29105/ensayos37.1-3>
82. Veronica, M. S., & Anantadjaya, S. (2014). Bankruptcy prediction model. An industrial study in Indonesian publicly-listed firms during 1999-2010. *Review of Integrative Business & Economics Research*, 3(1), 13-41.
83. Wadhvani, S. (1986). Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market. *The Economic Journal*, 96(381), 120-138. <https://doi.org/10.2307/2233429>
84. Yakovlev, P., & Davies, A. (2014). How does the estate tax affect the number of firms? *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, 3(1), 96-117.
85. Zeitun, R., Tian, G. G., & Keen, S. (2007). Macroeconomic determinants of corporate performance and failure. Evidence from an emerging market the case of Jordan. *Corporate Ownership, and Control*, 5(1), 179-194. <https://doi.org/10.22495/cocv5i1c1p2>
86. Zhang, J., Bessler, D. A., & Leatham, D. J. (2013). Aggregate business failures and macroeconomic conditions. A VAR look at the U.S. between 1980 and 2004. *Journal of Applied Economics*, 16(1), 179-202. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(13\)60008-2](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(13)60008-2)
87. Zikovic, I. T. (2016). Modelling the impact of macroeconomic variables on aggregate corporate insolvency: Case of Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1), 515-528. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2016.1175727>

**ACTITUD FINANCIERA, COMPORTAMIENTO
FINANCIERO Y CONOCIMIENTO
FINANCIERO EN MÉXICO**

Oswaldo García Mata
Ana Luz Zorrilla del Castillo
Arturo Briseño García
Eduardo Arango Herrera

García Mata, O., Zorrilla del Castillo, A. L., Briseño García, A., & Arango Herrera, E. (2021). Actitud financiera, comportamiento financiero y conocimiento financiero en México. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 431-457.

El objetivo de esta investigación es analizar los determinantes del alfabetismo financiero (AF) en México, a través de sus componentes: actitud, comportamiento y conocimiento. Se emplearon análisis de varianzas y modelos logit ordenados, aplicados a datos de 2018 de la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF). Se confirma que (1) el nivel de AF es bajo, (2) existe una brecha de género y (3) la

O. García Mata, A. L. Zorrilla del Castillo, A. Briseño García, E. Arango Herrera
Los autores son profesores en la Facultad de Comercio y Administración Victoria, de la Universidad Autónoma de Tamaulipas, Ciudad Victoria, Tamaulipas, México. Correo electrónico: ogarciam@uat.edu.mx

Sugerencia de citación: García Mata, O., Zorrilla del Castillo, A. L., Briseño García, A., & Arango Herrera, E. (2021). Actitud financiera, comportamiento financiero y conocimiento financiero en México. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 431-457. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.83247>

Este artículo fue recibido el 29 de octubre de 2019, ajustado el 15 de enero de 2020, y su publicación aprobada el 25 de enero de 2020.

educación es el factor de mayor influencia en el AF. Estos hallazgos son de utilidad en el diseño y la instrumentación de políticas de inclusión financiera.

Palabras clave: actitud financiera; comportamiento financiero; conocimiento financiero.

JEL: D14, G53, I25, J16.

García Mata, O., Zorrilla del Castillo, A. L., Briseño García, A., & Arango Herrera, E. (2021). Financial attitude, financial behaviour, and financial knowledge, in Mexico. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 431-457.

The purpose of this paper is to analyse the determinants of financial literacy (FL) in Mexico, through its components: attitude, behaviour, and knowledge. An analysis of variance and ordered logit models were applied to the 2018 data from the National Survey on Financial Inclusion (NSFI). The results confirm that FL is low, a gender gap exists, and education is the factor that most influences FL in Mexico. These findings are useful in designing and implementing financial inclusion policies.

Keywords: Financial attitude; financial behaviour; financial knowledge.

JEL: D14, G53, I25, J16.

García Mata, O., Zorrilla del Castillo, A. L., Briseño García, A., & Arango Herrera, E. (2021). Atitude financeira, comportamento financeiro e conhecimento financeiro no México. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 431-457.

O objetivo desta pesquisa é analisar os determinantes da alfabetização financeira (AF) no México, por meio de seus componentes: atitude, comportamento e conhecimento. Utilizaram-se análises de variâncias e Modelos Logit ordenados, aplicados aos dados de 2018 da Pesquisa Nacional de Inclusão Financeira (ENIF). Confirma-se que (1) o nível de AF é baixo, (2) existe uma lacuna de gênero e (3) a educação é o fator de maior influência na AF. Essas descobertas são úteis no design e na implementação de políticas de inclusão financeira.

Palavras-chave: atitude financeira; comportamento financeiro; conhecimento financeiro.

JEL: D14, G53, I25, J16.

INTRODUCCIÓN

El alfabetismo financiero (AF) es el conjunto de conocimientos y habilidades que facilitan a las personas administrar con confianza sus recursos financieros (Atkinson y Messy, 2012; Remund, 2010). Es un activo intangible que permite el procesamiento de información económica y la toma de decisiones sobre planeación financiera, acumulación de riqueza, deudas y pensiones (Clark, D'Ambrosio, McDermed y Sawant, 2006; Lusardi y Mitchell, 2014). Para medirlo, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, por sus siglas en inglés) recomienda evaluar tres dimensiones financieras individuales: actitud, comportamiento y conocimiento (OECD INFE, 2011).

El objetivo de esta investigación es, por un lado, estimar los niveles de actitud, comportamiento y conocimiento financieros en México y, por otro, investigar su relación con algunas variables sociodemográficas, como género, edad, nivel educativo, estado civil, nivel de ingreso y tamaño de la localidad. Para ello, se utilizaron los datos de 2018 de la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2019); y se siguió el modelo de tres componentes propuesto por la OECD (OECD INFE, 2011). La identificación de estas relaciones puede contribuir al diseño y la instrumentación de iniciativas privadas y programas gubernamentales mejor focalizados, con la intención de ampliar la inclusión financiera y, en consecuencia, elevar la calidad de vida de la población (Arun y Kamath, 2015; Mitchell y Lusardi, 2015).

El documento está integrado por cuatro secciones. Primero, se comentan algunos de los estudios que, en años recientes, han adoptado el enfoque de tres dimensiones para medir el AF. Después, se presenta la metodología y la estructura de los datos utilizados. Enseguida, se analizan y se discuten los resultados. Por último, en las conclusiones, se resumen los hallazgos y se proponen futuras líneas de investigación.

ALFABETISMO FINANCIERO

Estimar el alfabetismo financiero a través de sus componentes, actitud, comportamiento y conocimiento, permite describir a los individuos de manera más amplia. Evaluar la actitud implica aproximarse a la intención financiera de las personas, a la vez que revela sus preferencias y prioridades en cuanto a la función del dinero y su valor en el tiempo. Aunque la intención podría ser un determinante del comportamiento, se ha observado que el desempeño de una persona puede variar en relación con otros factores. De ahí surge la necesidad de evaluar su comportamiento financiero. Tomar decisiones financieras implica saber interpretar, analizar y valorar información, por ende, el conocimiento financiero es otro componente necesario del AF (Atkinson y Messy, 2012).

La forma más común de medir el alfabetismo financiero es aproximarse a él a través del conocimiento financiero. Huston (2010) estudió 71 trabajos sobre AF,

publicados entre 1996 y 2008, principalmente en Estados Unidos. En el 47 % de ellos, se utilizó AF como sinónimo de “conocimiento financiero” y, al concentrarse solo en aquellos que mencionaban ambos términos, se observó que el 75 % los empleó de forma intercambiable. Es decir, la mayoría de los estudios sobre AF lo reducen a su dimensión de conocimiento, sin tomar en cuenta la actitud y el comportamiento.

Algunos estudios han considerado el enfoque tripartito para diferentes fines. En Brasil, Potrich, Vieira y Kirch (2015) investigaron la interrelación de los tres componentes del alfabetismo financiero y algunas variables demográficas y socioeconómicas. En México, Arceo y Villagómez (2017) lo utilizaron para estimar el AF entre estudiantes de preparatoria de la zona metropolitana de la Ciudad de México. En Italia, Baglioni, Colombo y Piccirilli (2018) agregaron a los tres factores, dos más, referentes a la familiaridad con el uso de instrumentos financieros y la planeación para el retiro e integraron los cinco en un solo índice de AF. Por su parte, Cucinelli, Trivellato y Zenga (2019) analizaron por separado los tres índices para observar su dinámica regional.

Potrich *et al.* (2015) realizaron encuestas cara a cara a 1400 personas de dieciocho años o mayores, residentes del estado de Río Grande del Sur, Brasil, a finales de 2013. Plantearon diez preguntas para medir la actitud financiera, veintisiete para comportamiento y trece para conocimiento. Agruparon estos datos en un solo índice de AF, que analizaron con modelos probit y logit ordenados, a partir de lo cual encontraron que los hombres tienen mayor propensión a obtener mejores resultados que las mujeres; y que, cuanto mayor es el nivel educativo y más altos son los ingresos, mejores son los resultados en el índice de AF. Observaron también que el estado civil y la edad no presentan relación significativa con ese índice. En general, estimaron que 67,1 % de las personas encuestadas posee un nivel de alfabetismo financiero bajo. Aunque consideraron los tres componentes, sus modelos econométricos los ponen a prueba a través de un solo indicador, calculado con la suma de los tres. Los efectos marginales de los modelos logit y probit resultaron similares, de forma que solo reportaron los resultados del modelo logit.

En México, Arceo y Villagómez (2017) encuestaron a 889 estudiantes de preparatoria del área metropolitana de la Ciudad de México. Aplicaron un cuestionario de cuarenta y cinco reactivos dividido en seis secciones. En la primera, recolectaron datos socioeconómicos, entre los que destacan género, edad, nivel de ingreso familiar, promedio de escolaridad y tipo de escuela. En las siguientes tres secciones, incluyeron reactivos para evaluar el conocimiento, comportamiento y actitud financiera. En la quinta sección, se pusieron a prueba las habilidades matemáticas y en la sexta plantearon preguntas sobre la experiencia financiera de los padres y la relación de los estudiantes con sus compañeros. Tras su análisis, hallaron que 70 % de los jóvenes encuestados tiene una actitud positiva, a favor del ahorro; el 57 % sigue patrones de comportamiento financiero esperado y solo el 20 % tiene dominio de los conocimientos financieros básicos. Su estudio, primero del que se tiene registro en México, estima acertadamente los valores para los tres componentes

del alfabetismo financiero. Sin embargo, está muy focalizado en jóvenes estudiantes, por lo que no es representativo a nivel nacional.

Baglioni *et al.* (2018) obtuvieron vía telefónica datos de 1247 personas de dieciocho años o mayores, muestra representativa de toda la población de Italia, en 2013. Clasificaron las cincuenta variables consideradas en su cuestionario en cinco grupos: familiaridad con los instrumentos financieros, comportamiento, actitud, conocimiento y planeación para el retiro. Con ellos, construyeron tres índices: el primero incluyó los tres componentes recomendados por la OECD; el segundo integró los cinco grupos anteriores; y el tercero cuantificó las 50 variables del cuestionario, sin distinción de grupo. Emplearon modelos probit ordenados y mínimos cuadrados ordinarios para analizar su relación con características socioeconómicas como género, edad, estado civil, número de dependientes, nivel educativo, educación de los padres e ingreso en el hogar, entre otras. Encontraron que, en Italia, existe una brecha de género a favor de los hombres, en conocimiento financiero, familiaridad con el uso de sus instrumentos y propensión a planificar el retiro. En estos mismos tres componentes, conforme la edad se incrementa, los resultados mejoran, hasta llegar a cierta edad en la que los cinco componentes decrecen. Las personas casadas o que viven con su pareja presentan mejores resultados que las personas solteras, y el nivel educativo está estrechamente relacionado con el desempeño, en todos los componentes del alfabetismo financiero.

A partir del estudio de Baglioni *et al.* (2018), la misma muestra poblacional fue analizada por Cucinelli *et al.* (2019), quienes se concentraron en los componentes actitud, comportamiento y conocimiento, para observar por separado su dinámica en diferentes regiones italianas. Comprobaron que el comportamiento de las variables socioeconómicas puestas a prueba es distinto para cada región y que los componentes conocimiento y actitud, además, están relacionados con algunas variables contextuales como las condiciones de ocupación y empleo, el riesgo de pobreza, las carencias sociales y la satisfacción con las relaciones sociales, entre otras. Este estudio, que enfatiza en la conveniencia de analizar por separado los tres componentes del alfabetismo financiero y de contextualizarlos en un marco de representatividad regional, es uno de los referentes que muestra cómo el AF puede explicarse a través de una combinación de factores individuales y ambientales.

Independientemente de si el enfoque incluye solo conocimiento o sus tres componentes, la mayoría de las investigaciones busca probar la relación entre alfabetismo financiero y diferentes variables socioeconómicas. Entre las más comunes están género, edad, nivel educativo, nivel de ingreso y estado civil (Almenberg y Widmark, 2011; Boisclair, Lusardi y Michaud, 2014; Cucinelli *et al.*, 2019; Klapper, Lusardi y van Oudheusden, 2015; Potrich *et al.*, 2015; van Rooij, Lusardi y Alessie, 2011), el número de dependientes económicos, el nivel educativo de los padres (Potrich *et al.*, 2015; Villagómez y González, 2014) y el tamaño de la localidad (Boisclair *et al.*, 2014; Cucinelli *et al.*, 2019).

En esta investigación se propone, por un lado, estimar índices de actitud, comportamiento y conocimiento financieros en México y, por otro, analizar su relación con algunas variables socioeconómicas, como género, edad, estado civil, nivel educativo, ingreso personal y tamaño de la localidad. Se busca comprobar los siguientes hechos:

1. Existe una brecha de género en materia de alfabetismo financiero (Almenberg y Widmark, 2011; Baglioni *et al.*, 2018; Boisclair *et al.*, 2014; Fonseca, Mullen, Zamorro y Zissimopoulos, 2012; Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2011b; Potrich *et al.*, 2015).
2. Los jóvenes son más propensos a obtener mejores resultados en comportamiento y conocimiento financiero (Baglioni *et al.*, 2018; Klapper *et al.*, 2015).
3. El nivel educativo guarda una relación positiva y significativa con los índices de actitud, comportamiento y conocimiento financiero (Baglioni *et al.*, 2018; Bernheim, Garrett y Maki, 2001; Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2007; Potrich *et al.*, 2015; Servon y Kaestner, 2008).
4. El nivel de ingreso está asociado de manera positiva y significativa con el AF, desde una perspectiva de conocimiento y comportamiento (Almenberg y Widmark, 2011; Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2011a; Potrich *et al.*, 2015; van Rooij *et al.*, 2011).
5. El estado civil no influye en el alfabetismo financiero (Potrich *et al.*, 2015).
6. El tamaño de la localidad en que residen los mexicanos influye positivamente en los resultados que obtienen en los índices de comportamiento financiero (Cucinelli *et al.*, 2019).

Al demostrar los hechos anteriores, queda justificada la necesidad de diseñar e instrumentar políticas públicas de inclusión financiera focalizadas.

DATOS Y METODOLOGÍA

Esta investigación se sustenta en el análisis de 12446 registros de la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera (ENIF), efectuada por la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y el Instituto Nacional de Geografía y Estadística (INEGI), en 2018. Estos registros componen una muestra representativa a nivel nacional, seleccionada de forma probabilística y estratificada (INEGI, 2019). Para construir los índices de AF, se tomaron en cuenta catorce preguntas de la ENIF y se siguieron las recomendaciones de la Red Internacional de Educación Financiera (OECD INFE, 2011).

El índice de actitud financiera (AX , ecuación 1) se construyó con la suma de los valores correspondientes a dos preguntas, referentes a la preocupación del individuo por pensar en el futuro antes de consumir (Cucinelli *et al.*, 2019; Potrich *et*

al., 2015). En la primera, *A1*, se cuestiona la propensión a gastar en lugar de ahorrar, toma el valor de 2 si siempre se opta por ahorrar, de 1 si a veces se prefiere ahorrar y otras gastar, de 0 si la inclinación es siempre hacia gastar. Además, si la persona no contesta o no sabe, su respuesta no se toma en cuenta. En la segunda pregunta, *A2*, se asigna un valor de 2 si la persona siempre piensa si podrá pagar algo antes de comprarlo; 1 si lo hace a veces y 0 si no lo hace. Asimismo, si no contesta o no sabe, su respuesta no se toma en cuenta.

$$AX = A1 + A2; AX \in [0,4] \quad (1)$$

El índice de comportamiento financiero (*BX*, ecuación 2) se construyó a partir de la suma de los valores, asociados a cinco preguntas de la ENIF: dos relacionadas con planeación financiera, *B1* y *B2*, y tres con el pago de obligaciones financieras (Arceo y Villagómez, 2017; Baglioni *et al.*, 2018; Potrich *et al.*, 2015). Las preguntas *B1*, *B3* y *B4* son binarias, toman el valor de 1 si la respuesta es sí, 0 si es no. Para las preguntas *B2* y *B5*, se establecieron dos valores, 1 si la afirmación en cuestión se lleva a cabo siempre y algunas veces, y 0 si nunca se realiza. En todos los casos, si el encuestado no sabe o no responde, el registro no se toma en cuenta.

$$BX = B1 + B2 + B3 + B4 + B5; BX \in [0,5] \quad (2)$$

El índice de conocimiento financiero (*CX*, ecuación 3) sigue el modelo de Klapper *et al.* (2015), en el que se consideran cuatro grupos de conceptos: inflación (*C1* y *C2*), diversificación del riesgo (*C3* y *C4*), interés simple (*C5* y *C6*) e interés compuesto (*C7*). En este caso, se optó por conservar la estructura de cuatro conceptos, para poder hacer comparaciones de los resultados con otros estudios. Cada ítem corresponde a una pregunta codificada de forma binaria: 1 si fue contestada correctamente, 0 si no, y vacío si la persona no respondió. Para los tres primeros temas se requiere responder correctamente los dos reactivos, para que el tema sea evaluado positivamente. Es decir, se considera que una persona comprende el interés simple si y solo si contesta correctamente a las preguntas *C5* y *C6*.

$$CX = C1 * C2 + C3 * C4 + C5 * C6 + C7; CX \in [0,4] \quad (3)$$

En esta investigación se considera que una persona es alfabeta financiera, cuando obtiene al menos tres aciertos de los cuatro factores evaluados en conocimiento financiero, esto es $CX \geq 3$ (Klapper *et al.*, 2015). Esta definición se amplía para actitud financiera, donde se establece que si $AX \geq 3$, y para comportamiento financiero, donde si $BX \geq 4$, entonces el individuo es alfabeta financiero (Tabla 1).

Algunos autores han integrado en un solo índice los tres componentes (Baglioni *et al.*, 2018; Potrich *et al.*, 2015) y otros los han tratado por separado (Arceo y Villagómez, 2017; Cucinelli *et al.*, 2019; Salvatore, Franceschi, Neri y Zanichelli, 2017).

Tabla 1.
Reactivos para medir el alfabetismo financiero

Var	Actitud Financiera	Respuesta	Código
A1	Generalmente, ¿usted prefiere gastar el dinero que ahorrarlo para el futuro?	Nunca	2
		Algunas veces	1
		Siempre	0
		No sabe / No responde	–
A2	Generalmente, ¿usted considera cuidadosamente si puede pagar algo antes de comprarlo?	Siempre	2
		Algunas veces	1
		Nunca	0
		No sabe / No responde	–
Var	Comportamiento Financiero	Respuesta	Código
<i>Planeación financiera</i>			
B1	¿Usted lleva un presupuesto o un registro de sus ingresos y gastos?	Sí	1
		No	0
B2	Generalmente, ¿usted se pone metas económicas a largo plazo y se esfuerza por alcanzarlas (comprar casa, ahorrar para el retiro, pagar vacaciones o fiestas, comenzar un negocio, etcétera)?	Siempre / Algunas veces	1
		Nunca	0
		No sabe / No responde	–
<i>Cumplimiento de compromisos financieros</i>			
B3	De abril de 2017 a la fecha, ¿lo que ganó o recibió cada mes, le alcanzó para cubrir sus gastos?	Sí	1
		No	0
B4	Si tuviera hoy una urgencia económica igual a lo que gana o recibe en un mes, ¿usted podría pagarla con sus ahorros?	Sí	1
		No	0
B5	Generalmente, ¿usted paga sus cuentas a tiempo (tarjeta de crédito, servicios, crédito, etcétera)?	Siempre / Algunas veces	1
		Nunca	0
		No sabe / No responde	–
Var	Conocimiento Financiero	Respuesta	Código
<i>Inflación</i>			
C1	“La inflación significa que aumenta el precio de las cosas.”	Verdadero	1
		Falso / No sabe	0
		No responde	–
C2	Si le regalan 1000 pesos, pero tiene que esperar un año para gastarlo y en ese año la inflación es de 5%, ¿usted podría comprar...?	Menos de lo que puede comprar hoy	1
		Lo mismo / Más de lo que puede comprar hoy / No sabe	0
		No responde	–

(Continúa)

Tabla 1.
Reactivos para medir el alfabetismo financiero

<i>Diversificación del riesgo</i>			
C3	“Si alguien le ofrece la posibilidad de ganar dinero fácilmente, también lo puede perder fácilmente.”	Verdadero	1
		Falso / No sabe	0
		No responde	–
C4	“Es mejor ahorrar el dinero en dos o más formas o lugares que en uno solo (una cuenta de ahorro, una tanda con familiares o conocidos, etcétera).”	Verdadero	1
		Falso / No sabe	0
		No responde	–
<i>Concepto y cálculo del interés simple</i>			
C5	Si usted le presta 25 pesos a un amigo y a la siguiente semana le regresa los 25 pesos, ¿cuánto le pagó de interés?	Nada	1
		Otro valor / No sabe	0
		No responde	–
C6	Supongamos que deposita 100 pesos en una cuenta de ahorro que le da una ganancia del 2% al año. Si no realiza depósitos ni retiros, ¿incluyendo los intereses, usted tendrá al final del año...?	Exactamente 102 pesos	1
		Más de 102 pesos / Menos de 102 pesos / No sabe	0
		No responde	–
<i>Cálculo del interés compuesto</i>			
C7	Si usted deposita 100 pesos en una cuenta de ahorro que le da una ganancia del 2% al año y no hace depósitos ni retiros, ¿incluyendo los intereses, usted tendrá al final de cinco años...?	Más de 110 pesos	1
		Exactamente 110 pesos / Menos de 110 pesos / No sabe	0
		No responde	–

Fuente: clasificación propia con base en los reactivos de la ENIF 2018.

En la presente investigación, se decidió estudiarlos por separado, porque se asume que su comportamiento puede variar de distinta forma, en relación con el mismo conjunto de variables sociodemográficas.

Una vez establecidos los tres índices de AF, actitud (*AX*), comportamiento (*BX*) y conocimiento (*CX*), como variables dependientes, se construyeron modelos para tratar de explicarlos a partir de seis variables sociodemográficas independientes: género, edad, nivel educativo, nivel de ingreso, estado civil y tamaño de la localidad.

La variable *Género* es binaria, por lo que recibe valor de 1 si la persona encuestada es mujer y 0 si es hombre. *Edad* es una variable ordinal que fluctúa entre 18 y 70. El nivel educativo, *Educación*, es una variable ordinal que se refiere al máximo grado de estudios obtenido por el encuestado; recibe un valor de 0 si no tiene educación formal; 1 si a lo más terminó primaria o preescolar; 2 si terminó secundaria; 3, preparatoria; 4, universidad o equivalente; y 5, posgrado. El nivel de ingreso, *Ingreso*, es una variable ordinal que se refiere al rango en el que se encuentra

el ingreso anual de una persona en miles de pesos mexicanos; se le asignó del siguiente modo:

Valor	Rango de ingresos (pesos mexicanos)
0	0
1	>0-40 000
2	>40 000-60 000
3	>60 000-80 000
4	>80 000-100 000
5	>100 000-120 000
6	>120 000-140 000
7	>140 000-160 000
8	>160 000

El 5,8% de los encuestados prefirió no reportar su ingreso anual. Estos registros no fueron considerados en el análisis.

Además, el estado civil, *EstCiv*, se representó con una variable binaria que adquiere el valor de 1, si la persona es casada o vive con su pareja; y 0, cuando es soltera, es decir, si nunca se ha casado, es viuda, divorciada o separada. El tamaño de la localidad, *TamLoc*, variable ordinal asociada al número de habitantes, recibe el valor de 3 si el encuestado reside en una población de 100 000 personas o más; 2, si la población está entre 15 000 y 99 999; 1 si tiene de 2500 a 14 999; y 0, si tiene menos de 2500. Estas variables han sido utilizadas por diferentes autores, entre los que destacan Almenberg y Widmark (2011), van Rooij *et al.* (2011), Boisclair *et al.* (2014), Klapper *et al.* (2015), Villagómez (2016) y Cucinelli *et al.* (2019).

Para cada variable dependiente, *AX*, *BX* y *CX*, se construyeron modelos logit ordenados, para poner a prueba la relación que tienen con las variables independientes, de acuerdo con la ecuación (4).

$$\begin{aligned} \text{logit}(Y_k) = & -\alpha_k + \beta_1 \cdot \text{Género}_i + \beta_2 \cdot \text{Edad}_i + \beta_3 \cdot \text{Educación}_i \\ & + \beta_4 \cdot \text{Ingreso}_i + \beta_5 \cdot \text{EstCiv}_i + \beta_6 \cdot \text{TamLoc}_i + e_i \end{aligned} \quad (4)$$

La probabilidad de obtener k o más aciertos en el indicador en cuestión está dada por Y_k ; la constante α_k marca el cambio entre categorías consecutivas, por ejemplo, α_3 indica que se dejan de obtener dos aciertos para obtener tres; mientras que e_i es el valor residual que sigue una distribución logit con media 0 y varianza $\pi^2/3$.

Para la persona i , con características sociodemográficas X_i , se tiene que las probabilidades de obtener k aciertos en los índices de actitud (AX), comportamiento (BX) y conocimiento (CX) financiero están dadas, respectivamente, por las ecuaciones (5a-c).

$$Y_{Ak} = \Pr(AX_i \geq k|X_i) \quad (5a)$$

$$Y_{Bk} = \Pr(BX_i \geq k|X_i) \quad (5b)$$

$$Y_{Ck} = \Pr(CX_i \geq k|X_i) \quad (5c)$$

En la siguiente sección, se presentan y se discuten los resultados obtenidos del análisis propuesto.

RESULTADOS

El análisis de los datos se llevó a cabo en dos fases. En la primera, se observó la estadística descriptiva y se realizaron pruebas de análisis de varianza Anova, para comprobar las diferencias en el AF entre grupos. En la segunda, se construyeron modelos logit ordenados, por separado para los índices de conocimiento, actitud y comportamiento financiero, tal como se expone a continuación.

Estadística descriptiva

En México, el índice de actitud financiera se estimó en 60,9% para personas de 18-70 años; el índice de comportamiento financiero en 40,0% y el de conocimiento financiero en 34,9%. Este último fue medido en 32,0% en 2015 por Klapper *et al.* El índice de actitud financiera consigna un promedio de aciertos de 2,76 con una desviación estándar de 0,94. La distribución de estos resultados se encuentra sesgada hacia la izquierda, ya que la mediana se ubica en 3.

A su turno, el índice de comportamiento financiero registra un promedio de aciertos de 3,15 con una desviación estándar de 1,13. La distribución de estos resultados está sesgada hacia la derecha, ya que la mediana se localiza en 3.

El índice de conocimiento financiero, por su parte, registra un promedio de aciertos de 2,01, con una desviación estándar de 1,19. La mediana se ubica en 2, lo cual indica que no existe sesgo en su distribución, es decir, cerca del 50% de los encuestados obtuvo aciertos por encima de la media.

Las tablas 2 y 3 presentan los anteriores resultados de manera detallada.

Tabla 2.
ANOVA para los índices de alfabetismo financiero (1/2)

Variable	N	Porcentaje (%)	Índices de alfabetismo financiero						Porcentaje de alfabetismo financiero			
			Actitud (A ∈ {0, 4})		Comportamiento (B ∈ {0, 5})		Conocimiento (C ∈ {0, 4})		Actitud A ≥ 3	Comportamiento B ≥ 4	Conocimiento C ≥ 3	
Número de observaciones			12.270		12.203		12.255	12.270	12.203	12.255		
Media			2,76		3,15		2,01	60,9	40,0	34,9		
Desviación estándar (DE)			0,94		1,13		1,19	-	-	-		
Mediana			3		3		2	-	-	-		
Variable	N	Porcentaje (%)	Estadístico F		Estadístico F		Estadístico F		Porcentaje (%)	Porcentaje (%)	Porcentaje (%)	
			Media	DE	Media	DE	Media	DE				
Género	12.446	100,0	14,23***		41,41***		72,54***					
Femenino	6.807	54,7	2,79	0,93	3,10	1,12	1,93	61,7	37,4	32,2		
Masculino	5.639	45,3	2,72	0,96	3,22	1,13	2,11	60,0	43,1	38,1		
Edad	12.446	100,0	8,12***		50,3***		23,69***					
18-23	1.518	12,2	2,61	0,93	3,36	1,03	2,06	52,8	46,6	35,5		
24-29	1.680	13,5	2,72	0,93	3,45	1,06	2,15	59,8	51,1	40,0		

(Continúa)

Tabla 2.
ANOVA para los índices de alfabetismo financiero (1/2)

30-35	1806	14,5	2,77	0,93	3,27	1,09	2,09	1,18	61,9	43,9	38,3
36-41	1786	14,3	2,76	0,94	3,17	1,13	2,09	1,17	61,6	40,0	37,0
42-47	1610	12,9	2,76	0,93	3,07	1,11	2,06	1,17	62,4	36,2	35,9
48-53	1364	11,0	2,81	0,94	3,04	1,14	1,98	1,21	62,9	35,7	33,6
54-59	1103	8,9	2,80	0,96	2,96	1,11	1,91	1,20	62,9	33,1	31,8
60-65	955	7,7	2,87	0,98	2,88	1,16	1,72	1,18	64,4	31,9	25,8
66-70	624	5,0	2,84	0,98	2,71	1,19	1,59	1,18	61,9	26,6	21,7
Educación^(A)	12439	100,0	14,59***		254,67***		312,45***				
Ninguna	484	3,9	2,73	1,00	2,52	1,11	0,94	1,03	59,3	19,3	8,0
Primaria	2845	22,9	2,70	0,99	2,73	1,07	1,58	1,13	58,0	24,8	20,5
Secundaria	3925	31,6	2,72	0,93	3,06	1,07	1,96	1,14	58,7	36,4	32,1
Preparatoria	2550	20,5	2,76	0,93	3,36	1,05	2,19	1,11	61,4	46,6	39,0
Licenciatura	2382	19,1	2,87	0,89	3,62	1,09	2,55	1,08	66,5	57,3	54,1
Posgrado	253	2,0	3,02	0,87	3,92	1,04	2,70	1,03	74,8	68,1	59,8

Estadístico F: *** para $\Pr(>|t|) < 0,001$; ** para $0,001 < \Pr(>|t|) \leq 0,010$; * para $0,010 < \Pr(>|t|) \leq 0,050$.

^(A) Educación se refiere al máximo grado de estudios concluido; primaria incluye preprimaria; no se consideraron las personas que no contestaron.

Fuente: elaboración propia con apoyo del paquete Stata 14.

Tabla 3.
ANOVA para los índices de alfabetismo financiero (2/2)

Variable	N	Porcentaje (%)	Índices de alfabetismo financiero						Porcentaje de alfabetismo financiero				
			Actitud (A ∈ [0, 4])		Comportamiento (B ∈ [0, 5])		Conocimiento (C ∈ [0, 4])		Actitud A ≥ 3	Comportamiento B ≥ 4	Conocimiento C ≥ 3		
			Estadístico F	DE	Estadístico F	DE	Estadístico F	DE	Porcentaje (%)	Porcentaje (%)	Porcentaje (%)		
Ingreso anual^[B]	11 725	100,0	4,96***		117,76***		64,38***						
sin ingresos	3951	33,7	2,77	0,97	2,99	1,12	1,84	1,20	60,2	34,3	30,0		
>0-40	1848	15,8	2,74	0,94	2,78	1,09	1,69	1,16	59,7	25,6	24,5		
>40-60	1540	13,1	2,70	0,95	3,02	1,05	1,95	1,15	58,8	33,4	31,6		
>60-80	1770	15,1	2,69	0,93	3,22	1,06	2,07	1,15	58,4	42,3	35,9		
>80-100	750	6,4	2,78	0,91	3,41	1,10	2,25	1,11	63,0	49,8	43,0		
>100-120	428	3,7	2,75	0,92	3,50	1,00	2,24	1,18	61,0	53,3	40,9		
>120-140	439	3,7	2,77	0,97	3,60	1,08	2,40	1,11	62,5	56,7	46,3		
>140-160	301	2,6	2,78	0,91	3,73	1,01	2,34	1,08	62,9	60,9	46,7		

(Continúa)

Tabla 3.
ANOVA para los índices de alfabetismo financiero (2/2)

>160	698	6,0	2,93	0,88	3,93	0,99	2,58	1,07	71,1	70,1	54,5
Estado civil^[C]	12 446	100,0	3,65	9,48**	15,31***						
soltero	4547	36,5	2,74	0,93	3,20	1,13	2,07	1,19	60,1	41,4	36,5
casado	7899	63,5	2,77	0,95	3,13	1,12	1,98	1,18	61,4	39,2	33,9
Tamaño de la localidad	12 446	100,0	2,63*	106,92***	159,34***						
<2500	2825	22,7	2,72	0,97	2,85	1,09	1,65	1,17	58,7	29,3	24,3
2500-14 999	1751	14,1	2,75	0,95	3,10	1,10	1,87	1,18	60,9	37,4	29,7
15 000-99 999	1847	14,8	2,75	0,93	3,18	1,12	2,04	1,15	61,1	40,7	35,8
≥100 000	6023	48,4	2,78	0,93	3,30	1,12	2,21	1,16	61,9	45,4	40,9

Estadístico F: *** para $\Pr(>|t|) < 0,001$; ** para $0,001 < \Pr(>|t|) \leq 0,010$; * para $0,010 < \Pr(>|t|) \leq 0,050$.

^[B] Los rangos de ingreso anual están en miles de pesos a precios corrientes de 2018; no se consideraron las personas que no contestaron.

^[C] Soltero incluye nunca casado, separado, viudo y divorciado; casado incluye casado y vive en unión libre.

Fuente: elaboración propia con apoyo del paquete Stata 14.

En los índices de conocimiento y comportamiento financiero, los hombres registran mayores resultados que las mujeres. Los porcentajes de personas con alto conocimiento financiero son 38,1 % en hombres y 32,2 % en mujeres; y bajo la perspectiva de comportamiento, son 43,1 % y 37,4 %, respectivamente. Es decir, hay 5,9 y 5,7 puntos porcentuales a favor de los hombres. Solo en el caso de la actitud financiera, la diferencia favorece ligeramente a las mujeres, con 61,7 % contra 60,0 % de los hombres.

Al comparar el promedio de aciertos entre hombres y mujeres, para los índices de actitud, comportamiento y conocimiento financiero, se observa que la hipótesis nula (H_0), según la cual no existe diferencia en el índice calculado para hombres y mujeres, puede ser rechazada en cada caso, con un nivel de significancia de 99,9 %.

Con lo anterior, se confirma que sí existe una diferencia significativa en el alfabetismo financiero de hombres y mujeres, tal como lo observaron otros autores (Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2011a; van Rooij *et al.*, 2011), a favor de los hombres, en el caso del conocimiento y el comportamiento; y de las mujeres, en el caso de la actitud.

La edad fortalece la actitud financiera. Los adultos mayores son más susceptibles de tomar actitudes orientadas al ahorro y calcular antes de gastar. Solo 52,8 % de los jóvenes entre 18 y 23 años se apegan a estos principios; mientras que en el rango de edad de 60-64 años, el 64,4 % de las personas piensa en el futuro antes de gastar. Los jóvenes, en cambio, presentan mayores niveles de conocimiento y comportamiento financiero que los adultos mayores. Específicamente, en el rango de edad de 18-23 años se observaron tasas de alfabetismo financiero de 52,8 % para actitud; 46,6 % para comportamiento, y 35,5 % para conocimiento, parcialmente consistentes con las estimadas por Arceo y Villagómez (2017) de 70 % en actitud, 57 % en comportamiento y 20 % en conocimiento, para jóvenes preparatorios del área metropolitana de la Ciudad de México.

Lo anterior puede significar que es entre los quince y los dieciocho años que los jóvenes son altamente susceptibles de aprender nuevos conocimientos financieros. Sin embargo, este aprendizaje o algunos otros factores inherentes a esta edad, cambian su actitud y comportamiento. En el grupo de 24 a 29 años, el porcentaje de alfabetas financieros bajo la perspectiva de conocimiento alcanza 40,0 %, en comparación con 21,7 % para personas entre 66 y 70 años. De manera análoga, se registran 51,1 % y 26,6 % bajo la perspectiva de comportamiento. En las generaciones mayores de 53 años se observan resultados más bajos en conocimiento financiero y mayor incidencia de comportamiento distinto de lo esperado. En el caso del conocimiento, puede deberse a que las generaciones nacidas antes de 1965 estuvieron menos expuestas a la educación financiera en su juventud, o bien a que la edad deteriora ese conocimiento, como observaron Finke, Howe y Huston (2011).

La educación escolar está estrechamente relacionada con los resultados en los tres índices de alfabetismo financiero. El promedio en el número de aciertos en el índice de conocimiento financiero prácticamente se triplica, al comparar el grupo sin educación escolar (0,94), contra el rendimiento de quienes terminaron un posgrado (2,70). Para los mismos grupos, estos indicadores pasan de 2,73 a 3,02 en actitud y de 2,52 a 3,92 en comportamiento, respectivamente.

El porcentaje de alfabetas financieros bajo la perspectiva de conocimiento pasa de 8,0%, para quienes no recibieron instrucción escolar, a 59,8%, para los posgraduados; de 59,3% a 74,8% en materia de actitud y de 19,3% a 68,1% en materia de comportamiento financiero. El análisis de varianzas para los tres índices confirma que, con 99,9% de significancia, un mayor nivel educativo está asociado con mayor alfabetismo financiero, resultado consistente con lo observado por autores como Lusardi y Mitchell (2007), Servon y Kaestner (2008) y Klapper *et al.* (2015).

En México, el nivel de ingreso está directamente relacionado con el alfabetismo financiero. En los índices de conocimiento y comportamiento financiero, se aprecia que cuanto mayor es el ingreso, mayor es el promedio de aciertos. Aunque esta tendencia no es tan clara en el índice de actitud financiera. Cabe señalar que las personas que reportaron no tener ingresos, 31,7% de la muestra, registran promedios no menores a aquellos en el nivel más bajo. Ello podría deberse a que en este grupo hay personas sin empleo o dedicadas a trabajos no remunerados, con grados de alfabetismo financiero equivalentes a los de personas en niveles superiores de ingreso.

Los porcentajes de personas consideradas alfabetas financieras bajo los enfoques de conocimiento y comportamiento se incrementan considerablemente en el nivel de los que perciben más de 160 000 pesos anuales. En comparación con los que reciben 40 000 pesos o menos, pasan de 24,5% a 54,5% en conocimiento, y de 25,6% a 70,1% en comportamiento.

En materia de actitud financiera, también se observa un incremento entre estos grupos, aunque este es solo superior por 11 puntos porcentuales. El análisis de varianzas para los tres índices indica que la hipótesis nula (H_0) de que no existe diferencia en los índices de alfabetismo financiero calculado para los diferentes niveles de ingreso puede ser rechazada, con 99,9% de significancia. Este patrón es consistente al observado por Almenberg y Widmark (2011); Lusardi y Mitchell (2011a), van Rooij *et al.* (2011) y Klapper *et al.* (2015).

En materia de actitud financiera, no existe diferencia entre personas casadas y solteras. El primer grupo incluye a quienes viven con su pareja; el segundo, a adultos viudos, divorciados, separados y aquellos que nunca han estado casados. El número de aciertos obtenidos en este índice es muy similar para ambos grupos. El análisis de varianzas comprueba que no existe diferencia en la actitud financiera de casados y solteros. Este resultado concuerda con los hallazgos de Fonseca *et al.* (2012), entre adultos estadounidenses. Sin embargo, en el presente análisis se observó que las personas solteras registran ligeramente mejores resultados en

conocimiento y en comportamiento financiero. Lo anterior contrasta parcialmente con lo obtenido por Cucinelli *et al.* (2019), quienes observaron, para Italia, una diferencia a favor de los casados en conocimiento y actitud, pero a favor de los solteros en comportamiento.

En México, el tamaño de la localidad está relacionado con el conocimiento y el comportamiento financiero. El promedio de aciertos en el primer caso pasa de 1,65 en poblaciones de menos de 2500 habitantes, a 2,21 cuando se trata de 100 000 o más habitantes; y de 2,85 a 3,30 en el segundo caso. El porcentaje de alfabetas financieros con perspectiva de conocimiento pasa de 24,3% en poblaciones muy poco pobladas a 40,9% para ciudades muy pobladas, para los mismos grupos varía de 29,3% a 45,4% bajo el enfoque de comportamiento. En actitud financiera, el patrón es ligeramente similar, pero con un nivel de significancia bajo, en comparación con el registrado en conocimiento y comportamiento. Estos resultados son consistentes con los observados por Cucinelli *et al.* (2019), quienes advirtieron que el tamaño de la localidad tiene un efecto positivo en el alfabetismo financiero individual, debido a que las comunidades más pobladas proveen más fácil acceso a educación, servicios bancarios y tecnologías de la información y las comunicaciones.

Análisis correlacional y modelos econométricos

El análisis correlacional, aplicado a las variables dependientes e independientes, indica que la multicolinealidad entre pares de variables se mantuvo por debajo de 0,500, criterio establecido como umbral de una correlación fuerte. Por lo anterior, las seis variables independientes y las tres variables dependientes se analizaron en los modelos. Adicionalmente, se observó que las variables dependientes, correspondientes a los índices de actitud, comportamiento y conocimiento financiero, mantienen una correlación muy baja: 0,107, para el par actitud y comportamiento; 0,038, para actitud y conocimiento; y 0,166, para comportamiento y conocimiento, con lo cual se reafirmó la decisión de analizarlos por separado.

Para el análisis econométrico las variables educación, ingreso y tamaño de la localidad se mantuvieron categóricas (tablas 2 y 3). El nivel educativo, *Educación*, puede adquirir valores enteros que van de 0 (sin educación formal) a 5 (estudios de posgrado). El nivel de ingreso, *Ingreso*, puede recibir valores entre 0 (no tiene ingresos) y 8 (más de 140 000 pesos anuales). El tamaño de la localidad, *Tam.Loc.*, toma uno de cuatro valores, que van de 0 (menos de 2500 habitantes) a 3 (100 000 personas o más). Solo para la variable *Edad*, también categórica, se estableció un rango más amplio que los nueve niveles mostrados en las Tablas 2 y 3: fluctúa entre 18 y 70, con la intención de observar cómo un año más de vida puede afectar los índices de conocimiento, actitud y comportamiento financiero.

Para cada índice se construyeron dos modelos (Tabla 5): un modelo base (Modelo 0), que incluyó todas las variables, y un modelo simplificado (Modelo 1), que incluyó solo las variables más significativas, en apego a la guía para formulación

Tabla 4.

Análisis de correlaciones entre variables

Variables (N=11 250)	AX	BX	CX	Género	Edad	Educación	Ingreso	Estado civil	Tamaño de la localidad
AX	1,000								
BX	0,107	1,000							
CX	0,038	0,166	1,000						
Género	0,035	-0,048	-0,072	1,000					
Edad	0,067	-0,178	-0,102	-0,002	1,000				
Educación	0,066	0,296	0,312	-0,028	-0,314	1,000			
Ingreso	0,029	0,246	0,180	-0,293	-0,078	0,367	1,000		
Estado civil	0,020	-0,027	-0,034	-0,019	0,093	-0,137	-0,023	1,000	
Tamaño de la localidad	0,027	0,151	0,176	-0,012	0,017	0,320	0,201	-0,122	1,000

Fuente: elaboración propia con apoyo del paquete Stata 14.

de modelos logit ordenados presentada por Leckie, Morris y Steele (2016). El análisis de los modelos logit ordenados y sus efectos marginales sobre los índices de AF muestra varias relaciones interesantes, como las que se describen enseguida.

Se comprobó que existe una brecha entre hombres y mujeres. Aunque se presenta de manera distinta en cada índice. Favorece a los hombres en términos de conocimiento; a las mujeres en actitud; y no se manifiesta significativamente en el comportamiento. Con lo anterior, se confirma que sí existe diferencia en los resultados de los índices de conocimiento y actitud financiera calculados para hombres y mujeres en México.

Se observó, por un lado, que los jóvenes son más propensos a obtener mejores resultados en comportamiento y conocimiento financiero (Baglioni *et al.*, 2018; Klapper *et al.*, 2015) y, por otro, que la edad es una variable que fortalece la actitud financiera, aunque su peso en términos marginales es apenas significativo.

El nivel educativo influye de manera positiva y significativa en los índices de actitud, comportamiento y conocimiento financiero, como observaron otros autores (Baglioni *et al.*, 2018; Bernheim *et al.*, 2001; Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2007; Potrich *et al.*, 2015; Servon y Kaestner, 2008). Su contribución marginal es la de mayor peso en el conjunto de variables analizadas.

Tabla 5.

Modelos para los índices de conocimiento, actitud y comportamiento financiero

Variables	Actitud		Comportamiento		Conocimiento	
	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 0	Modelo 1
	β (SE)	β (SE)	β (SE)	β (SE)	β (SE)	β (SE)
Género	0,131 (0,036) ***	0,120 (0,033) ***	0,008 (0,036)		-0,193 (0,035) ***	-0,194 (0,035) ***
Edad	0,013 (0,001) ***	0,013 (0,001) ***	-0,015 (0,001) ***	-0,015 (0,001) ***	-0,003 (0,001) *	-0,003 (0,001) *
Educación	0,148 (0,017) ***	0,151 (0,015) ***	0,308 (0,017) ***	0,309 (0,017) ***	0,435 (0,017) ***	0,433 (0,017) ***
Ingreso	0,013 (0,009)		0,155 (0,009) ***	0,154 (0,009) ***	0,051 (0,009) ***	0,051 (0,009) ***
Estado civil	0,096 (0,036) **	0,092 (0,035) **	0,102 (0,036) **	0,101 (0,036) **	0,067 (0,035)	
Tamaño de la localidad	-0,014 (0,015)		0,095 (0,015) ***	0,095 (0,015) ***	0,137 (0,015) ***	0,135 (0,015) ***
α_1	-3,190	-3,196	-5,025	-5,030	-1,076	-1,121
α_2	-1,445	-1,455	-2,184	-2,189	0,563	0,517
α_3	0,570	0,563	-0,300	-0,305	1,903	1,857
α_4	2,164	2,163	1,081	1,077	3,302	3,256
α_5	-	-	2,782	2,777	-	-
Núm. var.	6	4	6	5	6	5
P > chi²	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R²	0,006	0,006	0,044	0,044	0,041	0,041
Obs.	11 558	12 264	11 492	11 492	11 554	11 492

P>|z|: *** p < 0,001, ** p < 0,01, *p < 0,05

Fuente: elaboración propia con apoyo del paquete estadístico Stata 14.

Los modelos logit ordenados y sus efectos marginales son evidencia de que el ingreso se asocia de manera positiva y significativa con el conocimiento y el comportamiento financieros (Almenberg y Widmark, 2011; Klapper *et al.*, 2015; Lusardi y Mitchell, 2011a; Potrich *et al.*, 2015; van Rooij *et al.*, 2011), pero no a la actitud.

Contrariamente a lo observado en la estadística descriptiva, se aprecia que el estado civil sí está relacionado con la actitud financiera, que favorece a las personas casadas o que viven con su pareja, resultado similar al obtenido por Cucinelli *et al.* (2019), para Italia. En materia de comportamiento financiero, los modelos logit ordenados y sus efectos marginales indican que las personas casadas presentan mejores resultados en comportamiento financiero, lo que contrasta con lo observado en la estadística descriptiva, donde las personas solteras registran mejores resultados (Tabla 6).

Estos contrastes podrían explicarse por la forma binaria en que se analizó esta variable, en lugar de conservar su forma original, en seis categorías, referentes a personas que viven en unión libre, casadas, divorciadas, separadas, viudas y solteras que nunca han estado casadas. Lo cierto es que, con los resultados anteriores, la hipótesis nula (H_0) de que el estado civil no influye en el alfabetismo financiero (Potrich *et al.*, 2015) se rechaza.

El tamaño de la localidad en que residen los mexicanos influye positivamente en los resultados que presentan en los índices de comportamiento y conocimiento financiero. Cucinelli *et al.* (2019), quienes observaron esta relación en Italia, lo atribuyeron a que las localidades más pobladas cuentan con más oportunidades educativas y mayor oferta de servicios financieros.

A partir de las ecuaciones (5a-c), al sustituir en la ecuación (4), los resultados de los modelos simplificados para los índices presentados en la Tabla 5, puede determinarse la probabilidad de que una persona sea alfabeta financiera, en términos de actitud, comportamiento y conocimiento. Por ejemplo, para una mujer (*Género=1*), de 36 años (*Edad=36*), con preparatoria como máximo grado de estudios (*Educación=3*), que percibe 50 000 pesos anuales (*Ingreso=2*), casada (*EdoCiv=1*) y que habita en una localidad de 100 000 habitantes o más (*TamLoc=3*), se tiene que la probabilidad de obtener tres o más aciertos en el índice de actitud financiera es $Y_{A3}=0,639$, cuatro o más en el índice de comportamiento financiero es $Y_{B4}=0,501$, y tres o más en el índice de conocimiento financiero es $Y_{C3}=0,413$. Si aquella persona tuviera una escolaridad máxima de secundaria, estas probabilidades serían $Y_{A3}=0,603$, $Y_{B4}=0,424$, y $Y_{C3}=0,313$, respectivamente. Es decir, elevar el grado de escolaridad de secundaria a preparatoria mejoraría en 3,3 puntos porcentuales (PP) sus probabilidades de tener una actitud financiera a favor del ahorro y la planeación del gasto; en 7,7 PP, sus probabilidades de seguir un comportamiento financiero deseable; y en 10,0 PP, su propensión a comprender mejor los conceptos financieros básicos.

CONCLUSIONES

El artículo presenta los resultados observados tras analizar algunos determinantes socioeconómicos y demográficos del alfabetismo financiero en México, a partir de sus componentes: actitud, comportamiento y conocimiento. Para ello, se realizaron análisis de varianzas y se construyeron modelos logit ordenados, sobre datos

Tabla 6.
Efectos marginales de la correlación logit ordenada

Actitud						
Aciertos	Género	Edad	Educación	Ingreso	Estado civil	Tamaño de la localidad
0	-0,002 (0,001) ***	0,000 (0,000) ***	-0,002 (0,000) ***		-0,001 (0,001) **	
1	-0,007 (0,002) ***	-0,001 (0,000) ***	-0,009 (0,001) ***		-0,005 (0,002) **	
2	-0,020 (0,005) ***	-0,002 (0,000) ***	-0,025 (0,002) ***		-0,015 (0,006) **	
3	0,006 (0,002) ***	0,001 (0,000) ***	0,008 (0,001) ***		0,005 (0,002) **	
4	0,022 (0,006) ***	0,002 (0,000) ***	0,028 (0,003) ***		0,017 (0,006) **	
Comportamiento						
Aciertos	Género	Edad	Educación	Ingreso	Estado civil	Tamaño de la localidad
0		0,000 (0,000) ***	-0,001 (0,000) ***	-0,001 (0,000) ***	0,000 (0,000) **	0,000 (0,000) ***
1		0,001 (0,000) ***	-0,018 (0,001) ***	-0,009 (0,001) ***	-0,006 (0,002) **	-0,005 (0,001) ***
2		0,002 (0,000) ***	-0,041 (0,002) ***	-0,020 (0,001) ***	-0,013 (0,005) **	-0,013 (0,002) ***
3		0,000 (0,000) ***	-0,007 (0,001) ***	-0,003 (0,000) ***	-0,002 (0,001) **	-0,002 (0,000) ***
4		-0,002 (0,000) ***	0,036 (0,002) ***	0,018 (0,001) ***	0,012 (0,004) **	0,011 (0,002) ***
5		-0,002 (0,000) ***	0,031 (0,002) ***	0,015 (0,001) ***	0,010 (0,004) **	0,010 (0,001) ***

(Continúa)

Tabla 6.

Efectos marginales de la correlación logit ordenada

Conocimiento						
Aciertos	Género	Edad	Educación	Ingreso	Estado civil	Tamaño de la localidad
0	0,018 (0,003) ***	0,000 (0,000) *	-0,041 (0,002) ***	-0,005 (0,001) ***		-0,013 (0,001) ***
1	0,023 (0,004) ***	0,000 (0,000) *	-0,051 (0,002) ***	-0,006 (0,001) ***		-0,016 (0,002) ***
2	-0,002 (0,000) ***	0,000 (0,000) *	0,004 (0,001) ***	0,000 (0,000) ***		0,001 (0,000) ***
3	-0,020 (0,004) ***	0,000 (0,000) *	0,044 (0,002) ***	0,005 (0,001) ***		0,014 (0,001) ***
4	-0,020 (0,004) ***	0,000 (0,000) *	0,044 (0,002) ***	0,005 (0,001) ***		0,014 (0,002) ***

P > |z|: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10

Fuente: elaboración propia con apoyo del paquete estadístico Stata 14.

del año 2018 de la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera. Se estima que, en México, el índice de actitud financiera se ubica en 61 %, el de comportamiento financiero en 40 % y el de conocimiento financiero en 35 %, para personas de 18 a 70 años. Estos niveles son comparables con los de otros estudios y, en el caso de conocimiento, con los de países emergentes (Klapper *et al.*, 2015).

Se encontraron evidencias que comprueban que, en México, (1) existe una brecha de género significativa, a favor de los hombres, en términos de conocimiento; y de las mujeres, en materia de actitud financiera; (2) los adultos mayores desarrollan una actitud que favorece el ahorro y la planeación financiera; y (3) los jóvenes obtienen mejores resultados en conocimientos y comportamiento financiero. Queda pendiente ahondar sobre los factores que determinan las brechas de género e intergeneracional, en México. Es necesario indagar sobre las causas de los bajos resultados que presentan los adultos mayores y sobre el potencial declive de sus conocimientos financieros (Finke *et al.*, 2011).

La educación es determinante en materia de alfabetismo financiero. La actitud, el comportamiento y el conocimiento financiero se ven acrecentados significativa y positivamente conforme se incrementa el grado de escolaridad. La política de inclusión financiera debe considerar fortalecer los programas educativos (Lusardi, 2015; Raccanello, 2014); se sabe que el desarrollo de habilidades matemáticas puede tener efectos positivos en el alfabetismo financiero (Mancebón,

Ximénez, Mediavilla y Gómez, 2019; Villagómez e Hidalgo, 2017). Sin embargo, se requiere más investigación, entre otros temas, sobre cómo aprovechar las tecnologías de la información y las comunicaciones para mejorar el alfabetismo financiero (Lusardi, 2019; OECD, 2018) y sobre cómo administrar los procesos de enseñanza-aprendizaje en el contexto mexicano.

El nivel de ingreso y el tamaño de la localidad se asocian de forma positiva y significativa con los resultados en los índices de conocimiento y comportamiento financiero. Sin embargo, no se observaron evidencias que los vinculen con la actitud financiera. Investigar cómo la disponibilidad de servicios bancarios y otros tipos de productos financieros pueden relacionarse con la actitud, el comportamiento y el conocimiento financiero, presenta un nicho de oportunidad en la investigación social y económica, en México.

Una de las limitaciones del análisis es la decisión de calcular los índices *AX*, *BX* y *CX*. Estos fueron construidos tomando rangos de valores distintos para cada ítem. Específicamente, para el índice de actitud financiera (*AX*), se optó por conservar tres niveles de respuesta para cada uno de los dos reactivos que lo integran, con la intención de ampliar el rango de variación del resultado. Por ejemplo, *AX* toma un valor de 3 bajo dos combinaciones de respuestas distintas: cuando una persona siempre considera si puede pagar algo antes de comprarlo, pero solo a veces prefiere ahorrar sobre gastar; y, cuando siempre prefiere ahorrar sobre gastar, pero solo a veces considera si puede pagar algo antes de comprarlo. En el presente estudio, las dos combinaciones se consideraron equivalentes. Queda pendiente explorar qué efectos tendría en los resultados del análisis si se aplica un esquema binario en *A1* y *A2*, o bien se ponderan estos reactivos de forma diferente.

Por lo anterior, es evidente la necesidad de diseñar e instrumentar en México políticas públicas de inclusión financiera orientadas a los grupos menos aventajados en términos de actitud, comportamiento y conocimiento financiero. En los países emergentes, la política pública referente a la inclusión financiera ha sido competencia de los bancos centrales y otros organismos reguladores, que han reconocido la importancia de liberar el potencial de la población a través de propiciar condiciones para el desarrollo económico (Arun y Kamath, 2015). Con este trabajo, se busca crear conciencia sobre la importancia de fortalecer las decisiones concernientes a política de inclusión financiera y orientar la toma de decisiones hacia su focalización.

REFERENCIAS

1. Almenberg, J., & Widmark, O. (2011). *Numeracy, financial literacy and participation in asset markets* (SSRN Scholarly Paper ID 1756674). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1756674>

2. Arceo, E. O., & Villagómez, F. A. (2017). Financial literacy among Mexican High School Teenagers. *International Review of Economics Education*, 24, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.iree.2016.10.001>
3. Arun, T., & Kamath, R. (2015). Financial inclusion: Policies and practices. *IIMB Management Review*, 27(4), 267-287. <https://doi.org/10.1016/j.iimb.2015.09.004>
4. Atkinson, A., & Messy, F. A. (2012). *Measuring financial literacy. Results of the OECD / International Network on Financial Education (INFE) pilot study* (OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions No. 1). <https://dx.doi.org/10.1787/5k9csfs90fr4-en>
5. Baglioni, A., Colombo, L., & Piccirilli, G. (2018). On the anatomy of financial literacy in Italy. *Economic Notes*, 47(2-3), 245-304. <https://doi.org/10.1111/ecno.12111>
6. Bernheim, B. D., Garrett, D. M., & Maki, D. M. (2001). Education and saving. The long-term effects of high school financial curriculum mandates. *Journal of Public Economics*, 80(3), 435-465. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(00\)00120-1](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00120-1)
7. Boisclair, D., Lusardi, A., & Michaud, P. C. (2014). *Financial literacy and retirement planning in Canada*. Scientific Series. Montreal: Cirano. <https://www.cirano.qc.ca/files/publications/2014s-35.pdf>
8. Clark, R. L., D'Ambrosio, M. B., McDermed, A. A., & Sawant, K. (2006). Retirement plans and saving decisions the role of information and education. *Journal of Pension Economics and Finance*, 5(1), 45-67. <https://doi.org/10.1017/S1474747205002271>
9. Cucinelli, D., Trivellato, P., & Zenga, M. (2019). Financial literacy. The role of the local context. *Journal of Consumer Affairs*, 53(4), 1-46. <https://doi.org/10.1111/joca.12270>
10. Finke, M. S., Howe, J. S., & Huston, S. J. (2011, 24 de agosto). Old age and the decline in financial literacy. *Forthcoming in Management Science*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1948627>
11. Fonseca, R., Mullen, K. J., Zamarro, G., & Zissimopoulos, J. (2012). What explains the gender gap in financial literacy? The role of household decision making. *Journal of Consumer Affairs*, 46(1), 90-106. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2011.01221.x>
12. Huston, S. J. (2010). Measuring financial literacy. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 296-316. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2010.01170.x>
13. Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2019). *Encuesta Nacional de Inclusión Financiera 2018*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enif/2018/doc/enif_2018_resultados.pdf
14. Klapper, L., Lusardi, A., & van Oudheusden, P. (2015). *Financial literacy around the world: Insights from the Standard & Poor's ratings services*

- global financial literacy survey*. Reporte de Financial Literacy around the World. <https://bit.ly/3ocw4ki>
15. Leckie, G., Morris, T., & Steele, F. (2016). *Single-level and multilevel models for ordinal responses - Stata practical*. <http://www.bristol.ac.uk/cmm/learning/online-course/>
 16. Lusardi, A. (2015). Financial literacy skills for the 21st century. Evidence from PISA. *Journal of Consumer Affairs*, 49(3), 639-659. <https://doi.org/10.1111/joca.12099>
 17. Lusardi, A. (2019). Financial literacy and the need for financial education: Evidence and implications. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 155(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s41937-019-0027-5>
 18. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2007). Financial literacy and retirement planning. New evidence from the rand American life panel. Michigan: Ann Arbor.
 19. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011a). *Financial literacy and planning. Implications for retirement wellbeing* (NBER Working Paper Series 17078). Cambridge, Massachusetts. <http://www.nber.org/papers/w17078>
 20. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011b). Financial literacy around the world. An overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497-508. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000448>
 21. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The economic importance of financial literacy. Theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5-44. <https://doi.org/10.1257/jel.52.1.5>
 22. Mancebón, M. J., Ximénez, D. P., Mediavilla, M., & Gómez, J. M. (2019). Factors that influence the financial literacy of young Spanish consumers. *International Journal of Consumer Studies*, 43(2), 227-235. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12502>
 23. Mitchell, O. S., & Lusardi, A. (2015). Financial literacy and economic outcomes. Evidence and policy implications. *The Journal of Retirement*, 3(1), 107-114. <https://doi.org/10.3905/jor.2015.3.1.107>
 24. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). (2018). *Effective financial education for sustainable and inclusive growth*. www.financial-education.org
 25. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). International Network on Financial Education. (2011). *Measuring financial literacy: Core questionnaire. Measuring financial literacy: Questionnaire and guidance notes for conducting an internationally comparable survey of financial literacy*. París: autor. <https://www.oecd.org/finance/financial-education/49319977.pdf>
 26. Potrich, A. C. G., Vieira, K. M., & Kirch, G. (2015). Determinants of financial literacy: Analysis of the influence of socioeconomic and demographic variables. *Revista Contabilidade e Finanças*, 26(69), 362-377. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201501040>

27. Raccanello, K. H. (2014). Educación e inclusión financiera. *Construcción Ciudadana de lo Público*, 44(2), 119-141.
28. Remund, D. L. (2010). Financial literacy explicated. The case for a clearer definition in an increasingly complex economy. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 276-295. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2010.01169.x>
29. Salvatore, A., Franceschi, F., Neri, A., & Zanichelli, F., (2017). Measuring the financial literacy of the adult population. The experience of the Bank of Italy. En IFC satellite seminar at the ISI World Statistics Congress on “Financial Inclusion” (pp. 1-49). Marrakech, Marruecos. <https://www.bis.org/ifc/publ/ifcb47f.pdf>
30. Servon, L., & Kaestner, R. (2008). Consumer financial literacy and the impact of online banking on the financial behavior of lower-income bank customers. *Journal of Consumer Affairs*, 42(2), 271-305. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2008.00108.x>
31. Van Rooij, M. C. J., Lusardi, A., & Alessie, R. J. M. (2011). Financial literacy and retirement planning in the Netherlands. *Journal of Economic Psychology*, 32(4), 593-608. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2011.02.004>
32. Villagómez, A., & Hidalgo J. A. (2017). Financial literacy and mathematics. A study among young Mexican high school students. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 12(2), 1-22.
33. Villagómez, F. A. (2016). Alfabetismo financiero en jóvenes preparatorianos en la zona metropolitana del Valle de México. *El Trimestre Económico*, 83(331), 677. <https://doi.org/10.20430/ete.v83i331.215>
34. Villagómez, F. A., & González, A. (2014). *El efecto del alfabetismo financiero en el ahorro para el retiro en México* (Working Papers DTE 576). CIDE, División de Economía. <https://ideas.repec.org/p/emc/wpaper/dte576.html>

PARCEIROS DO BRASIL: UMA ANÁLISE DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS

Flavia Braga Chinelato
Diogo Batista de Freitas Cruz

Chinelato, F., & Cruz, D. (2021). Parceiros do Brasil: Uma análise das exportações brasileiras. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 459-482.

Com as exportações, as empresas obtêm vantagens que podem ser ainda mais ampliadas ao se trabalhar em redes. Esta pesquisa analisou qualitativamente o comportamento das exportações brasileiras e utilizou o programa UCINET como ferramenta. Os resultados apontam que o Brasil é exportador de *commodities* e 95% das exportações são realizadas pelas grandes empresas e com destino principalmente aos Estados Unidos e à China. No contexto das micro, pequenas e médias empresas (MPME), os dois principais países de relacionamento são Estados Unidos e Argentina. Percebeu-se a forte necessidade de o país diversificar sua rede de interação e elevar a participação no mercado internacional.

Palavras-chave: Exportação; redes; internacionalização.

JEL: F1, F2, F6, M1, M2

F. Braga Chinelato

CENTRUM Catolica Graduate Business School, Lima, Peru. Pontifical Catholic University of Peru, Lima, Peru. Endereço eletrônico: fchinelato@pucp.edu.pe

D. Batista de Freitas Cruz

Endereço eletrônico: FUMEC University, Belo Horizonte, Brazil. diogobfcruz@gmail.com

Sugerencia de citación: Chinelato, F., & Cruz, D. (2021). Parceiros do Brasil: Uma análise das exportações brasileiras. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 459-482. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.81497>

Este artículo fue recibido el 5 de agosto de 2019, ajustado el 20 de enero de 2020 y su publicación aprobada el 27 de enero de 2020.

Chinelato, F., & Cruz, D. (2021). Brazil partners: An analysis of Brazilian exports. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 459-482.

Through exports, companies gain advantages that can be expanded more by working in networks. This paper analysed the behaviour of Brazilian exports through a qualitative research that used the UCINET program as a tool. The results show that Brazil is an exporter of commodities and that 95% of exports are made by large companies, mainly to the United States and China. In the context of micro, small and medium enterprises (MSMEs) the main relationship is with the United States and Argentina. There is a strong need for Brazil to diversify its network and increase its participation in the international market.

Keywords: Exportation; network; internationalization.

JEL: F1, F2, F6, M1, M2.

Chinelato, F., & Cruz, D. (2021). Socios de Brasil: un análisis de las exportaciones brasileñas. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 459-482.

Por medio de las exportaciones, las empresas obtienen ventajas que pueden expandirse aún más al trabajar en redes. Este artículo analizó cualitativamente el comportamiento de las exportaciones brasileñas y utilizó el programa UCINET como herramienta. Los resultados muestran que Brasil es un exportador de productos básicos y el 95% de las exportaciones las realizan grandes empresas a los Estados Unidos y China. En el contexto de las micro, pequeñas y medianas empresas (mipymes), los principales países de destino son Estados Unidos y Argentina. Es necesario que Brasil diversifique su red y aumente su participación en el mercado internacional.

Palabras clave: exportación; redes; internacionalización.

JEL: F1, F2, F6, M1, M2.

INTRODUÇÃO

A exportação é uma importante alternativa para empresas poderem expandir mercados e adquirir mais conhecimento. Em muitos casos, Ricupero e Barreto (2007) afirmam que é a única alternativa que uma empresa tem para enfrentar o aumento da competitividade. Segundo os dados do Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços do Brasil, somente no ano de 2018, as exportações brasileiras chegaram ao valor de 239.889 bilhões de dólares americanos. Enquanto em 2008 este valor era de 197.942, isto corresponde a um crescimento de 21% em um período de 10 anos.

Estes números das exportações brasileiras são proporcionados em quase a sua totalidade pelas empresas de grande porte, em torno de 95%, conforme Chinelato *et al.* (2018). Há uma tendência na economia de valorizar as empresas grandes e considerar que elas contribuem para a força econômica de um país (Bagheri *et al.*, 2019; Levy *et al.*, 2010), pois a princípio, as grandes empresas têm mais facilidade para se internacionalizarem. Uma das justificativas encontradas pela pequena participação das pequenas e médias empresas é a limitação de recursos internos e externos, além de serem mais sensíveis às crises econômicas, políticas e as oscilações de mercado (Santoro *et al.*, 2019).

Apesar dos números das exportações das pequenas e médias empresas serem ainda tímidos, elas apresentam uma relevância para a economia brasileira, pois 90% dos empregos são gerados pelas micro, pequenas e médias empresas, segundos dados do SEBRAE (2018).

Devido à importância das pequenas e médias empresas (PME) para o país e a necessidade de mais conhecimento sobre este perfil de empresas na balança comercial brasileira, esta pesquisa visa responder a seguinte pergunta: como foi a exportação brasileira nos anos de 2002 a 2016? O objetivo geral desta pesquisa é analisar a exportação das empresas brasileiras entre os anos 2002 a 2016. Como objetivos específicos têm-se: a) apresentar a quantidade de empresas que realizaram exportação no período; b) identificar os valores em FOB dólar por porte de empresa; c) apresentar a rede de países que importaram das empresas brasileiras entre os anos 2002 a 2016; e d) detalhar a participação das micro, pequenas e médias empresas brasileiras no ano de 2016 (último disponibilizado pelo governo brasileiro).

A relevância deste tema está em apresentar como é caracterizada a rede de países que importam produtos do Brasil, mostrando quem são os países que mais se relacionam. Dessa forma, o governo, as empresas e os demais interessados no tema podem futuramente traçar melhores estratégias para que estes laços sejam cada vez mais fortalecidos; por outro lado, é importante saber quais são os países que precisam ampliar os relacionamentos, fortalecer os laços e diversificar ainda mais a rede com as empresas brasileiras interagem.

INTERNACIONALIZAÇÃO DE PME

A literatura acerca da internacionalização de empresas, em grande parte, foca nas multinacionais em função delas serem fortemente representativas na economia interna e externa (Bagheri *et al.*, 2019; Child & Rodrigues, 2005). No entanto, ao longo dos anos, a internacionalização de PME vem ganhando força no campo da literatura e muitos autores têm se destacado neste meio, como Andersen (1993), Bell (1995), Leonidou e Katsikeas (1996), Bell *et al.* (2004), Bagheri *et al.* (2019) e Wu e Deng (2020), entre vários outros. Este crescente interesse por estudar este fenômeno é devido à força que as pequenas e médias empresas vem exercendo na economia interna e às possibilidades que o avanço tecnológico acrescido pelo acesso à internet proporciona nos mercados (Adebayo *et al.*, 2019; Bagheri *et al.*, 2019).

Na literatura, é possível encontrar dois grandes modelos de internacionalização de empresas. O primeiro é o modelo mais tradicional, desenvolvido pela Escola de Uppsala por Johanson e Vahlne (1977), em que sugerem que a exportação deve iniciar de uma forma gradual, paulatina e sequencial. Em outras palavras, é considerar que as empresas interessadas em fazer parte do mercado externo devem começar a exportar de forma a construir um conhecimento ir acumulando e à medida que este auto reforço é positivo, ela vai se comprometendo mais e, também, indo para mercados mais distantes (Chinelato *et al.*, 2018; Wu & Deng, 2020).

Dentro deste modelo são considerados quatro níveis de exportação: a) a empresa realiza exportações não regulares, ou seja, ocorre uma exportação sem demanda constante, de forma mais esporádica; b) a empresa exporta utilizando representantes para auxiliar no mercado de destino. À medida que a empresa vai obtendo *know-how* a respeito daquele mercado, combinando o conhecimento e se sentindo mais confortável, avança para o c) abertura de um escritório comercial, como forma de aproximação com o seu mercado objetivo. Logo após, na seguinte etapa, avança para o (d) em que ha um grau elevado de internacionalização, e o que a empresa faz é montar uma planta *greenfield* no país alvo (Adebayo *et al.*, 2019).

No entanto, Bell *et al.* (2004), Child e Rodrigues (2007) e Rodríguez-Serrano e Martín-Armario (2019) afirmam que, desde 1990, este modelo tradicional de internacionalização vem recebendo críticas e pesquisadores como Bonaccorsi (1992), McKinsey e Co. (1993), McDougall *et al.* (1994), Oviatt e McDougall (1994), Bell (1995), Boter e Holmquist (1996), Madsen e Servais (1997), Cavusgil e Knight (2015), Coviello (2015), Rodríguez-Serrano e Martín-Armario (2019) vem estudando a respeito de uma nova perspectiva sobre internacionalização, chamada *born global*. Isto é, segundo Nordman e Melen (2008) uma definição clara de *born global* seria de empresas que, desde a sua abertura, já desenvolvem atividades em outros países. Dentro desta perspectiva, uma empresa já nasce global; ou seja, ela não se torna internacional por forças internas ou externas, a empresa já nasce com este enfoque. A principal característica dessas empresas é que os seus gestores iniciam os negócios focando em uma atuação internacional. Isso pode ser

mais facilmente percebido em empresas ligadas aos setores de comunicação e tecnologia (Chinelato *et al.*, 2018).

Bilkey e Tesar (1977) já afirmavam que, na realidade, as PME tendem a não ter a exportação como algo pensado estrategicamente; ou seja, as pequenas e médias empresas não planejam a exportação, mas simplesmente respondem à solicitação do mercado (Adebayo *et al.*, 2019). Na pesquisa de Vianna *et al.* (2013), os autores comprovam que as PME, de forma geral, não são proativas em relação à internacionalização. Eles realizaram um estudo das indústrias de máquinas-ferramentas, e o resultado apontou que, apesar de as empresas terem mais de 30 anos de existência, a internacionalização encontra-se em fase incipiente, sendo a exportação a estratégia mais adotada por elas para entrada em outros países, cuja seleção, na maior parte das vezes, é conduzida pelos critérios de conveniência e oportunidade. Outro argumento encontrado para justificar o motivo das PME não terem a exportação como algo estratégico está relacionado às limitações que elas encontram de recursos, além deste perfil de empresa ser mais sensível às oscilações de mercado (Santoro *et al.*, 2019).

Para Vianna *et al.* (2013) e Rodríguez-Serrano e Martín-Armario (2019), a opção das empresas estudadas de se internacionalizarem não seguiu um modelo teórico único. Este tipo de resultado também foi obtido nas pesquisas de Melsohn (2006) e Raboch e Amal (2008); ambos perceberam que a exportação normalmente não é parte estratégica da empresa e, na maior parte das vezes, é atrelada pelo desejo do gestor ou por desaquecimento no mercado interno. Segundo Bell *et al.* (2004), no contexto das PME, é fundamental que um gestor que tenha a internacionalização como parte estratégica, para permitir o sucesso e expansão da empresa.

A TEORIA DE REDES APLICADA AO CONTEXTO DA INTERNACIONALIZAÇÃO

A definição de *redes* é abordada por alguns autores como Grandori e Soda (1995), Castells (1999), Olave e Neto (2001), e entre outros que vem ao longo dos anos contribuindo para o desenvolvimento desta teoria tão aplicada em diferentes contextos. De maneira geral, considera-se que redes são estruturas não rigorosas formadas por diferentes agentes e que desempenham diferentes papéis conforme à circunstância. Nesta perspectiva, Grandori e Soda (1995) afirmam que as redes são compostas de atividades de valor agregado e constantemente há inserção de novos materiais e elementos na sua estrutura. Para os autores, estas relações do ponto de vista econômico podem ser baseadas em contratos formais ou informais.

Castells (1999) destaca que as redes são estruturas compostas de elementos em interação, sendo que os nós da rede podem ser ligados entre si e que este conjunto pode ser instável. Neste aspecto, Hughes *et al.* (2019) e Torkkeli *et al.* (2019) complementam que as redes são formadas por atores que exercem diferentes formas de

atividades com o objetivo de cooperar, ajudar e flexibilizar a estrutura funcional, mas que esta interação não está isenta de competição e conflitos.

Com o aumento da globalização e a crescente necessidade de elevar a competitividade, as empresas precisam buscar alternativas para aumentar a sua interação e transferir conhecimento (Oliveira *et al.*, 2018; Reis *et al.*, 2018). Os autores Olave e Amato Neto (2001) afirmam que a formação de redes de empresas ocorre a princípio visando reduzir incertezas e riscos, organizando atividades econômicas a partir da coordenação e cooperação entre empresas. Mantendo este ponto de vista, os autores Alves *et al.* (2010) e Reis *et al.* (2018) defendem a ideia de que uma estratégia eficaz é trabalhar com redes de cooperação, porque permite uma possibilidade de a empresa aumentar o conhecimento e ao mesmo tempo poder compartilhar informações e enfrentar as mudanças, as inovações e se adaptar. Isto é relevante principalmente para as pequenas e médias empresas (Hughes *et al.*, 2019). Nesta perspectiva, de Souza *et al.* (2015) complementam afirmando sobre “os esforços para sobrevivência e competitividade das micro e pequenas empresas (MPEs) têm se voltado cada vez mais para as parcerias, como forma alternativa de estratégia competitiva” (p. 262).

Considerando a perspectiva de Bell (1995) e Child e Rodrigues (2007) em que a abordagem de redes para as pequenas e médias empresas é uma importante alternativa para que elas possam superar as dificuldades da escassez de recursos, como já apontado anteriormente como um fator limitador da internacionalização das PME, o trabalho em redes no contexto internacional é uma importante ferramenta que pode corroborar para o melhor desempenho das empresas em mercados externos (Hughes *et al.*, 2019). Os relacionamentos em redes podem impactar na expansão e desenvolvimento de mercado, pois o modo de entrada de uma PME poderá ser explicado conforme as oportunidades criadas pelos contatos de redes formais e informais (Bell, 1995).

Portanto, a internacionalização de PME aliada às redes pode ser uma alternativa de entrada e permanência das PME em novos mercados (Torkkeli *et al.*, 2019). É uma forma de trabalhar com um menor custo e obter informações que podem ser acumuladas ao longo dos anos (Hughes *et al.*, 2019; Oliveira *et al.*, 2018), sendo em muitos casos a construção de redes de contatos e alianças estratégicas em nível internacional uma questão crítica para sobrevivência das organizações (Andersson & Wictor, 2003; Torkkeli *et al.*, 2019).

MÉTODOS E TÉCNICAS ADOTADAS

Conforme Creswell (2014), esta pesquisa é qualitativa, isto é, interpretativa, em que o pesquisador é quem interpreta os dados. Isso significa que ela abrange a descrição de uma pessoa ou de um cenário, a análise de dados para a identificação de temas ou categorias e, finalmente, a interpretação ou conclusões sobre o seu significado, pessoal e teoricamente.

Em relação aos fins, a pesquisa é classificada como descritiva dada à intenção de desvendar e expor características de determinada população. Não tem compromisso de explicar os fenômenos que descreve, embora sirva de base para tal explicação. Neste estudo, procurou-se analisar a exportação das empresas brasileiras entre os anos 2002 a 2016 (último ano disponibilizado pelo governo), destacando a redes de países que se relacionaram com as empresas brasileiras no ano 2016. Gil (2002) considera que analisar a pesquisa do ponto de vista empírico é importante para confrontar as descrições teóricas com as análises dos dados empíricos da realidade.

Os dados utilizados para o desenvolvimento desta pesquisa são secundários e foram coletadas informações no banco de dados disponibilizado pelo Comex Stat, portal do Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços do Brasil. Os dados coletados foram tratados com o programa Excel. Para a formação das redes, foi utilizado o sistema Ucinet 6, versão 11.0.035197.

O critério para definir as pequenas e médias empresas brasileiras foi seguido conforme o considerado pelo Ministério de Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC) (2019):

A metodologia aplicada para enquadramento e identificação das empresas por porte, adotou o critério que associa o número de empregados da empresa e o valor exportado pela mesma no período considerado, distribuídos por ramo de atividade (indústria e comércio/serviços), ambos de acordo com os parâmetros adotados no Mercosul, conforme disposto nas Resoluções Mercosul-GMC n° 90/93 e 59/98, com os ajustes elaborados pelo Departamento de Estatística e Apoio à Exportação da Secretaria de Comércio Exterior (DEAEX/SECEX). (MDIC, 2019 – Caderno Metodologia).

Dessa forma, tem-se a Tabela 1, a seguir, para descrever a classificação de pequena e média empresa considerada para esta pesquisa.

Tabela 1.

Classificação das empresas de pequeno e médio porte

Porte	Indústria		Comércio e serviços	
	Nº empregados	Valor	Nº empregados	Valor
Pequena empresa	De 11 a 40	Até US\$ 3,5 milhões	De 6 a 30	Até US\$ 1,5 milhão
Média empresa	De 41 a 200	Até US\$ 20 milhões	De 31 a 80	Até US\$ 7 milhões

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

ANÁLISE DOS DADOS

A seguir, serão apresentados os dados referentes à exportação das empresas brasileiras entre os anos de 2002 a 2016 (sendo 2016 o último ano disponibilizado pelo governo brasileiro até a data da coleta de dados desta pesquisa). É importante considerar que os valores são expressos em FOB (*free on board*) em dólar americano, ou seja, valor que considera a mercadoria posta no porto e aeroporto, já dentro do veículo transportador em segurança e com os custos pagos pelo exportador. Sendo assim, vale destacar que todos os problemas de competitividade promovidos pelo Custo Brasil estão embutidos neste valor, tais como, por exemplo, a infraestrutura e carga tributária.

Primeiramente, é possível observar, na Tabela 2, a consolidação de tudo que foi exportado pelo Brasil no período estudado:

Tabela 2.

Exportações por porte em bilhões de dólares

Ano	Pessoa física	Micro e pequena	Média	Grande	Total (USD)
2002	60	1.840	5.154	53.385	60.439
2003	104	1.951	5.834	65.314	73.203
2004	232	2.233	7.123	87.090	96.677
2005	218	2.321	8.125	107.865	118.529
2006	203	2.387	9.254	125.963	137.807
2007	308	2.995	9.719	147.627	160.649
2008	345	2.309	8.900	186.389	197.942
2009	287	1.318	8.599	142.791	152.995
2010	278	1.964	8.199	191.474	201.915
2011	406	2.032	8.819	244.782	256.040
2012	502	1.787	8.131	232.156	242.578
2013	285	1.766	7.906	232.078	242.034
2014	331	1.961	8.664	214.144	225.101
2015	315	2.064	8.428	180.327	191.134
2016	238	2.283	8.466	174.249	185.235

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

De acordo com a Tabela 2, é possível notar que, no valor total de exportações do período, houve um crescimento de 206%, o que representa um acréscimo de 124.796 bilhões de dólares. Ainda em análise geral, é possível perceber que, nesse crescimento, a contribuição das grandes empresas foi de 96,8%, das médias em 2,7%, micro e pequenas em 0,4% e das pessoas físicas em 0,1%. Apesar da percepção para crescimento dos valores exportados, ainda se observa que a participação das empresas pode ser ampliada, mas conforme apresentado na literatura, normalmente a exportação não é uma atividade estratégica dentro das organizações (Melsohn, 2006; Raboch & Amal, 2008); isso, por consequência, sugere que estes números sejam inferiores ao que poderiam ser.

Outra observação que pode ser identificada na Tabela 2 é que existe uma enorme polaridade entre os valores contemplados pelas grandes empresas, o que faz com que não seja possível a comparação entre elas e as micro, pequenas e médias empresas. Da mesma forma, no outro extremo estão as pessoas físicas, que, em análise geral, apresentam baixa representatividade, alcançando uma contribuição no período de apenas 0,1%, conforme já apresentado. Dessa forma, pode ser indicado que as micro, pequenas e médias empresas considerem trabalhar em redes para ampliar sua participação nas exportações brasileiras. Isso porque é uma forma que as empresas têm de se organizarem, aprenderem uma com as outras e obterem maiores vantagens para conseguirem se destacar no cenário internacional, reduzindo os riscos e incertezas (Alves *et al.*, 2010; Hughes *et al.*, 2019; Reis *et al.*, 2018; Torkkeli *et al.*, 2019), e assim promoverem uma maior participação no volume total do Brasil.

Com o objetivo de ampliar o conhecimento a respeito do que de fato é exportado pelo Brasil, nas Tabelas 3 e 4 serão apresentados os cinco principais produtos que foram exportados no ano de 2016. Pelo fato da enorme diferença entre as micro, pequenas, médias e grandes empresas, será apresentado na Tabela 3 especificamente a respeito das grandes empresas e na Tabela 4 as micro, pequenas e médias.

Considerando a Tabela 3, percebe-se que os principais produtos exportados são soja, minério, açúcar, petróleo e pastas químicas, o que significa que a grande representatividade das grandes empresas exportadoras na balança comercial brasileira está impulsionada por produtos de baixo valor agregado e pouco processo industrial. Apenas esses cinco produtos representam mais de 58 bilhões de dólares, alcançando mais de 33% de tudo que as grandes empresas exportaram no ano de 2016. É importante salientar que o Brasil é um importante exportador mundial de commodities (Frank *et al.*, 2016; Sossa & Duarte, 2019); porém, a exportação de commodities tende a não ser algo estratégico dentro das empresas, pois, normalmente, este perfil de exportação, ao se comparar com produtos industrializados, por exemplo, não tem um planejamento estratégico sofisticado e geralmente está atrelado ao tipo de internacionalização sugerido pela escola de Uppsala, Johanson e Vahlne (1977), em que são exportações que ocorrem de forma gradual e paulatina, sendo em muitos casos iniciada e promovida pelo interesse e busca do

importador e só então de fato desenvolvida pela empresa exportadora (Adebayo *et al.*, 2019; Bagheri *et al.*, 2019; Santoro *et al.*, 2019).

Tabela 3.

Os cinco principais produtos exportados pelas grandes empresas no ano de 2016 e seus respectivos valores em FOB dólar americano

Classificação*	Descrição do produto	Valor exportado
1201	Soja, mesmo triturada	19.141.639.769,00
2601	Minérios de ferro e seus concentrados, incluídas as pirites de ferro ustuladas (cinzas de pirites)	13.268.360.933,00
1701	Açúcares de cana ou de beterraba e sacarose quimicamente pura, no estado sólido	10.399.160.452,00
2709	Óleos brutos de petróleo ou de minerais betuminosos	10.073.797.424,00
4703	Pastas químicas de madeira, à soda ou ao sulfato, exceto pastas para dissolução	5.212.843.480,00

*Harmonic Systems (HS)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

A tabela a seguir tem o objetivo de identificar dentro do contexto das micro, pequenas e médias empresas quais são os principais produtos exportados por elas e verificar se o cenário é semelhante aos das grandes empresas ou se elas buscam possuem um perfil semelhante.

De acordo com a Tabela 4, é possível perceber que os principais produtos exportados por estes perfis de empresas são pedras, madeira e soja. Apenas esses cinco produtos representam mais de 1 bilhão de dólares, alcançando mais de 13% de tudo que as micro, pequenas e médias empresas exportaram no ano de 2016. Mais uma vez, é possível confirmar como o Brasil se destaca na exportação de produtos com baixo valor agregado e sem processo industrial por todos os perfis de empresas. Considerando estes resultados, uma forma de buscar alternativas para este cenário é explorar de forma mais intensa os trabalhos em redes de cooperação, com isso poder aproveitar dos benefícios proporcionados por aumento do conhecimento e parceiros que podem auxiliar na inovação e adaptação (Bell, 1995; Hughes *et al.*, 2019; Oliveira *et al.*, 2018; Torkkeli *et al.*, 2019).

Após identificada a enorme discrepância entre as exportações das grandes empresas para as micro, pequenas e médias, assim como apresentado quais são os produtos mais exportados por elas, esta pesquisa tem o propósito de aprofundar esforços

para compreender e estudar as micro, pequenas e médias empresas, que participam de um ambiente distante das extremidades, onde as influências e impactos dos elementos competitivos podem ser mais intensos, conforme Bell *et al.* (2004) e Child e Rodrigues (2007). Isso reforçado pela importância que elas têm para a economia do país, assim como a possibilidade de gerar informações que possam contribuir para um melhor desempenho das mesmas.

Tabela 4.

Os cinco principais produtos exportados pelas micro, pequenas e médias empresas no ano de 2016 e seus respectivos valores em FOB dólar americano

Classificação*	Descrição do produto	Valor exportado
6802	Pedras de cantaria ou de construção (exceto de ardósia) trabalhadas e obras destas pedras, exceto as da posição	588.881.396,00
4407	Madeira serrada ou endireitada longitudinalmente, cortada ou desenrolada, mesmo aplainada, polida ou unida pelas extremidades, de espessura superior a 6 mm	266.958.568,00
4409	Madeira (incluídos os tacos e frisos para soa-lhos, não montados) perfilada (com espi-gas, ranhuras, filetes, entalhes, chanfrada, com juntas em V, com cercadura, boleada ou semelhantes) ao longo de uma ou mais bor-das, faces ou extremidades, mesmo aplainada	226.039.357,00
4412	Madeira contraplacada ou compensada, madeira folheada, e madeiras estratificadas semelhantes	199.311.402,00
1201	Soja, mesmo triturada	181.727.450,00

*Harmonic Systems (HS)

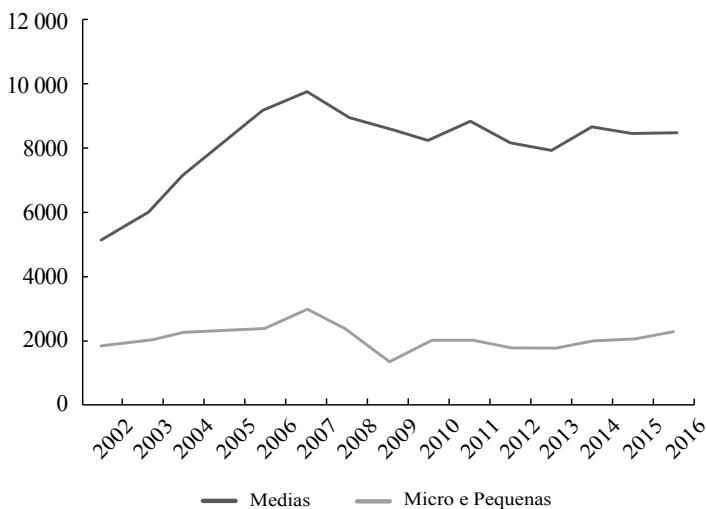
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Sendo assim, após essa compressão, se torna relevante verificar a evolução das micro, pequenas e médias empresas, que no período alcançaram um crescimento de 54% no valor de suas exportações, saindo de 6,9 bilhões de dólares em 2002 para 10,7 bilhões de dólares em 2016.

Em uma análise específica, avaliando os números alcançados pelas micro e pequenas em relação as médias empresas, é possível perceber que, respeitando a proporção de valores, o comportamento de expansão e contração das exportações no decorrer do tempo apresentam similaridades, conforme a Figura 1 a seguir:

Figura 1.

Comportamento das exportações das Micro e Pequenas empresas em relação às Médias empresas



*Valores em bilhões de dólares.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Por meio da observação do comportamento desses dois perfis de empresas, pode-se encontrar a realidade apresentada pelos autores Bilkey e Teaser (1977), Melsohn (2006), Raboch e Amal (2008) e Vianna *et al.* (2013), que dizem que os movimentos de expansão e retração nas exportações das micro, pequenas e médias empresas são mais influenciados por fatores relacionados ao ambiente econômico interno do que por movimentos individuais de busca por competitividade ou por participação em novos mercados.

Além disso, para uma melhor compreensão do ambiente de exportação em que essas organizações estão inseridas, pode-se analisar também a quantidade de empresas que compõem esse universo; afinal, até o momento foram analisados os valores realizados por elas. Sendo assim, conforme a tabela abaixo, pode-se notar que, em quantidade de empresas exportadoras, as micro, pequenas e médias juntas apresentam um número significativamente maior do que as grandes, a ponto de no último ano estudado representarem 69,2% de todas as empresas exportadoras do país.

Essa realidade demonstra que, apesar do valor de exportações ser menor que as grandes empresas, o potencial de crescimento em exportação existente no Brasil por meio desse perfil de empresas, se incentivadas e apoiadas, é expressivo e por consequência pode impulsionar o valor de exportações do país. Uma forma de

impulsionar a participação pode ser por meio das redes de colaboração, em que reduz os custos e aumentam a capacidade de elevar conhecimento para se desenvolverem em novos mercados (Bell, 1995; Hughes *et al.*, 2019; Oliveira *et al.*, 2018), sendo em muitos casos vital para sobrevivência das organizações (Anderson & Wictor, 2003; Torckeli *et al.*, 2019).

A Tabela 5 representa a quantidade de empresas que participaram das movimentações da exportação brasileira.

Tabela 5.

Quantidade de empresas exportadoras do Brasil (incluindo pessoas físicas)

Ano	Pessoa física	Micro e pequena	Média	Grande	Total
2002	413	11.368	5.134	3.900	22.817
2003	537	11.698	5.422	4.252	23.912
2004	894	12.867	5.869	4.736	26.370
2005	764	12.218	5.986	4.758	25.731
2006	633	11.792	5.908	4.780	25.119
2007	699	11.919	5.775	5.144	25.544
2008	611	11.120	5.793	5.508	25.040
2009	550	9.870	6.726	5.287	24.442
2010	475	10.149	5.681	5.611	23.926
2011	472	9.973	5.710	5.791	23.957
2012	399	9.171	5.464	6.439	23.485
2013	401	9.182	5.546	6.680	23.822
2014	412	9.893	5.926	6.087	24.332
2015	396	10.920	6.114	6.112	25.557
2016	494	12.671	6.408	5.965	27.554

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

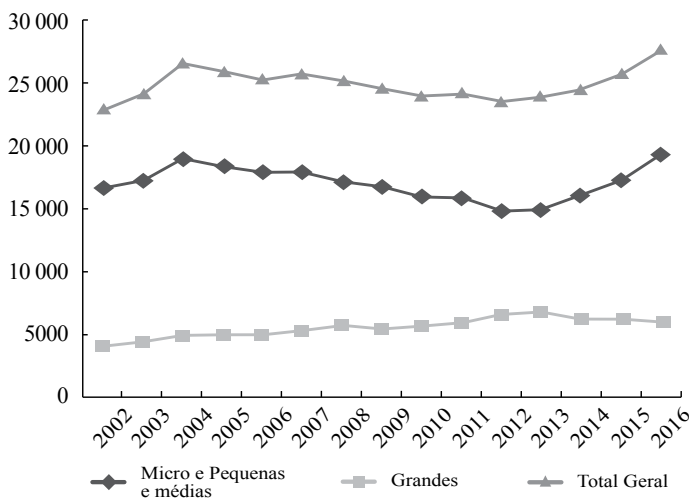
Concentrando o olhar apenas nas micro, pequenas e médias, pode-se observar também um crescimento no número de empresas exportadoras. O número de micro e pequenas empresas apresenta um acréscimo de 11,5%, alcançando 1.303 novas empresas e nas médias um acréscimo de 24,8%, alcançando 1.274 novas empresas.

Se essa realidade for confrontada com o total de empresas exportadoras do país, nota-se que a quantidade de empresas exportadoras do Brasil cresceu em 20,8% no período, alcançando ao todo 4.737 novas empresas. Desse montante 27,5%, são micro e pequenas empresas e 26,9% são médias, ou seja, juntas, as micro, pequenas e médias representam mais de 54% do aumento de empresas exportadoras do país. Por fim, sob esse ponto de vista, ainda pode-se notar que, em 2016, essa representatividade alcança o seu marco histórico, chegando a 69,2% de todas as empresas exportadoras do país, realidade que marca as micro, pequenas e médias empresas como de alta relevância para as exportações do país.

Ao observar o comportamento da curva de quantidade de empresas exportadoras do Brasil, pode-se notar um comportamento muito similar ao comportamento da curva de crescimento da quantidade de micro, pequenas e médias empresas. Em contrapartida, nota-se que o comportamento da curva de crescimento da quantidade de grandes empresas exportadoras não apresenta nenhuma similaridade, o que comprova que o crescimento da quantidade de empresas exportadoras no Brasil está concentrado nas micro, pequenas e médias, a ponto de influenciar significativamente a curva de crescimento de empresas exportadoras do Brasil, conforme o Figura 2 abaixo.

Figura 2.

Comportamento das exportações por quantidade de empresas



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Ao considerar o cenário apresentado na Figura 2, pode ser sugerido maiores esforços para estas empresas já façam parte do fenômeno Born Global, pois assim as

novas empresas criadas já seriam planejadas para uma atuação global e isso abriria mais portas para uma participação mais expressiva no mercado internacional elevando consequentemente os valores exportados pelo país (Cavusgil & Knight, 2015; Coviello, 2015; Nordman & Melen, 2008; Rodríguez-Serrano & Martín-Armario, 2019).

Após compreendida a participação das micro, pequenas e médias empresas no ambiente de exportação brasileiro, assim como a importância delas dentro desse contexto, serão apresentados a partir de agora os países que o Brasil, de modo geral, se relaciona por meio de suas exportações. Depois disso, será feito um recorte da participação das micro, pequenas e médias empresas dentro desse universo, alcançando assim o propósito central desse trabalho.

Dessa forma, pode-se compreender que, além de proporcionar uma visão sobre como o relacionamento do Brasil acontece no mundo por meio de suas exportações, essa análise também dará condições de verificar pontos de maior e menor relacionamento, promovendo um conhecimento que pode auxiliar na definição de estratégias para ampliação em intensidade e capilaridade desta rede; afinal, conhecendo melhor a rede, será possível despende esforços para fortalecer laços e também ampliá-la para vislumbrar melhores resultados (Olave & Neto, 2001).

Para essa análise, foram extraídos do portal Comex Stat (governo brasileiro), dados que apresentam os valores de todas as exportações brasileiras, segmentados por país de destino da operação. Assim, foi possível compreender, no período de 2002 até 2016, o quanto foi exportado para cada país que o Brasil se relacionou. A partir dessa base de dados, foi realizado um filtro dos 10 países que se apresentaram como principais parceiros do Brasil no período em questão.

Para realização desse filtro, foi levada em consideração a soma do valor movimentado com cada país dentro do período, assim, os 10 que mais compraram do Brasil entre os anos de 2002 e 2016 fizeram parte desse filtro, compondo então o ranking dos 10 principais países importadores de produtos brasileiros, conforme a Tabela 6 a seguir:

Ao observar a Tabela 6, realizando uma análise comparativa, é possível constatar, por meio do valor médio anual, que não há grande redução da China, que está na 1ª posição para os Estados Unidos, que ocupam a 2ª posição. Entre ambos, a diferença ou a redução foi de 3,5% apenas. Já quando se observa os Estados Unidos em relação a Argentina, que ocupa a 3ª posição, constata-se uma quebra significativa, que alcança uma redução de 68,9%. Pode-se notar, também, que esse padrão de grandes quebras se mantém até o Japão, que ocupa a 6ª posição; a partir daí, os valores se mantêm próximos, sem grandes variações.

Este dado revela a força do laço do Brasil com a China e Estados Unidos: de acordo com Olave e Neto (2001) é considerado um laço forte. Isso demonstra que o Brasil apresenta uma concentração grande em poucos países, podendo ser compreendido como uma oportunidade para diversificar os laços e ampliar a sua rede,

assim como a necessidade de mais esforços sejam feitos para que as empresas possam planejar a exportação desde a sua fundação para ter uma atuação global e também elaborar estratégias para desenvolver mercados em países em que apesar de não serem os maiores parceiros do Brasil também podem ter demanda para os produtos e serviços brasileiros.

Tabela 6.

Os 10 principais países importadores de produtos brasileiros

Posição	País	Valor acumulado em dólar	Valor médio anual em dólar
1°	China	349.599.007.122,00	23.306.600.474,80
2°	Estados Unidos	337.860.507.304,00	22.524.033.820,27
3°	Argentina	200.054.594.638,00	13.336.972.975,87
4°	Países Baixos (Holanda)	141.426.118.385,00	9.428.407.892,33
5°	Alemanha	90.348.660.671,00	6.023.244.044,73
6°	Japão	77.919.055.496,00	5.194.603.699,73
7°	Chile	56.932.471.108,00	3.795.498.073,87
8°	México	55.735.599.185,00	3.715.706.612,33
9°	Itália	55.181.237.796,00	3.678.749.186,40
10°	Bélgica	46.441.864.923,00	3.096.124.328,20

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

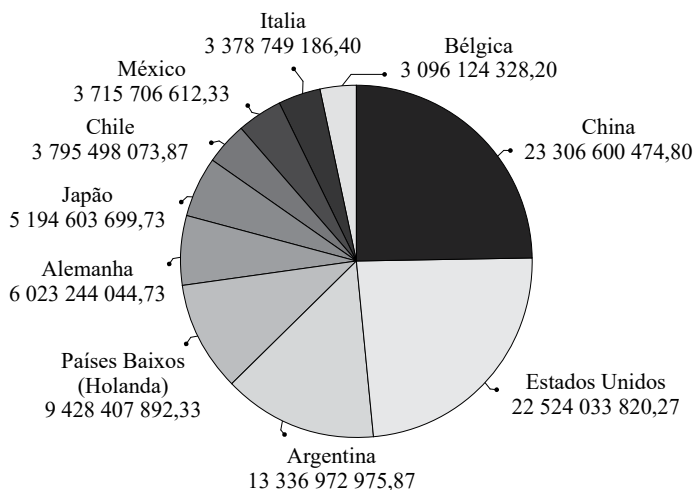
A Figura 3 a seguir retrata os principais países importadores de produtos brasileiros e os seus respectivos valores em FOB dólar americano.

Percebe-se, com a Figura 3, como a China e os Estados Unidos são os principais países importadores do Brasil. Possibilitando considerar que é preciso ampliar a participação para outros mercados e ter uma rede mais interativa, de acordo com Torkkeli *et al.* (2019) empresas que trabalham em redes tem uma probabilidade maior de crescer internacionalmente e aproveitar dos benefícios que as redes proporcionam.

Ainda com base nesses dados e relacionamentos, pode-se observar também o grafo que representa a rede geral de exportações brasileiras, como base nos 10 principais países que compram produtos do Brasil. Por meio dele também é possível observar a concentração de fluxo em poucos países, o que demonstra a necessidade de

Figura 3.

Participação dos 10 principais países importadores de produtos brasileiros em FOB dólar americano



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

criação de estratégias que intensifiquem o relacionamento com outros países além dos Estados Unidos e China.

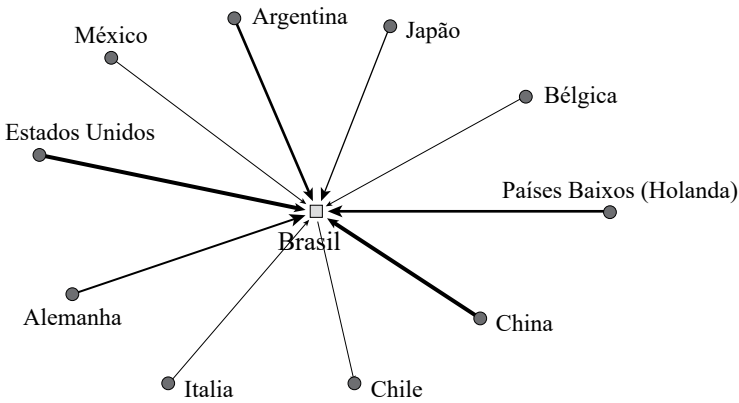
Conforme o Grafo 1, é possível observar quais foram os principais países que se relacionaram com o Brasil durante o período 2002 a 2016; observa-se que a espessura da linha significa uma maior força no laço, ou seja, neste caso, o valor FOB dólar americano mais alto representa uma maior espessura da linha, indicando quem são os principais importadores de produtos brasileiros. Percebe-se a forte interação com os Estados Unidos, a China e a Argentina.

Depois de compreender como o Brasil se relaciona com o mundo por meio das suas exportações, tendo inclusive visualizado a sua principal rede de relacionamentos, torna-se possível voltar o olhar para as micro, pequenas e médias empresas e compreender como a rede de exportação brasileira por elas promovida tem se estruturado. Para essa análise foi considerado apenas o ano de 2016, visto que os dados das exportações brasileiras agrupados por porte de empresa não foram disponibilizados pelo governo por todos os anos do período, retratando assim a realidade desses perfis de empresas com base no movimento e relacionamentos promovidos nesse ano.

Sendo assim, pode-se observar, conforme a Tabela 7 abaixo, quais foram os 10 principais países compradores de produtos das micro, pequenas e médias empresas brasileiras, assim como o valor movimentado por cada um.

Grafo 1.

Os 10 principais países que se relacionaram com o Brasil em 2016



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Ao observar a Tabela 7, note-se que, quando o olhar está sobre as micro, pequenas e médias empresas, a participação dos países da América do Sul se torna mais intensa. Quando o olhar estava sobre as exportações brasileiras de modo geral, apenas 2 países da América do Sul se fizeram presentes entre os 10 principais parceiros, sendo eles a Argentina e o Chile. Já sob a ótica das micro, pequenas e médias, os dados mostraram que 5 países da América do Sul se fizeram presentes entre os 10 principais parceiros. Destaca-se, também, a redução da participação da China dentro desse contexto e a manutenção dos Estados Unidos como principal parceiro.

Esta informação sugere que as micro, pequenas e médias empresas, de alguma forma, têm buscado interagir com países fronteiriços com o Brasil. De acordo com Johanson e Vahlne (1977), uma forma que muitas empresas optam por se internacionalizar é justamente por meio de países mais próximos em que as culturas sejam similares para que, à medida que se obtenha conhecimento possa ir ampliando o grau de participação em outros mercados, mais distantes física e psicologicamente e assim mitigando os riscos, incertezas e ir controlando de forma mais próxima as oscilações do mercado que possam afetá-las (Santoro *et al.*, 2019; Wu & Deng, 2020).

Considerando ainda a Tabela 7, é possível observar também qual é a rede de relacionamentos que o Brasil alcançou por meio das suas micro, pequenas e médias empresas, com os 10 principais países compradores do Brasil no ano de 2016, conforme o Grafo 2 a seguir:

Tabela 7.

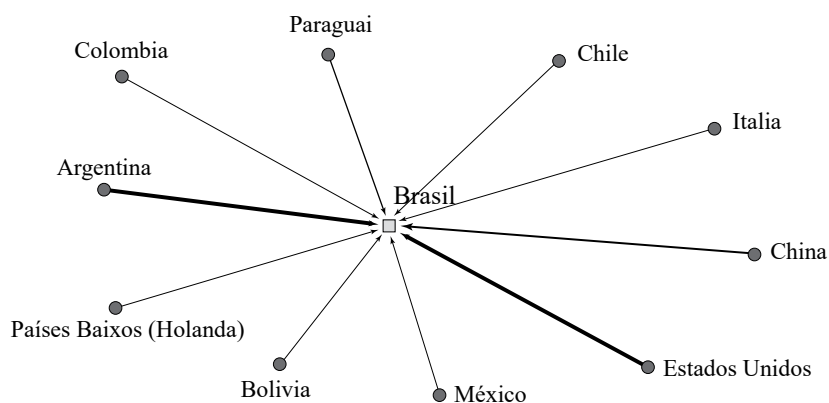
Valor movimentado pelos 10 principais países compradores do Brasil

Posição	País	Valor movimentado em 2016
1°	Estados Unidos	2.159.627.575,00
2°	Argentina	1.034.440.172,00
3°	Paraguai	599.767.694,00
4°	China	589.451.579,00
5°	Países Baixos (Holanda)	386.637.619,00
6°	Chile	358.337.137,00
7°	México	344.133.681,00
8°	Colômbia	304.686.083,00
9°	Bolívia	295.040.305,00
10°	Itália	288.108.523,00

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Grafo 2.

Os 10 principais países compradores das micro, pequenas e médias empresas brasileiras no ano de 2016



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MDIC (2019).

Conforme o Grafo 2, é possível observar quais foram os principais países que se relacionaram com o Brasil no ano de 2016; observa-se que a espessura da linha

significa uma maior força no laço, ou seja, neste caso, considera maior valores em FOB dólar americano comercializados. Percebe-se a forte interação com os Estados Unidos, a Argentina e a China, respectivamente.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desta pesquisa era analisar as exportações brasileiras entre os anos 2002 a 2016, focando as análises para as micro, pequenas e médias empresas. Este objetivo foi alcançado verificando como, por exemplo, 95% de tudo o que o Brasil exporta é proveniente das grandes empresas, compradas principalmente pelos Estados Unidos e a China, indicando que é uma concentração muito grande em apenas dois mercados, enquanto as micro, pequenas e médias empresas têm uma baixa representatividade na balança comercial e os seus principais mercados de destino são os Estados Unidos, a Argentina e o Paraguai. Todos os perfis de empresas têm como pauta de exportação commodities, confirmando a percepção mundial do Brasil ser um exportador de commodities (Frank *et al.*, 2016; Sossa & Duarte, 2019).

Identificou-se que ao longo dos anos as exportadoras brasileiras mantiveram o mesmo perfil de comportamento no período analisado, seja em valores exportados, seja em países de destino de seus produtos, sugerindo desta forma que é necessário maiores esforços em tornar a exportação uma atividade mais estratégica dentro das empresas para proporcionar uma expansão de mercado. Para as micro, pequenas e médias empresas, este trabalho deve ser ainda mais intenso por elas serem mais sensíveis as oscilações de mercados e terem uma limitação maior de recursos, dessa forma podem reduzir os riscos, incertezas e com isso desfrutar os benefícios da exportação (Adebayo *et al.*, 2019; Bagheri *et al.*, 2019; Santoro *et al.*, 2019).

Outra questão verificada foi a respeito da quantidade de empresas: percebeu-se que o grupo das micro, pequenas e médias dobraram a sua participação ao longo do período, enquanto as grandes permanecem sem fortes oscilações. Uma reflexão que pode ser considerada é se estas empresas já estão sendo constituídas para atuação global, como as Born Global (Cavusgil & Knight, 2015; Coviello, 2015; Rodríguez-Serrano & Martín-Armario, 2019; Wu e Deng, 2020), ou se estas são empresas que vem ao longo dos anos buscando mais conhecimento e preparado para explorar os mercados internacionais como as empresas que seguem o modelo de Uppsala (Adebayo *et al.*, 2019; Bagheri *et al.*, 2019; Santoro *et al.*, 2019).

Outra consideração dos resultados das micro, pequenas e médias empresas é que a Argentina ocupa o terceiro lugar como principal compradora dos produtos brasileiros; porém, é a principal parceira entre os países da América Latina, e o Paraguai ocupa o segundo lugar. Este resultado aponta que o Brasil possui pouca diversificação na sua rede de interação com países importadores de seus produtos, podendo sugerir que precisa ampliar esforços para diversificar a sua rede. Por outro lado, isto pode significar que existe forte relacionamento com os Esta-

dos Unidos, a China e a Argentina. Entretanto, por uma outra ótica, a ausência de vários países que poderiam fazer parte de uma rede mais intensa de exportação pode ser compreendida como uma sugestão de elevação dos esforços por parte do governo, das empresas e dos pesquisadores como mercados que possivelmente possam desenvolver mais as relações comerciais e elaborar estratégias específicas para inserção das empresas brasileiras, apoiando principalmente as micro e pequenas e médias empresas.

Esta pesquisa se limitou a analisar as exportações do Brasil no período de 2002 a 2016 (sendo o ano de 2016 o último com dados disponibilizados pelo governo brasileiro para análise detalhada por porte de empresas). Além disso, se concentrou em identificar os países que são parceiros do Brasil, evidenciando os seus respectivos valores de FOB dólar americano de exportação.

Como pesquisas futuras, sugere-se que sejam feitas análises em outros anos e comparações com outros países do mercado Latino Americano para verificar o comportamento dos demais países e sua evolução ao longo dos anos. Sugere-se, também, aprofundar estudos que investiguem qual o modo de entrada utilizado pelas micro, pequenas e médias empresas exportadoras brasileiras e realizar um estudo comparativo com outros países emergentes e com os países desenvolvidos.

REFERENCIAS

1. Adebayo, T. S., Alheety, S. N. Y., & Yusoff, W. S.W. (2019). Factors affecting SMEs' internationalization process in the Southwest Nigeria. *International Journal of Entrepreneurship and Management Practices*, 2(5), 44-62.
2. Alves, J. N., Balsan, L. A. G., Bazzo, P. S., Lubeck, R. M., & Grohmann, M. Z. (2010). Redes de cooperação de pequenas e médias empresas: os fatores competitivos aplicados em uma rede de imobiliárias. *Gestão & Regionalidade*, 26(78), 18-35.
3. Andersen, O. (1993). On the internationalization process of firms: A critical analysis. *Journal of International Business Studies*, 24(2), 209-231.
4. Andersson, S., & Wictor, I. (2003). Innovative internationalisation in new firms: Born globals—the Swedish case. *Journal of international Entrepreneurship*, 1(3), 249-275.
5. Bagheri, M., Mitchelmore, S., Bamiatzi, V., & Nikolopoulos, K. (2019). Internationalization orientation in SMEs: The mediating role of technological innovation. *Journal of International Management*, 25(1), 121-139.
6. Bell, J. (1995). The internationalization of small computer software firms: A further challenge to “stage” theories. *European Journal of Marketing*, 29(8), 60-75.
7. Bell, J., Crick, D., & Young, S. (2004). Small firm internationalization and business strategy: An exploratory study of “knowledge-intensive” and

- “traditional” manufacturing firms in the UK. *International Small Business Journal*, 22(1), 23-56.
8. Bilkey, W. J., & Tesar, G. (1977). The export behavior of smaller-sized Wisconsin manufacturing firms. *Journal of international business studies*, 8(1), 93-98.
 9. Comex Stat. (2019). *Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços*. <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>
 10. Creswell, J. W. (2014). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches* (4th ed.). Los Angeles, CA: SAGE.
 11. Bonaccorsi, A. (1992). On the relationship between firm size and export intensity. *Journal of International Business Studies*, 23(4), 605-635.
 12. Boter, H., & Holmquist, C. (1996). Industry characteristics and internationalization processes in small firms. *Journal of Business Venturing*, 11(6), 471-487.
 13. Castells, M. (1999). *A sociedade em rede* (2. ed.). São Paulo: Paz e Terra.
 14. Cavusgil, S. T., & Knight, G. (2015). The born global firm: An entrepreneurial and capabilities perspective on early and rapid internationalization. *Journal of International Business Studies*, 46(1), 3-16.
 15. Child, J., & Rodrigues, S. B. (2005). The internationalization of Chinese firms: A case for theoretical extension?. *Management and Organization Review*, 1(3), 381-410.
 16. Child, J., & Rodrigues, S. B. (2007). The process of SME internationalization: British firms entering Brazil. *Revista Economia & Gestão*, 7(14), 31-55.
 17. Chinelato, F. B., Correa, F., & Ferreira, E. P. (2018). As redes de países importadores das pequenas e médias empresas brasileiras nos anos de 2010 a 2014. *G&A*, 7(1), 6-21.
 18. Coviello, N. (2015). Re-thinking research on born globals. *Journal of International Business Studies*, 46(1), 17-26.
 19. de Souza, G. H. S., Lima, N. C., de Miranda Coelho, J. A. P., de Oliveira, S. V. W. B., & Milito, C. M. (2015). A influência das redes de cooperação no desenvolvimento de micro e pequenas empresas (MPES). *Desenvolvimento em Questão*, 13(31), 259-294.
 20. Franck, A. G. S., Silva, M. L., Silva, R. A., & Coronel, D. A. (2016). Análise da competitividade do mercado exportador brasileiro de café. *Desafio Online*, 4(3), 1-21.
 21. Gil, A. C. (2002). *Como elaborar projetos de pesquisa* (4. ed.). São Paulo: Atlas.
 22. Grandori, A., & Soda, G. (1995). Inter-firm networks: antecedents, mechanisms and forms. *Organization Studies*, 16(2) 183-214.
 23. Hughes, M., Cesinger, B., Cheng, C.-F., Schuessler, F., & Kraus, S. (2019). A configurational analysis of network and knowledge variables

- explaining Born Globals' and late internationalizing SMEs' international performance. *Industrial Marketing Management*, 80, 172-187.
24. Johanson, J., & Vahlne, J. E. (1977). The internationalization process of the firm—a model of knowledge development and increasing foreign market commitments. *Journal of International Business Studies*, 8(1), 23-32.
 25. Leonidou, L. C., & Katsikeas, C. S. (1996). The export development process: An integrative review of empirical models. *Journal of international business studies*, 27(3), 517-551.
 26. Levy, B. P., Mota, M. C., & Wermelinger, M. B. (2010). O uso de networks no processo de internacionalização: aplicação a pequenas e médias empresas. *InternexT - Revista Eletrônica de Negócios Internacionais da ESPM*, 5(1), 50-83.
 - Madsen, T. K., & Servais, P. (1997). The internationalization of born globals: an evolutionary process?. *International business review*, 6(6), 561-583.
 27. McDougall, P., Shane, S., Oviatt, B.M., (1994). Explaining the formation of international new ventures: the limits of theories from international business research. *J. Bus. Venturing*, 9, 469-487.
 28. McKinsey & Co., (1993). *Emerging exporters: Australia's high value-added manufacturing exporters*. Melbourne: Australian Manufacturing Council.
 29. Melsohn, M. C. M. (2006). *O processo de internacionalização de pequenas e médias empresas brasileiras*. São Paulo, SP. Dissertação de Mestrado. Fundação Getúlio Vargas, 109 p.
 30. Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços. (2019). <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/base-de-dados-do-comercio-exterior-brasileiro-arquivos-para-download>
 31. Nordman, E. R., & Melén, S. (2008). The impact of different kinds of knowledge for the internationalization process of born globals in the biotech business. *Journal of World Business*, 43(2), 171-185.
 32. Olave, M. E. L., & Neto, J. A. (2001). Redes de cooperação produtiva: uma estratégia de competitividade e sobrevivência para pequenas e médias empresas. *Gestão & Produção* 8(3) 289-303.
 33. Oliveira, R. H., Figueira, A. R., & Pinhanez, M. (2018). Uppsala model: A contingent theory to explain the rise of EMNEs. *InternexT-Revista Eletrônica de Negócios Internacionais da ESPM*, 13(2), 30-42.
 34. Oviatt, B. M., & McDougall, P. P. (1994). Toward a theory of international new ventures. *Journal of International Business Studies*, 25(1), 45-64.
 35. Raboch, H., & Amal, M. (2008). A internacionalização de pequenas empresas: um estudo de caso na região do vale do Itajaí. *Revista Dynamis*, 14(1), 01-11.

36. Reis, R. C., Gonçalves, E., & Taveira, J. G. (2018). Determinants of inventive collaborations in Brazilian interregional and international networks. *Revista Brasileira de Inovação*, 17(2), 287-316.
37. Ricupero, R., & Barreto, F. M. (2007). A importância do investimento direto estrangeiro do Brasil no exterior para o desenvolvimento socioeconômico do país. *Internacionalização de empresas Brasileiras: Perspectivas e riscos* (pp. 1-36). São Paulo, Ed. Campus/Elsevier and Fundação Dom Cabral.
38. Rodríguez-Serrano, M. Á., & Martín-Armario, E. (2019). Born-Global SMEs, performance, and dynamic absorptive capacity: Evidence from Spanish firms. *Journal of Small Business Management*, 57(2), 298-326.
39. Santoro, G., Mazzoleni, A., Quaglia, R., & Solima, L. (2019). Does age matter? The impact of SMEs age on the relationship between knowledge sourcing strategy and internationalization. *Journal of Business*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0148296319303339>
40. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas. (2018). <http://www.sebrae.com.br/sites/PortalSebrae>
41. Sossa, C. O., & Duarte, L. B. (2019). Análise da competitividade internacional do agronegócio brasileiro no período de 2003 a 2013. *Desenvolvimento em Questão*, 17(49), 59-78.
42. Torkkeli, L., Kuivalainen, O., Saarenketo, S., & Puumalainen, K. (2019). Institutional environment and network competence in successful SME internationalisation. *International Marketing Review*, 36(1), 31-55.
43. Vianna, N. W. H., Piscopo, M. R., & Ryngeblum, A. (2013). Internacionalização da pequena e média empresa brasileira: o caso da indústria de máquinas-ferramenta. *Revista Base (Administração e Contabilidade) da UNISINOS*, 10(3), 210-223.
44. Wu, B., & Deng, P. (2020). Internationalization of SMEs from emerging markets: An institutional escape perspective. *Journal of Business Research*, 108, 337-350.

DISPARIDADES ECONÓMICAS Y EL ROL DEL SISTEMA VIAL. EVIDENCIA PARA ANTIOQUIA, COLOMBIA

Guillermo David Hincapié Vélez

Hincapié Vélez, G. D. (2021). Disparidades económicas y el rol del sistema vial. Evidencia para Antioquia, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 483-513.

Este artículo muestra evidencia del rol del sistema vial sobre la reducción de las disparidades económicas en una economía en desarrollo, con fuertes y generales problemas de desigualdad como Colombia. Con el soporte teórico de una reformulación del modelo de Krugman (1991) que incluye densidades viales primarias, secundarias y terciarias, se lleva a cabo la estimación de una ecuación de convergencia condicional espacial para 125 municipios del departamento de Antioquia. Las estimaciones sugieren que las densidades viales secundarias tienen mayor efecto sobre la reducción de las disparidades económicas del departamento.

G. D. Hincapié Vélez

Universidad Nacional, Sede Medellín. Universidad Pontificia Bolivariana, Facultad de Economía, Sede Medellín. Grupo de investigación en Análisis Económico UP-GAE UPB, Instituto de Estudios Urbanos y Regionales de la UPB. Correo electrónico: guillermo.hincapie@upb.edu.co.

Sugerencia de citación: Hincapié Vélez, G. D. (2021). Disparidades económicas y el rol del sistema vial. Evidencia para Antioquia, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 483-513. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.80608>

Este artículo fue recibido el 23 de junio de 2019, ajustado el 24 de enero de 2020, y su publicación aprobada el 31 de enero de 2020.

Palabras clave: convergencia condicional; convergencia espacial; disparidades económicas; infraestructura vial.

JEL: C01, R1, R12, R40, O4.

Hincapié Vélez, G. D. (2021). Economic disparities and the role of the road system. Evidence for Antioquia, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 483-513.

This paper shows evidence of the role of the road system in reducing economic disparities in a developing economy, with strong and general inequality problems such as those found in Colombia. Under the theoretical support of a reformulation of the Krugman model (1991) with primary, secondary and tertiary road densities, an estimate of a spatial conditional convergence equation is carried out for 125 municipalities in the department of Antioquia (Colombia). Estimates suggest that secondary road densities have a greater effect on reducing the economic disparities of the department.

Keywords: Road infrastructure; conditional convergence; economic disparities; spatial convergence.

JEL: C01, R1, R12, R40, O4.

Hincapié Vélez, G. D. (2021). Disparidades econômicas e o papel do sistema viário. Evidência para Antioquia, Colômbia. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 483-513.

Este artigo mostra evidências do papel do sistema viário na redução das disparidades econômicas em uma economia em desenvolvimento, com problemas de desigualdade fortes e gerais, como a Colômbia. Com o suporte teórico de uma reformulação do modelo de Krugman (1991) que inclui densidades viárias primárias, secundárias e terciárias, é realizada a estimativa de uma equação de convergência espacial condicional para 125 municípios do departamento de Antioquia. As estimativas sugerem que as densidades viárias secundárias têm um efeito maior na redução das disparidades econômicas no departamento.

Palavras-chave: convergência condicional; convergência espacial; disparidades econômicas; infraestrutura viária.

JEL: C01, R1, R12, R40, O4.

INTRODUCCIÓN

En la ciencia regional, ha crecido el interés por estudiar el efecto de la infraestructura vial y los costos de transporte sobre el crecimiento económico y, concretamente, sobre la convergencia regional del ingreso en Europa y Estados Unidos (Cosci y Mirra, 2018). Para dilucidar tal efecto, la literatura ha considerado la inversión o gasto público en infraestructura de transporte (Sloboda y Yao, 2008), el tiempo de desplazamiento (Iuzzolino, Pellegrini y Viesti, 2011), los costos de transporte caracterizado por peajes, como en el estudio llevado a cabo por CER-TeT y la Università Commerciale Bocconi (2006), entre otras variables importantes. Asimismo, se ha apelado comúnmente a la estimación de ecuaciones de convergencia condicional y algunos trabajos utilizan las reformulaciones no paramétricas del testeo de convergencia, como la aportada por la crítica de Quah (1996a), como en Cosci y Mirra (2018)¹. Este cuerpo de literatura establece piezas de evidencia que sugieren que el debate no es concluyente ya que se encuentra que la infraestructura vial, en concreto las autopistas, pueden generar convergencia del ingreso, en Europa (Cappelen, Castellacci, Fagerberg y Verspagen, 2003; Puga, 2002); pero en algunos casos se encuentra divergencia del ingreso, como en Estados Unidos (Sloboda y Yao, 2008).

Estas dos evidencias encuentran su sustento teórico en la nueva geografía económica y la consideración que esta hace de los costos de transporte. En efecto, se postula que la inversión en infraestructura vial puede reducir los costos de transporte, pero tal reducción puede reforzar las aglomeraciones económicas y, con ello, preservar la inequidad espacial en contra de la convergencia económica misma (Palma, Lindsey, Quinet y Vickerman, 2011). De tal surte, Fujita, Krugman y Venables (2001), así como Fujita y Thisse (2006), señalan la existencia de un *trade-off* entre crecimiento económico y equidad espacial. En general, la intensidad de las fuerzas de aglomeración y de dispersión decrecen con los costos de transporte. Sin embargo, no está claro en la nueva geografía económica la intensidad relativa de estas fuerzas, cuando los costos del transporte disminuyen (Palma *et al.*, 2011), de ahí que el efecto del sistema vial siga siendo objeto de un fuerte debate y, en términos de la convergencia económica, no sean únicos los resultados empíricos. Como establecen Cosci y Mirra (2018), el mejoramiento de la infraestructura de transporte no siempre se traduce en un patrón uniforme de desarrollo regional.

A pesar del creciente interés por estudiar el efecto de la infraestructura de transporte sobre el crecimiento y convergencia económicas, conviene señalar que la mayoría de los estudios se han dedicado solo a discernir el efecto de las autopistas (Cosci y Mirra, 2018). Escasamente se han realizado estudios sobre el efecto de vías rurales (Aggarwal, 2018), vías interestatales o municipales sobre

¹ La técnica, conocida en la literatura como *convergencia distribucional*, fue aportada en el artículo seminal de D. T. Quah (1996a; 1996b), como alternativa a las debilidades de las estimaciones de convergencia condicional desde un enfoque paramétrico.

el crecimiento económico; tipos de vías que, en la mayoría de los países en desarrollo, terminan siendo importantes. Por tanto, una mirada sistémica o estructural de las vías implica analizar todos los tipos de vías y, en particular, las conexiones en ellas y cómo terminan afectando los costos de transporte².

El caso de Colombia, al cual se dedica este trabajo, es interesante por varias razones. En primer lugar, el país presenta un marco de fuertes desigualdades económicas entre un centro económico y una periferia que suele ubicarse en las costas pacífica y caribe, con lo cual, los costos de transporte no han sido un impedimento significativo para establecer aglomeraciones económicas lejos de las zonas costeras (Bonet y Meisel, 2009). Sin embargo, los costos de transporte han sido históricamente altos dentro del país (Kalmanovitz, 2011; Ramírez, 2001). En segundo lugar, y dado estos altos costos de transporte por carretera, en el periodo 2010-2017, el Gobierno colombiano realizó una fuerte inversión en ampliación de su circuito de autopistas (llamadas autopistas de cuarta generación) que, a la fecha, se encuentran en proceso de construcción y que supondrán para el país una reducción de los tiempos de viaje entre las costas y los centros económicos más importantes. En tercer lugar, Colombia ha tenido una ruralidad aislada con precario acceso a vías y un sistema de vías interestatales o intermunicipales con significativos problemas. Conviene advertir que, si bien la literatura es escasa, existen resultados reseñables sobre el papel de las vías rurales y municipales en el crecimiento económico (Sánchez, 2006).

Para el caso colombiano surgirían preguntas como las siguientes: ¿por qué invertir solo en la red de vías primarias o autopistas? y ¿qué tipos de vías tienen mayores efectos sobre los procesos de convergencia subregional del ingreso en economías en desarrollo con marcadas y estructurales disparidades? La presente investigación se propone responder a estas preguntas, con base en el caso de Antioquia, uno de los departamentos con mayor actividad económica del país (Galvis y Hahn, 2016).

El artículo está estructurado en seis secciones, incluyendo la introducción. En la segunda parte, se hace un inventario y un examen de la literatura relacionada. En la tercera se propone una reformulación general del modelo de Krugman (1991), considerando las densidades viales primarias, secundarias y terciarias. En la cuarta, se propone la metodología a utilizar con base en regresiones de convergencia condicional clásica y espaciales. En la quinta, se establecen los hallazgos y, por último, se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

ESTADO DEL ARTE

Se ha pensado ampliamente que la inversión en infraestructura de transporte tiene beneficios económicos, incluso para regiones y países atrasados, pero la

² Lo anterior parte, también, de la crítica del tipo de análisis que la nueva geografía económica hace sobre los costos de transporte (costos de Samuelson o tipo Iceberg). Para una revisión a estas críticas ver Palma *et al.* (2011).

literatura indica que no siempre el mejoramiento de las vías y la infraestructura vial se traduce en un patrón uniforme de desarrollo socioeconómico (Brocker y Rietveld, 2009; Cosci y Mirra, 2018). La literatura a favor de un efecto positivo de la infraestructura pública parte de que las diferencias en el *stock* de infraestructura pública se reflejan en las diferencias regionales de la productividad (Aschauer, 1989). Este efecto en productividad es también considerado por la literatura denominada *transport-induced agglomeration*, bajo la cual se establece que los mejoramientos en la infraestructura de transporte refuerzan las llamadas economías de aglomeración, pues facilitan la convergencia económica (Eberts y McMillen, 1999; Graham, 2007). Durantón y Turner (2012) concluyen que la creación de autopistas interestatales redujo las disparidades del ingreso per cápita en las ciudades de Estados Unidos, pero advierten que estas responden a una endogeneidad subyacente al crecimiento económico de las ciudades, hecho que debe ser tenido en cuenta en las estimaciones. Asimismo, Melo, Graham y Brage (2013) muestran que el efecto de la infraestructura de transporte sobre el crecimiento económico de los países de Europa es menor que el impacto de estas vías en Estados Unidos. Estimaciones de Crescenzi y Rodríguez (2012) para regiones de 120 países en Europa muestran que la inversión en infraestructura vial presentó un efecto menor al que se esperaba en la ejecución de la política.

Por otro lado, la literatura aporta también evidencia según la cual la infraestructura de transporte y su mejoramiento no se traducen en un proceso de convergencia económica, a partir de críticas de orientación metodológica sobre el trabajo de Aschauer (1989), Gramlich (1994) y Vanhoudt, Mathä y Schmid (2000). Tomando como base la nueva geografía económica propuesta por Krugman (1991), se ha argumentado que el mejoramiento del sistema vial refuerza las economías de aglomeración, en el marco del modelo centro-periferia dado que, para las firmas, resulta más barato atender a mercados periféricos (Fujita *et al.*, 2001; Puga, 2002). En tal línea, Ferri y Mattesini (1997) encuentran que la inversión y mejoramiento de la infraestructura vial en provincias de Italia experimentó un efecto positivo en el crecimiento económico de las provincias como un todo, pero este efecto positivo difiere cuando se miran las regiones de manera separada bajo el patrón sur-centro, característico de la economía italiana.

En el caso colombiano, la literatura referente es escasa en relación con la determinación de los efectos de la infraestructura vial sobre las disparidades económicas, por lo que consideramos que este es el primer ejercicio de estudio sobre el efecto del sistema vial en las disparidades regionales del ingreso. En Sánchez (2006), se lleva a cabo un análisis del efecto de los costos de transporte sobre el crecimiento económico departamental, encontrando evidencia sobre un mayor efecto de la reducción de los costos de transporte sobre el sector agrario un efecto mayor al experimentado en el sector industrial.

MARCO TEÓRICO

Las economías regionales y subregionales se caracterizan por una generación de vías de distinta naturaleza, propósito y alcance (Ospina, 2016). Frecuentemente, y es el caso de la economía colombiana, existen vías primarias, autopistas, las cuales tienen el propósito de conectar centros económicos subregionales importantes. Las vías secundarias, que en Colombia representan cerca del 92 % de la malla vial, tienen el objetivo y el alcance de conectar a municipios entre sí; en tanto que las vías terciarias (rurales) tienen el propósito de conectar el área rural con el casco urbano de los municipios. Estos diferentes propósitos generan efectos diferenciados de la conectividad sobre la dinámica económica regional y son, por cuenta de esto, elementos importantes para estudiar la economía regional, en relación con los costos de transporte como variable clave de los procesos de aglomeración económica (Villar y Ramírez, 2014).

Los modelos de la nueva geografía económica (NGE) parten de la representación de los costos de transporte, tanto a nivel de país como a nivel subnacional o regional. Los costos de transporte tipo iceberg han constituido el dispositivo conceptual predominante en la literatura (Hummels y Schaur, 2012)³. La NGE ha planteado distintas formulaciones y especificaciones de la relación funcional de tales costos de transporte, como en Bosker, Brakman, Garretsen y Schramm (2007), con variaciones en Combes y Lafourcade (2005).

En general, la estructura de costos puede representarse como en la ecuación (1), donde el parámetro δ_0 representa un factor de escala de eficiencia del sistema de transporte; δ_1 es un parámetro que mide el efecto de la distancia (*distance-decay effect*). $D_{i,j}$ representa la distancia entre el emplazamiento i y el j^4 . Además, f constituye una función separable que relaciona determinantes propios del emplazamiento i x_i , factores propios del emplazamiento j x_j y factores compartidos por los dos $x_{i,j}$ ⁵.

$$\tau_{i,j} = \delta_0 D_{i,j}^{-\delta_1} f(x_{i,j}, x_i, x_j) \quad (1)$$

A continuación, se lleva a cabo una reformulación del modelo teórico propuesto seminalmente en Krugman (1991), cuyo tratamiento se amplió en Krugman (1993), para explicar las fuerzas que determinan los procesos de aglomeración económica tipo centro-periferia. Para ello, proponemos una reformulación de la ecuación (1),

³ Sin embargo, resulta necesario indicar que la concepción de los costos de transporte aceptada en los modelos de la NGE difiere en ciertos aspectos de la consideración original de Samuelson (1952). La principal diferencia estriba en la necesidad, para los modelos de la NGE, de tener un tratamiento compatible con los modelos de competencia monopolística (McCann, 2005).

⁴ En nuestra consideración se trata de municipios, más que emplazamientos económicos.

⁵ Es importante aclarar que $t_{i,j}$ representa el porcentaje de la mercancía que llega al destino, por lo que mayor distancia entre emplazamientos disminuye dicho porcentaje.

donde las densidades viales, primarias, secundarias y terciarias, afectan la estructura de costos de transporte y, por esta vía, también los procesos de aglomeración.

Modelo centro-periferia con tipos densidades viales

El propósito fundamental del modelo seminal de Krugman (1991) es explicar la función de las economías a escala y los costos de transporte en la configuración espacial de la actividad económica. Concretamente, quiere explicar cómo estas fuerzas pueden conformar un centro-periferia o una distribución dispersa de la actividad económica industrial y rural, en lo cual las variables importantes son las economías de escala y los costos de transporte (Fujita *et al.*, 2001).

La mayor demanda se encontrará donde exista una mayor población y las empresas pretenderán ubicarse justamente donde la demanda es mayor (Fujita *et al.*, 2001); de suerte que las condiciones de demanda y de economías de escala acentúan el proceso de aglomeración económica a partir de una causalidad circular *centrípeta* (Krugman, 1991). Este planteamiento fundamental sirvió de base a todo un cuerpo de teorías de la NGE que permitieron estudiar de manera más refinada las dinámicas de conformación de ciudades y regiones o *sistema de ciudades* (Fujita y Thisse, 2006), como las ciudades monocéntricas y las ciudades policéntricas (Mori, 2016), y los procesos de descentralización de áreas urbanas y fenómenos de conurbación que han concentrado el interés en ciencia regional en los últimos años (Fang y Yu, 2017). En especial, buena parte de la literatura reciente considera la descentralización de áreas urbanas en relación con el sistema vial en china (Baum-Snow, Brandt, Henderson, Turner y Zhang, 2017) y Estados Unidos (Duranton, Morrow y Turner, 2014; Redding y Turner, 2015).

Si bien los desarrollos posteriores de la NGE permitieron ir más allá del modelo centro-periferia (Ottaviano y Thisse, 2004; Redding y Turner, 2015), en este artículo partimos de dicha consideración inicial, bajo una nueva propuesta funcional de los costos de transporte. Dos razones animan nuestra propuesta: una parte de la literatura critica la concepción de costos en los modelos NGE (McCann, 2005; McCann y Oort, 2019), por lo que nuevas consideraciones son necesarias. En segundo lugar, una vinculación mayor de la economía del transporte (Palma *et al.*, 2011) en ciencia regional y economía urbana ampliaría la perspectiva cognoscitiva de muchos problemas en dichos campos (Hensher, 2011; Tabuchi, 2011).

De esta manera, supóngase la existencia de dos lugares de producción, el este y el oeste, con mano de obra rural e industrial. La producción industrial es generada bajo economías de escala en competencia monopolística y la producción agrícola bajo rendimientos decrecientes y competencia perfecta, haciendo uso principal de la tierra. La producción industrial puede hacerse en cualquier lugar desplazando los factores de producción, pero si dicha producción se hace en uno de los dos lugares únicamente, para abastecer el otro mercado la empresa deberá

incurrir en costos de transporte “ τ ”. Asimismo, si la producción se hace en los dos emplazamientos la firma deberá incurrir en un costo fijo adicional.

En nuestra formulación, proponemos una variante de la ecuación (1). La idea fundamental que sustenta la ecuación consiste en capturar el papel de las densidades viales para relativizar los costos de transporte a través de la reducción de la distancia relativa —en tiempo de viaje o distancia física—. En esta ecuación cf representa los costos fijos —costos de peajes, pg por ejemplo—, como porcentaje de los costos totales en que incurre la empresa⁶; , por su parte, hace referencia al precio de la gasolina determinado por unidad de medida de distancia o tiempo de viaje. D_{ij} representa la distancia entre el emplazamiento “ i ” y el emplazamiento “ j ” de tal manera que $\frac{pgD_{ij}}{ct}$ representa la participación de los costos de transporte de gasolina dentro de los costos totales, lo que podemos considerar como los costos variables de transporte $cv = \frac{pgD_{ij}}{ct}$. Sin embargo, como se ha expresado, la densidad vial tiene el efecto de relativizar la distancia entre los emplazamientos ya sea en tiempos de viaje o de distancia. Por tanto, $D_{ij} = \left(\frac{k}{Dv}\right)^{\delta_1}$ constituye el efecto de la densidad vial Dv sobre la distancia entre emplazamientos; k constituye un factor autónomo de escala y δ_1 es el parámetro que mide la sensibilidad de la distancia hacia cambios en las densidades viales.

$$\tau_{i,j} = 1 - (cf + cv) = 1 - cf - \frac{pgD_{ij}}{ct} \text{ donde } D_{ij} = \frac{k}{Dv^{\delta_1}} \quad (2)$$

$$\tau_{i,j} = 1 - cf - \frac{pg}{ct} \left(\frac{k}{Dv^{\delta_1}} \right) \quad (3)$$

Las ecuaciones (2) y (3) advierten varios hechos: en primer lugar, los costos de transporte, fijos y variables, solo representan una parte de los costos totales en la producción de la mercancía, pero son los únicos que se basan en la formulación tipo Samuelson de dichos costos. En segundo lugar, las densidades viales tienen el papel de reducir los costos de transporte al reducir la distancia en horas o la distancia física relativa⁷. Finalmente, los costos de transporte, no podrán ser iguales a cero, dado que la variable Dv existe en $(0,1)$ —una densidad de cero haría que los costos fijos fueron significativamente más altos dado que no habrían vías para

⁶ Se tienen en cuenta todos los costos de producción. Sin embargo, los costos de transporte constituyen una parte de los costos totales en que incurre la empresa.

⁷ Con base en la ecuación (4), $\frac{\partial \tau_{ij}}{\partial Dv} = \frac{\delta_1}{Dv} \frac{pg}{ct} \left(\frac{k}{Dv}\right)^{\delta_1} \left(\frac{1}{Dv}\right) = \frac{\delta_1}{Dv} cv$, que es mayor a cero, lo que indica el efecto de las densidades viales de reducir los costos de transporte por carretera. Esta formulación implica que el efecto de las densidades viales sobre los costos de transporte será mayor en tanto que $\frac{\delta_1}{Dv} > 1$.

transitar, en tanto que una densidad del 100% implicaría los menores costos posibles bajo el factor autónomo de distancia k ⁸ y, para que esto ocurra, el precio del combustible deber ser cero, así como el costo de peaje o costo fijo—.

El parámetro δ_1 mide el nivel de sensibilidad del decaimiento de la distancia a cambios en la densidad vial, por lo que es un parámetro clave en nuestra propuesta de análisis del efecto del sistema vial sobre los costos de transporte y sobre los procesos de aglomeración económica. En efecto, la elasticidad de los costos de transporte hacia la densidad vial, sin considerar el tipo de vías o densidades viales, como se verá más adelante, será de la forma presentada en la ecuación (4).

$$e = \frac{\partial \tau_{ij}}{\partial Dv} \frac{dv}{t_{ij}} = \frac{\delta_1 cv}{(1 - cf - cv)}; cv = \frac{pg}{ct} \left(\frac{k}{Dv^{\delta_1}} \right) \quad (4)$$

Por tanto, el parámetro δ_1 que, al igual que en Hummels y Schaur (2012) mide *distance-decay effect*, será en nuestra formulación importante para determinar la elasticidad final de los costos de transporte a la inversión en infraestructura vial, o densidad vial. En efecto, si $\delta_1 cv > (1 - cf - cv)$ los costos de transporte terminarán siendo elásticos a la densidad vial. Por otro lado, si $\delta_1 cv < (1 - cf - cv)$, los costos de transporte serán inelásticos y, finalmente, $\delta_1 cv = (1 - cf - cv)$ serán de elasticidad unitaria. De esta manera, dependiendo del parámetro δ_1 el comportamiento grafico de la ecuación (3) será, en general, el ilustrado en la Figura 1⁹.

Ahora bien, si se asumen densidades viales primarias, secundarias y terciarias, en la consideración propia de un sistema de transporte, deberán reformularse las ecuaciones (2) y (3) de forma tal que Dv_1 corresponde a la densidad vial primaria (autopistas), Dv_2 corresponde a la densidad vial secundaria (carreteras intermunicipales) y Dv_3 corresponderá a las vías terciarias o rurales. Si bien la densidad total vial corresponderá a la suma $Dv = Dv_1 + Dv_2 + Dv_3$, en el fondo y en un enfoque de sistema de transporte que esté integrado, estos tipos de vías no son independientes, sino que guardan una interrelación o un patrón espacial e histórico que las relaciona¹⁰.

En este artículo, se asume que todas guardan una relación y que no puede existir densidad vial total si no existe una de estas tres vías, o si no coexisten. De manera que la ecuación (4) se reformula para incluir dichas densidades viales, bajo su importancia relativa (ecuación 5).

$$\tau_{i,j} = 1 - cf - \frac{pg}{ct} \frac{k}{(Dv_1^\alpha Dv_2^\beta Dv_3^\gamma)^{\delta_1}} \quad (5)$$

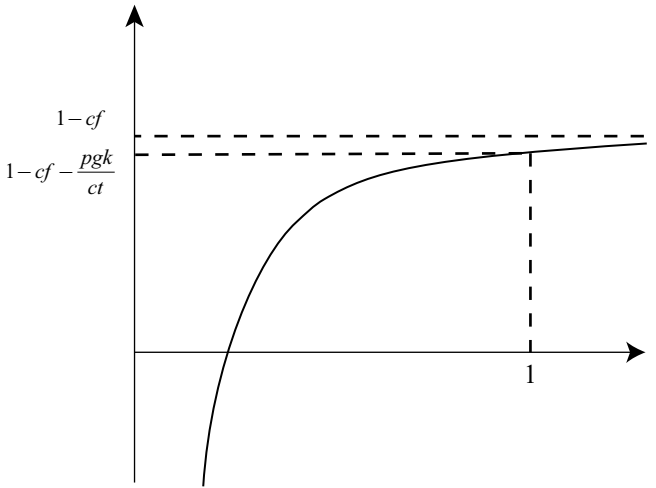
⁸ Si la densidad vial fuera del 100%, los costos variables de transporte se traducirían en $\frac{pgk}{ct}$, donde el parámetro k hace referencia a la distancia euclidiana de los emplazamientos.

⁹ Se espera que el parámetro sea $\delta_1 > 0$. Si este parámetro fuera negativo y mayor a uno en valor absoluto, la función tendría otro comportamiento al ilustrado en la Figura 2, de acuerdo con la segunda derivada de la ecuación (4).

¹⁰ En general, una vía terciaria puede convertirse en una vía secundaria en el sistema de transporte colombiano.

Figura 1.

Comportamiento de la función de costos de transporte



Fuente: elaboración propia.

El análisis anterior del efecto de las densidades viales sobre la estructura de los costos de transporte sigue aplicando, solo que ahora pueden determinarse los efectos diferenciados de cada tipo de densidad vial, de acuerdo con los parámetros α , β , γ y su relación con el parámetro δ_1 . Como puede notarse en dicha ecuación, un incremento tanto individual como conjunto de las densidades viales reduce los costos de transporte, dependiendo de los parámetros α , β , γ y δ_1 .

Suponiendo los emplazamientos productivos, “este” y “oeste”, con las mismas características para los sectores industrial y agrícola, en el que la fuerza laboral industrial puede desplazarse a cualquiera de los dos emplazamientos dependiendo del salario real pagado, el consumo de bienes agrícolas e industriales sigue la ecuación (6) de utilidad de un consumidor representativo, C_M constituye el consumo de bienes industriales, C_A de bienes agrícolas y π representa el porcentaje del ingreso gastado en bienes industriales.

$$U = C_M^\pi C_A^{(1-\pi)} \tag{6}$$

Para asegurar una forma funcional explícita para la elasticidad precio de la demanda de bienes industriales, que siguen una estructura de competencia monopolística, se considera que el consumo total de C_M viene dado por la ecuación (7), de manera que σ representa la elasticidad del precio de la demanda de cada bien industrial para un consumidor representativo (Krugman, 1991).

$$C_M = \left[\sum_I c_i \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

Mediante una función lineal de costos, solo dependiente del número de trabajadores, las economías de escala, centrales al planteamiento teórico de Krugman y toda la tradición posterior de modelos de la Nueva Geografía Económica, se representan en la ecuación (8), considerando, además, que hay costos fijos correspondientes a la contratación de un número α de trabajadores necesarios.

$$L_M = \alpha + \beta x_{Mi} \quad (8)$$

Dado que se asume que la producción industrial tiene lugar bajo competencia monopolística, la fijación del precio para una empresa representativa se muestra en la ecuación (9) y dependiendo de un margen constante sobre el costo marginal¹¹.

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta w \quad (9)$$

Sin embargo, en el largo plazo, la condición de maximización de los beneficios igualará al costo medio, por lo que los beneficios cero implicará la ecuación (10). A este respecto, la relación entre el costo medio y el costo marginal será simplemente la relación $\frac{\sigma}{\sigma-1}$, de tal manera que el parámetro σ constituye una medida de la importancia de las economías de escala (Krugman, 1991).

$$(p_i - \beta w)x_i = \alpha w \quad (10)$$

De esta manera, la producción de una empresa representativa será la ecuación (11), en tanto que, asumiendo que a la fuerza de trabajo industrial total será L_M , el número de bienes industriales que serán producidos sigue la ecuación (12)¹².

$$x = \frac{\alpha(\sigma-1)}{\beta} \quad (11)$$

$$n = \frac{L_M}{\alpha + \beta x} = \frac{L_M}{\alpha\sigma} \quad (12)$$

¹¹Para llegar a la ecuación (9), la función objetivo del productor industrial representativo serán los beneficios $\pi_i = p_i x_i - (w\alpha + \beta w x_i)$, donde x_i representa la producción de la empresa "i". Resolviendo la condición de primer orden y asumiendo que la elasticidad precio de la demanda es $-\sigma$.

¹²Recuérdese que $L_M = \alpha + \beta x_{Mi}$ representa el número de trabajadores empleados por una firma "i".

En estas condiciones, pretenden determinarse las condiciones bajo las cuales un proceso de distribución espacial del tipo centro-periferia sería sostenible. Esto implica que sean evaluadas las fuerzas centrípetas y centrifugas que intervienen en la configuración de dicho proceso. Como se ha establecido, las fuerzas centrípetas tienen que ver con (1) la necesidad de las empresas de ubicarse compartiendo un mercado mayor (la causación circular enunciada) y (2) los beneficios que para los consumidores supone acceder a los bienes industriales producidos (Krugman, 1991). Por otro lado, las firmas tienen incentivos de desplazarse para abastecer el mercado periférico agrícola, siendo esta la principal fuerza centrífuga. En tal sentido, deben compararse las rentas de ambas regiones, un centro productivo industrial en el “este” y una periferia agrícola en el “oeste” y evaluar en qué condiciones sería beneficioso desplazarse de la aglomeración económica y el papel jugado por las densidades viales en este proceso.

Dado que el este posee la mita de agricultores, como condición inicial, la renta general de la región “este” normalizada a la unidad será la ecuación (13), en tanto que la renta general del “oeste” corresponderá a su distribución de empleados del sector agrícola, en la ecuación (14).

$$Y^E = \pi + \frac{(1-\pi)}{2} = \frac{1+\pi}{2} \quad (13)$$

$$Y^W = \frac{1-\pi}{2} \quad (14)$$

Siendo S^E las ventas de cada empresa que abastece el mercado del “este”, estas serán calculadas con base en la relación entre el porcentaje de dinero gastado en bienes industriales de este emplazamiento ya que hay una aglomeración industrial en tal emplazamiento y el número de bienes producidos (ecuación 15).

$$S^E = \frac{\pi}{n} \quad (15)$$

Para que una firma, en estas condiciones, considere desplazarse a la periferia del emplazamiento “oeste” para abastecer ambos mercados, deberá no solo considerar los costos de transporte τ , sino también el ofrecimiento de un salario mayor para que los trabajadores del “este” pasen al otro emplazamiento. El salario real del “oeste” será, de esta manera, $\tau^{-\pi}$ mayor que en el “este”. Los precios que fijan las empresas corresponden, como se dijo, a una proporción del costo marginal que es, a su vez de acuerdo con la ecuación (9), proporcional al salario pagado. Por lo tanto, el índice de precios del oeste, p^W , será la ecuación (16) donde p^E hace referencia al índice de precios del “este”¹³.

¹³Esto indica que los precios del “oeste” para una empresa que abastezca dicho mercado, deberán ser $\frac{1}{\tau}$ veces mayor que los del “este”, por lo que $p^W = \frac{1}{\tau} p^E$. Recuérdese que τ es un porcentaje,

$$p^W = p^E \tau^{-\pi} \quad (16)$$

De acuerdo con la consideración del comportamiento de la demanda que se desprende de la función de utilidad generalizada, si los precios de los bienes industriales suben un 1%, la demanda de dicho bien decae en $\sigma\%$. Por tanto, el gasto caerá en $(\sigma - 1)\%$ en el neto. Ahora, considerando que la renta porcentual del “este” es $\frac{1+\pi}{2}$ dividida por la relación de precios ajustada por el costo de transporte y considerando luego la renta del “oeste” también ajustada por la relación de precios, las ventas de una empresa representativa que se desplace serán según se indica en la ecuación (16).

$$S^W = \frac{\pi}{n} \left[\frac{1+\pi}{2} \left(\frac{p^W}{p^E \tau} \right)^{-(\sigma-1)} + \frac{1-\pi}{2} \left(\frac{p^W \tau}{p^E} \right)^{-(\sigma-1)} \right] \quad (17)$$

Ahora bien, una empresa encontrará beneficioso desplazarse al “oeste” si las ventas en la ecuación (17) son mayores que las ventas en el “este” (ecuación 15). Por tanto, la relación entre estas ventas viene dada por la ecuación (18)¹⁴. Como plantea Krugman (1991), si la relación $\frac{S^W}{S^E}$ no significa en sí mismo que sea más beneficioso para la empresa desplazarse, dado que hay un costo fijo que corresponde a los costos de empleo de un personal mínimo. Este salario pagado como costo fijo, cumple también la relación $\tau^{-\pi}$ mayor en el “oeste”, por lo que la condición final para que una empresa se desplace es $\frac{S^W}{S^E} > \tau^{-\pi}$. Esta nueva variable será K, en la ecuación (19).

$$\frac{S^W}{S^E} = \frac{1+\pi}{2} \tau^{(1+\pi)(\sigma-1)} + \frac{1-\pi}{2} \tau^{-(1-\pi)(\sigma-1)} \quad (18)$$

$$K = \frac{\tau^{\pi\sigma}}{2} \left[(1+\pi) \tau^{\sigma-1} + (1-\pi) \tau^{-(\sigma-1)} \right] \quad (19)$$

Si $K > 1$ indicará que las ventas del “oeste”, ajustadas por los costos de transporte, superan las ventas del “este” con lo cual, la firma encontrará incentivos para desplazarse. Si $K < 1$, el modelo centro periferia será sostenible.

Todo el análisis anterior muestra, de manera abstracta, que el proceso de aglomeración económica depende de la interacción conjunta de condiciones de demanda, de

o número entre cero y 1. Dado que se trata de un índice de precios, este índice, que tiene en cuenta distintos tipos de bienes producidos, deberá tener en cuenta, por tanto, la relación $\frac{1}{\tau^\pi}$.

¹⁴Para este resultado se consideró la ecuación (18) de relación de precios.

economías de escala y costos de transporte e infraestructura vial (Fujita y Thisse, 2006). Por tanto, este referente es útil para explicar el impacto concreto de la infraestructura vial sobre la configuración espacial de la actividad económica y, además, de su efecto sobre potenciales procesos de convergencia y disminución de brechas de ingreso, aspecto que, como se ha especificado, constituye una importante cuestión de debate reciente en ciencia regional.

De esta ecuación fundamental, entonces, se analiza el efecto de los costos de transporte sobre el desplazamiento o no de la producción entre los dos emplazamientos considerados. Si los costos de transporte son cero, para lo cual $\tau = 1$, la variable $K = 1$, con lo cual la ubicación es irrelevante. De acuerdo con Krugman (1999), valores pequeños de τ hacen que la relación de ventas sea mayor a 1 y, por tanto, los altos costos de transporte estimularían el desplazamiento de la producción (creación de una nueva planta), del Este al Oeste. Sin embargo, bajos costos de transporte harían sostenible la producción en el Este, por lo que se mantendría un modelo centro-periferia de la actividad económica (ecuación 20).

$$\frac{\partial K}{\partial \tau} = \frac{\sigma \tau K}{\tau} + (\sigma - 1) \frac{\tau^{\sigma \pi}}{2} \left[(1 + \pi) \tau^{\sigma - 2} - (1 - \pi) \tau^{-\sigma} \right] \quad (20)$$

La cual tendría un signo positivo para valores cercanos a 1 del parámetro τ . La existencia, sugeridos por la gráfica y por la ecuación (20), de un valor crítico del parámetro τ , muestra la importancia de los costos de transporte sobre el desplazamiento de la producción.

Ahora bien, habiendo representado un comportamiento general del parámetro τ en su relación con las densidades viales, puede llevarse a cabo un análisis más detallado de los efectos de los costos de transporte y la densidad vial en la configuración espacial de la actividad económica representada por la ecuación (3). En efecto, si $\tau = 1$, el parámetro $K = 1$, con lo cual no habrá incentivos particulares para la elección de un lugar para el emplazamiento de la producción. Esto pasaría cuando los costos de peajes y de combustible son cero, o hay un nivel elevado de densidad vial. Si, por el contrario, los costos de transporte son muy altos se tendrá la situación contraria. Estos costos serán altos, como se sabe, por una baja densidad vial de calidad y unos altos componentes del costo.

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} K = \frac{1}{2} \tau^{1 - \sigma(1 - \pi)} \quad (21)$$

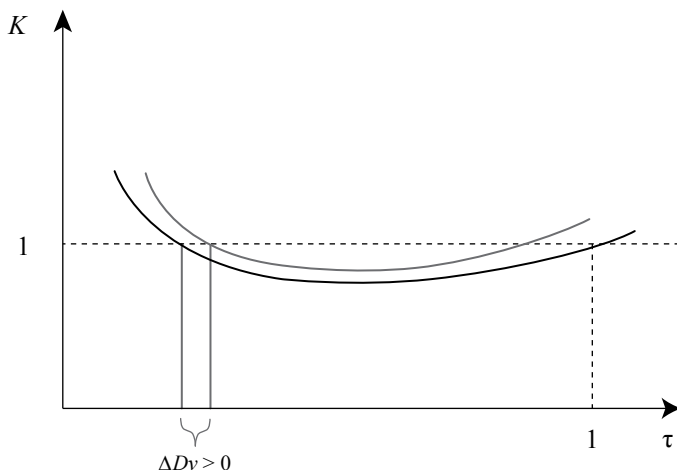
Si se examina la reacción de la relación entre las ventas potenciales con respecto a τ , deben considerarse los factores que determinan a los costos de transporte, contemplados en la ecuación (3) de nuestro planteamiento. En tal sentido, el efecto de las densidades viales o infraestructural vial, sobre la relación de ventas K será el resultado de la ecuación (22).

$$\frac{\partial K}{\partial \Delta v} = \frac{\partial K}{\partial \tau} * \frac{\partial \tau}{\partial \Delta v} \tag{22}$$

De acuerdo con el análisis anterior, en general, $\frac{\partial K}{\partial \tau} < 0$, en tanto que $\frac{\partial \tau}{\partial \Delta v}$ presenta signo positivo. Por tanto, el efecto de la densidad vial sobre la condición de ventas es negativo. De esta manera, un aumento de la red de vías, al reducir los costos de transporte, genera condiciones *ceteris paribus* para mantener el patrón centro-periferia de la actividad económica, como puede apreciarse en la Figura 2.

Figura 2.

Comportamiento de la relación de ventas entre el “este” y el “oeste” en función de los costos de transporte



Fuente: elaboración propia con base en Krugman (1991).

Ahora bien, una mayor densidad vial es consecuencia de la necesidad de comunicación que tendría un mercado más amplio, en el “este” o el centro y con un mayor nivel de ingresos. Una política de infraestructura puede también incentivar mayor demanda en la medida en que reduce los costos de transporte, por lo que existe una relación entre el parámetro π en la ecuación (19) y la densidad vial propiamente dicha.

De esa manera, partiendo de la ecuación (21), la cual es por supuesto negativa con lo cual el efecto de un aumento del porcentaje de la renta gastada en bienes industriales —una ampliación de la demanda o del tamaño de mercado (Krugman, 1991)—, tiene como consecuencia el sostenimiento de un proceso centro-periferia.

$$\frac{\partial K}{\partial \pi} = \sigma K \ln(\tau) + \tau^{\sigma\pi} \left[\tau^{\sigma-1} - \tau^{-(\sigma-1)} \right] \quad (23)$$

Así pues, la densidad vial tendrá un efecto *doble* sobre la relación de ventas K , a partir de su efecto sobre los costos de transporte y, a su vez, sobre el nivel de demanda (Redding y Turner, 2015). Por tanto, el efecto final será, en términos cualitativos será el que describe la ecuación (24).

$$\frac{\partial K}{\partial dv} = \frac{\partial K}{\partial \tau} * \frac{\partial \tau}{\partial Dv} + \frac{\partial K}{\partial \pi} * \frac{\partial \pi}{\partial Dv} \quad (24)$$

$$\frac{\partial K}{\partial \tau} < 0, \frac{\partial \tau}{\partial Dv} > 0, \frac{\partial K}{\partial \pi} < 0, \frac{\partial \pi}{\partial Dv} > 0$$

Dadas las condiciones anteriores, $\frac{\partial K}{\partial dv} < 0$. El aumento de las densidades viales refuerza la aglomeración económica en el “este”. Sin embargo, también potencia la ampliación del mercado interno del “este”, razón por la cual $\frac{\partial \pi}{\partial Dv} > 0$ indica que el centro se amplía (no necesariamente en términos de su área, sino de su potencial de mercado), por lo que la cercanía económica entre el “este” y el “oeste” aumenta, dado que el potencial de mercado de ambos emplazamientos aumenta.

De esa manera, mayor conectividad vial tiene el efecto potencial de reducir las brechas de ingreso, cuando el tamaño de mercado del centro aumenta, al propender por mayores interacciones económicas con la periferia agrícola. Sin embargo, la distancia sigue constituyendo un importante factor de *impedancia*, de manera tal que, si la periferia agrícola se encuentra muy alejada del centro, el proceso de reducción de brechas será menos acelerado cuando la inversión en infraestructura vial se ejecute (Pérez, 2005).

Como se argumentará en la sección de resultados, la reducción de brechas opera con más fuerza en los municipios más cercanos al centro económico de Antioquia, en tanto que los municipios que se encuentran más alejados presentan niveles de ingreso inferiores a estos municipios.

En la ecuación (5), se presenta una reformulación de la ecuación (3) de costos de transporte, que tiene en cuenta las densidades viales primarias, secundarias y terciarias, con sus respectivos factores de importancia α , β , γ y δ_1 . A partir de dicha ecuación puede considerarse el efecto diferenciado de la red de vías sobre la estructura de costos y, por tanto, sobre el proceso de aglomeración económica y sobre los potenciales procesos de convergencia.

Ahora bien, en el contexto colombiano, la red vial secundaria tiene el propósito de conectar a los municipios entre sí, por lo que la red de vías secundarias tiene en principio mayor peso sobre el potencial de mercado de estos y, por tanto, sobre los potenciales procesos de convergencia.

METODOLOGÍA

Con el fin de comprobar la hipótesis central del trabajo y determinar el impacto diferenciado de la red de vías sobre las brechas económicas del departamento, se estimó una regresión de convergencia condicional y, posteriormente, se incorporó la dimensión espacial en el análisis de convergencia. La dimensión espacial en el análisis de convergencia condicional es acorde con la pretensión de capturar las interconexiones entre municipios que el sistema vial implica (Cosci y Mirra, 2018).

El análisis de convergencia condicional implicaría en principio considerar la minimización de los efectos de la endogeneidad, multicolinealidad y sesgo por variables omitidas en las estimaciones. En efecto, con base en Cosci y Mirra (2018), se partió de la consideración según la cual las inversiones en infraestructura vial, así como el mejoramiento de vías, pueden ser considerados choques exógenos de política sobre el crecimiento económico y, por tanto, no propiciarían el tratamiento de un potencial problema de endogeneidad. Por otro lado, los problemas de multicolinealidad fueron testeados mediante los estadísticos de diagnósticos y de prueba considerados en la literatura (Stine, 1995)¹⁵. Finalmente, el sesgo por variable omitida se diagnosticó mediante los residuales del modelo estimado, como se muestra en los Anexos. Además y de acuerdo con Anselin (2010), el motivo de la estimación de un modelo espacial responde también a la necesidad de que las variables omitidas se reflejen en el rezago espacial correspondiente de la variable dependiente e independientes o del término de error de correlación espacial, por lo que la estimación de dicho modelo espacial ayuda a controlar el problema de endogeneidad por variable omitida (Lesage y Fischer, 2008).

Con base en Lesage y Fischer (2008) para modelos de convergencia condicional regional como el que aquí se propone, el efecto de los niveles iniciales del ingreso (año base) desaparecen con el tiempo. Sin embargo, cuando es considerada la dimensión espacial el efecto de los niveles iniciales de ingreso dependen de la intensidad de la dependencia espacial y del nivel de conectividad entre regiones. Por tanto, el considerar el efecto del sistema vial sobre un proceso de convergencia condicional del ingreso hace necesario el enfoque espacial en las estimaciones de convergencia condicional (Cosci y Mirra, 2018). El objetivo del análisis espacial es determinar la existencia de dependencia espacial entre las unidades regionales consideradas, en este caso municipios y, en segundo lugar, determinar regímenes de crecimiento económico, es decir, heterogeneidad espacial (LeSage, Pace y Pace, 2009).

Con el propósito de determinar esto en el análisis de convergencia condicional realizado fue estimada la siguiente ecuación de error espacial (ecuación 25).

¹⁵En particular, se realizaron cálculos de factores de inflación de varianza, con su interpretación gráfica, de acuerdo con Stine (1995).

$$Y = \alpha l_n + X\beta + e \quad (25)$$

$$e = \lambda W u + \epsilon$$

Donde Y denota un vector $n \times 1$ de tasa de crecimiento per cápita observada del PIB per cápita (o consumo de energía per cápita como *proxy* a nivel municipal en Colombia). X , por su parte, representa una matriz de $n \times k$ de variables explicativas y W representa una matriz $n \times n$ de pesos espaciales que tiene en cuenta la interacción espacial de los municipios¹⁶. La especificación (ecuación 25) fue determinada, finalmente, con base en los estadísticos de dependencia espacial sobre los residuales, los cuales conforman las pruebas LM y Moran para determinar la especificación espacial más adecuada (Anselin, 2010). El parámetro λ da cuenta de la intensidad del efecto *spillover* global —con base en Ertur, Le Gallo y Baumont (2006)— y, por tanto, del nivel de interacción espacial de los municipios en términos de su actividad económica por factores adicionales a las vías incluidas en las variables regresoras (Gramlich, 1994; Cosci y Mirra, 2018). Finalmente, el uso de modelos espaciales para el examen de la hipótesis de convergencia condicional ha estado soportado en la literatura teórica: en el trabajo de Ertur y Koch (2007), se establece teóricamente la forma como un modelo de crecimiento endógeno toma la forma espacial tipo Durbin de rezago espacial, de las variables dependiente e independientes.

Finalmente, se establecen las variables del análisis emprendido en el presente trabajo. En primer término, se utilizan las densidades viales como la proporción entre la longitud de vías que el municipio contiene sobre el área total del municipio. En tal sentido, la densidad vial primaria se refiere a la proporción entre la longitud de vías primarias (autopistas) que comporta el municipio sobre su área total; la densidad vial secundaria se refiere a la proporción de vías intermunicipales (secundarias) que pasan por el municipio; por último, la densidad vial terciaria se refiere a la proporción de las vías rurales sobre el área del municipio en cuestión.

En trabajos como Cosci y Mirra (2018) y Feenstra (1998), se utiliza un indicador de densidad para evaluar el efecto. Este trabajo presenta la novedad de considerar los tres tipos de vías que conformarían potencialmente un *sistema vial* en lugar de solo considerar las autopistas, que se analizan de manera frecuente en la literatura (Melo *et al.*, 2013). Asimismo, la propuesta teórica sobre el modelo centro-periferia constituye un sustento para la elección de estas variables, como se argumentó en relación con las estimaciones empíricas de elasticidades de una función de costo de transporte alternativa a la función tipo Samuelson (función de costos tipo iceberg)¹⁷.

¹⁶ Distintas estimaciones fueron realizadas con base en diferentes especificaciones de la matriz de pesos espaciales y evaluando los criterios de información con el fin de determinar el modelo con mayor bondad de ajuste.

¹⁷ La variable de costos de transporte se basa en los trabajos de Feenstra (1998) y Hummels y Schaur (2012).

Por otro lado, la matriz de variables regresoras adicionales contiene variables como captaciones bancarias, consumo de energía per cápita, densidad telefónica, número de propietarios de viviendas rurales, entre otras, comúnmente utilizadas en la literatura (Cosci y Mirra, 2018).

Dado que, en torno a la verificación empírica de la hipótesis de convergencia condicional, existe un amplio debate, el cual vincula la crítica de Quah (1993; 1996a; 1996b), en este trabajo se estimó el kernel estocástico correspondiente, basado en dicha crítica, para confirmar la existencia o no de convergencia, procedimiento realizado por Cosci y Mirra (2018) para robustecer el procedimiento de inferencia estadística. Sin embargo, la aplicación del kernel estocástico tiene el propósito de capturar las dinámicas distribucionales de municipios alejados para los que la técnica paramétrica de convergencia condicional es limitada.

HALLAZGOS

A continuación, se exponen los resultados de las estimaciones de convergencia β y convergencia β espacial, sobre el nivel de actividad económica de los municipios de Antioquia para el periodo 2008-2016; con el fin de corroborar la hipótesis de convergencia y el efecto diferenciado que sobre la posibilidad de este proceso supone la infraestructura vial, caracterizada por la red de vías primarias, secundarias y terciarias. De acuerdo con Rey y Montouri (1999), los análisis de convergencia pueden hacerse mediante distintas perspectivas, como series de tiempo y análisis de corte transversal, por lo que en el presente análisis se establecen estimaciones de corte transversal sobre los años extremos del periodo 2008-2016 y sobre la ecuación de convergencia propiamente dicha con el fin de establecer evidencias más sólidas.

En la Tabla 1, se reportan las estadísticas descriptivas tanto de la variable dependiente como de las regresoras seleccionadas, para cada año considerado en el análisis. Como puede notarse, en lo que respecta al coeficiente de variación (desviación estándar) y la varianza, los datos muestran evidencia de un proceso de convergencia α , toda vez que hay un proceso de disminución de la dispersión de la actividad económica en los municipios antioqueños.

Los estadísticos de Moran local y Moran global reportados en la Tabla 1 permiten establecer evidencias del tipo de patrón espacial subyacente en las variables regresoras y las variables dependientes. Concretamente, tanto el desempeño fiscal, la actividad económica aproximada por el consumo de energía, el desempeño educativo (para 2008), el número de propietarios y la gobernanza civil (2008) y las densidades viales presentan patrones espaciales de dependencia, es decir, el nivel que tenga un municipio del departamento en estas dimensiones depende del valor promedio de sus vecinos. Estos resultados sugieren la necesidad de vincular la dimensión espacial en el análisis máxime si se pretende cuantificar el impacto de la infraestructura vial sobre la convergencia económica de los municipios del departamento.

Tabla 1.
Estadísticas descriptivas

Logaritmo del consumo de energía per cápita						
Año	media	mediana	Varianza	Coficiente de Variación	Moran Global	Moran Local
2008	1,671	1,61	0,1099955	0,3316557	0,320045	0,320045
2016	2,892	2,838	0,08362091	0,2891728	0,176684	0,176684
Score en matemáticas						
2008	42,85	42,71	2,993162	1,730076	0,120344	0,120344
Captaciones bancarias per cápita						
2008	613,16	360,92	1471379	1213,004	0,1093	0,1093
Densidad telefónica (participación de abonados)						
2008	11,03	7,887	82,06631	9,059046	0,195324	0,195324
Mixtura (diversificación productiva agrícola)						
2008	8,443	8	22,19916	4,711598	0,201686	0,201686
Proporción de propietarios de viviendas (sector rural)						
2008	0,24908	0,23285	0,0263615	0,1623623	0,606868	0,606868
Densidad vial primaria (autopistas)						
2008	0,01231	0,00783	0,000188915	0,01374464	0,406279	0,406279
Densidad vial secundaria (carreteras intermunicipales)						
2008	0,000144	0,000129	1,03E-10	0,0001037716	0,364269	0,364269
Densidad vial terciaria (carreteras rurales)						
2008	0,014365	0,01292	0,000107686	0,01037716	0,37339	0,37339

Fuente: elaboración propia a partir del *Anuario Estadístico de Antioquia* y DANE.

En la Tabla 2 se ilustran los resultados de las estimaciones realizadas de los modelos de convergencia condicional y de convergencia condicional con error espacialmente autocorrelacionado ecuación (24). Asimismo, se establecen las densidades kernel respectivas del consumo de energía per cápita, como aproximación inicial al análisis propuesto por Quah (1996a). Como primera medida, ambos modelos sugieren evidencia de convergencia condicional del ingreso per

Tabla 2.
Resultados ecuación de convergencia y modelos de error espacial

Variables	Modelo Convergencia condicional	Modelo Convergencia Espacial (error espacial)	Densidades de kernel 2008 frente a 2016
Constante	1,130e+00 (0,12294)	1,38189 (0,02925**)	
Consumo de energía per cápita	-1,265e-03 (8,36e-09***)	-0,00137597 (0,0000***)	
Rendimiento educativo	1,786e-03 (0,91717)	-0,00434167 (0,70068)	
Captaciones bancarias per cápita	-5,551e-05 (0,04532**)	-4,82086e-05 (0,02430***)	
Tasa abonados teléfono	8,384e-04 (0,81730)	0,00122668 (0,68971)	
Log(mixtura)	9,24e-03 (0,00561**)	0,00966577 (0,00020***)	
Proporción propietarios Rurales	2,902e-01 (0,04366*)	0,335119 (0,00827***)	
Densidad vial 1	1,124e+00 (0,62086)	0,710981 (0,70813)	
Densidad vial 2	-4,693e+00 (0,01399**)	-4,79846 (0,00642***)	
Densidad vial 3	3,236e-01 (0,68032)	0,420915 (0,49950)	
R2	0,6471	0,690175	
Estadístico F	8,76 (2,504e-07***)		
Breusch-Pagan-Godfrey		16,2077 (0,06267**)	
Lambda		0,359928 (0,00713***)	

*** Representa significancia estadística al 99%, ** al 95%, * al 90%. Sobre la prueba t correspondiente.

Fuente: elaboración propia, a partir del Anuario Estadístico de Antioquia y DANE.

cápita de los municipios antioqueños para el periodo de estudio¹⁸; esto es, los municipios de menor nivel de actividad económica se han acercado en tasa de crecimiento a los municipios de mayor nivel de actividad. Este resultado se confirma por la reducción de las brechas o la varianza del nivel de ingresos en los dos años considerados del análisis (convergencia α). De igual manera, el análisis de los kernels sugieren que hay un proceso de convergencia, debido a que la densidad de kernel de 2016 tiene evidencia de menos modas locales con respecto a 2008.

Por otro lado, el sector financiero ha tenido un efecto también positivo sobre el cierre de brechas del ingreso subregional de Antioquia, como puede evidenciarse por el coeficiente estimado negativo de las captaciones bancarias per cápita. Sin embargo, la diversificación del aparato productivo municipal, dimensión reflejada por el indicador *mixtura* presenta presión hacia la concentración del ingreso subregional (signo positivo). Igual situación ocurre, entonces, con la variable referente a los propietarios rurales de predios.

En cuanto al rol de la infraestructura vial en las disparidades regionales del ingreso, las estimaciones sugieren información relevante. La densidad vial secundaria, la cual tiene en cuenta a las carreteras que conectan municipios y cuyo mantenimiento depende de la entidad municipal misma, es la única red de vías que ha mostrado un efecto estadísticamente significativo sobre la reducción de las brechas municipales del ingreso, debido al signo negativo del parámetro estimado. Por tanto, los resultados econométricos sirven de confirmación y verosimilitud de la hipótesis central del presente trabajo, a saber, que el propósito de las vías secundarias es la de reducir las brechas municipales del ingreso más, incluso, que otras infraestructuras viales. Así pues, invertir en una mayor densidad vial secundaria redundaría en un proceso más dinámico de convergencia económica subregional.

La Figura 3 ilustra los resultados de la estimación del kernel estocástico de la variable dependiente. El contorno de densidades, al estar plenamente por encima de la diagonal principal, muestra evidencia de existencia de convergencia del nivel de ingreso de los municipios de Antioquia para el periodo de estudio¹⁹.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

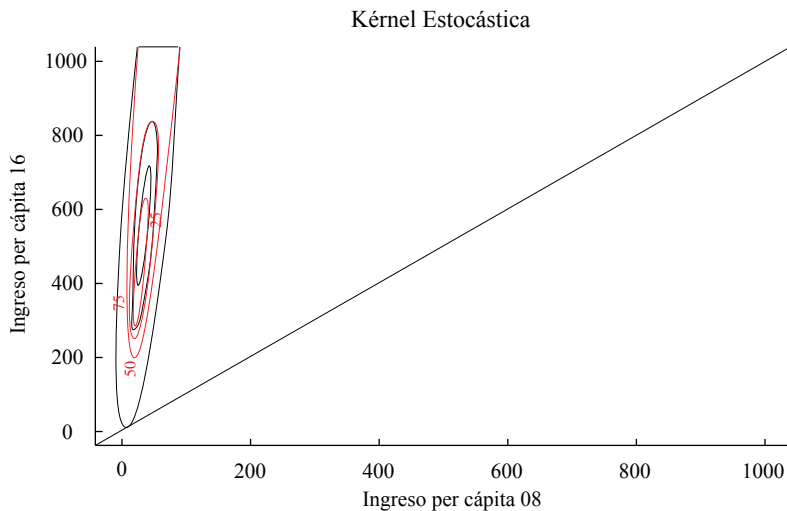
En la presente investigación, se estimó el efecto del sistema vial —considerado en términos de las densidades viales primarias, secundarias y terciarias—, sobre el crecimiento y las disparidades económicas del departamento de Antioquia, Colombia. Para tal efecto, a diferencia de la literatura internacional y nacional, se considera una aproximación teórica a partir de las consideraciones de la Nueva

¹⁸Se ha tomado al consumo de energía total per cápita como variable *proxy* del PIB municipal para los municipios de Antioquia.

¹⁹Si los contornos de la kernel estocástica se establecieran sobre la diagonal principal, sería indicativo de una distribución no cambiante del ingreso.

Figura 3.

Resultados del kernel estocástico del ingreso per cápita



Fuente: elaboración propia, a partir del *Anuario Estadístico de Antioquia* y DANE.

Geografía Económica, con una reformulación de la ecuación de costos de transporte propuesta por Feenstra (1998), estimada frecuentemente en la literatura.

A partir de esta perspectiva teórica, se establecieron hipótesis acerca del efecto diferenciado de las distintas vías sobre los procesos de aglomeración y convergencia económica. Concretamente, se planteó la hipótesis según la cual las vías secundarias tienen un efecto mayor sobre la convergencia económica que las vías primarias, o autopistas, que tienen un mayor efecto sobre la aglomeración económica y potenciación de los centros económicos. La aproximación teórica propuesta sugiere también la necesidad de consideración sistémica de las vías sobre la convergencia económica, esto es, su efecto correlacional conjunto.

Para efectos de la estimación concreta del efecto de las vías, se especificó una ecuación de convergencia condicional y luego una ecuación de convergencia espacial, con el fin de capturar los efectos espaciales del crecimiento económico y de las vías. En primera instancia, se muestra evidencia de un proceso de convergencia del ingreso en los municipios del departamento de Antioquia, tanto convergencia α como convergencia condicional o convergencia β . Además, se encuentra evidencia, según la cual, las vías secundarias, en efecto, impactan la reducción de las brechas económicas más que las vías primarias, como intuye la aproximación teórica propuesta. Por lo anterior, el trabajo aporta nuevos elementos al debate sobre el efecto de la infraestructura vial sobre las disparidades económicas, debate que se ha concentrado en gran medida en el impacto de las vías primarias o autopistas (Cosci y Mirra, 2018).

Por otro lado, los resultados anteriores se mantienen al considerar un modelo de error espacialmente autocorrelacionado, lo cual sugiere la existencia no solo de dependencia espacial de la actividad económica municipal, como se muestra en los análisis exploratorios espaciales (ver Anexos), sino también en la existencia de efectos *spillovers* globales del crecimiento económico municipal. Tal especificación econométrica permite la posibilidad de llevar a cabo simulaciones de efectos de políticas públicas sobre el crecimiento y cierre de brechas de ingreso para el caso colombiano. De esta manera, se sugiere que una política de inversión en infraestructura vial debe considerar un mejoramiento y ampliación de la red de vías secundarias con el fin de propiciar la convergencia económica del ingreso y el cierre sucesivo de brechas a nivel departamental y nacional.

Los anteriores resultados sugieren dos aspectos que conviene reseñar: (1) una consideración del efecto diferenciado de las vías sobre el crecimiento económico permite nuevas piezas de evidencia sobre el debate en torno al efecto de la infraestructura sobre el crecimiento económico; (2) considerar también este efecto diferenciado de las vías resulta de especial utilidad para el debate teórico y ayudaría, en principio, a resolver el carácter inconcluso de este debate en relación al efecto de las vías sobre la convergencia económica, un asunto que pasa por la consideración teórica de los rendimientos marginales decrecientes del capital como hipótesis de trabajo en Convergencia Condicional, con las consideraciones sobre rendimientos crecientes a escala de la nueva geografía económica.

El planteamiento teórico expuesto, junto con la propuesta empírica, permitieron considerar dos elementos clave en la conformación de los costos de transporte y su efecto en el crecimiento y desarrollo regional: los costos fijos, como costos de peajes y la densidad vial. Por tanto, una política pública de costos de transporte que consista en la reducción diferencial de costos de peajes, junto con el aumento y mejoramiento de la red de vías, potenciaría de modo significativo la reducción de brechas en el país. Esta mayor inversión en vías secundarias y terciarias mayoritariamente, generaría encadenamientos de demanda y empleo al corto plazo y reducción de brechas al largo plazo.

REFERENCIAS

1. Aggarwal, S. (2018). Do rural roads create pathways out of poverty? Evidence from India. *Journal of Development Economics*, 133, 375-395. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.01.004>
2. Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, 89(1), 3-25. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2010.00279.x>
3. Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90047-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0)

4. Baum-Snow, N., Brandt, L., Henderson, J. V., Turner, M. A., & Zhang, Q. (2017). Roads, railroads, and decentralization of Chinese cities. *The Review of Economics and Statistics*, 99(3), 435-448. https://doi.org/10.1162/REST_a_00660
5. Bonet, J., & Meisel, A. (2009). *Regional economic disparities in Colombia*. <https://ebuah.uah.es/dspace/handle/10017/29872>
6. Bosker, E. M., Brakman, S., Garretsen, H., & Schramm, M. (2007). *Adding geography to the new economic geography* (SSRN Scholarly Paper ID 997804). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=997804>
7. Brocker, J., & Rietveld, P. (2009). Infrastructure and regional development. In R. Capello & P. Nijkamp (Eds.), *Handbook of regional growth and development theories* (pp. 152-182). Edward Elgar. <https://doi.org/10.4337/9781848445987.00016>
8. Cappelen, A., Castellacci, F., Fagerberg, J., & Verspagen, B. (2003). The impact of EU regional support on growth and convergence in the European Union. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 41(4), 621-644. <https://doi.org/10.1111/1468-5965.00438>
9. Combes, P. P., & Lafourcade, M. (2005). Transport costs: Measures, determinants, and regional policy implications for France. *Journal of Economic Geography*, 5(3), 319-349. <https://doi.org/10.1093/jnlecg/lbh062>
10. Cosci, S., & Mirra, L. (2018). A spatial analysis of growth and convergence in Italian provinces: The role of road infrastructure. *Regional Studies*, 52(4), 516-527. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1334117>
11. Crescenzi, R., & Rodríguez, A. (2012). Infrastructure and regional growth in the European Union. *Papers in Regional Science*, 91(3), 487-513. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00439.x>
12. Duranton, G., Morrow, P. M., & Turner, M. A. (2014). Roads and trade: Evidence from the US. *The Review of Economic Studies*, 81(2), 681-724. <https://doi.org/10.1093/restud/rdt039>
13. Duranton, G., & Turner, M. A. (2012). Urban growth and transportation. *The Review of Economic Studies*, 79(4), 1407-1440.
14. Eberts, R. W., & McMillen, D. P. (1999). Agglomeration economies and urban public infrastructure. En *Handbook of Regional and Urban Economics* (vol. 3, pp. 1455-1495). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0080\(99\)80007-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0080(99)80007-8)
15. Ertur, C., & Koch, W. (2007). Growth, technological interdependence, and spatial externalities: Theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(6), 1033-1062. <https://doi.org/10.1002/jae.963>
16. Ertur, C., Le Gallo, J., & Baumont, C. (2006). The European regional convergence process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter? *International Regional Science Review*, 29(1), 3-34. <https://doi.org/10.1177/0160017605279453>

17. Fang, C., & Yu, D. (2017). Urban agglomeration: An evolving concept of an emerging phenomenon. *Landscape and Urban Planning*, 162, 126-136. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2017.02.014>
18. Feenstra, R. C. (1998). Integration of trade and disintegration of production in the global economy. *Journal of Economic Perspectives*, 12(4), 31-50. <https://doi.org/10.1257/jep.12.4.31>
19. Ferri, G., & Mattesini, F. (1997). *Finance, human capital, and infrastructure: An empirical investigation of post-war Italian growth* (N.º 321; Papers). Banca Italia - Servizio di Studi. <https://ideas.repec.org/p/fth/banita/321.html>
20. Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. J. (2001). *The spatial economy. Cities, regions, and international trade*. Cambridge: MIT Press.
21. Fujita, M., & Thisse, J.-F. (2006). Globalization and the evolution of the supply chain: Who gains and who loses? *International Economic Review*, 47(3), 811-836.
22. Galvis, L. A., & Hahn, L. W. (2016). Crecimiento municipal en Colombia: el papel de las externalidades espaciales, el capital humano y el capital físico. *Sociedad y Economía*, 31, 149-174.
23. Graham, D. J. (2007). Agglomeration, productivity and transport investment. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)*, 41(3), 317-343.
24. Gramlich, E. M. (1994). Infrastructure investment: A review essay. *Journal of Economic Literature*, 32(3), 1176-1196.
25. Henderson, J. V., & Thisse, J. (2004). *Handbook of Regional and Urban Economics* [Handbook of Regional and Urban Economics]. Elsevier. <https://econpapers.repec.org/bookchap/eeereghes/4.htm>
26. Hensher, D. A. (2011). *Valuation of travel time savings* [capítulos]. Londres: Edward Elgar Publishing. https://econpapers.repec.org/bookchap/elgeechap/12679_5f7.htm
27. Hummels, D., & Schaur, G. (2012). *Time as a trade barrier* (Working Paper 17758). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w17758>
28. Iuzzolino, G., Pellegrini, G., & Viesti, G. (2011). *Convergence among Italian regions, 1861-2011* (SSRN Scholarly Paper ID 2239019). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2239019>
29. Kalmanovitz, S. (2011). *Nueva historia económica de Colombia*. Bogotá: Penguin Random House Grupo Editorial Colombia.
30. Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499. <https://doi.org/10.1086/261763>
31. Krugman, P. R. (1993). *Geography and trade*. Cambridge (MA): MIT Press.

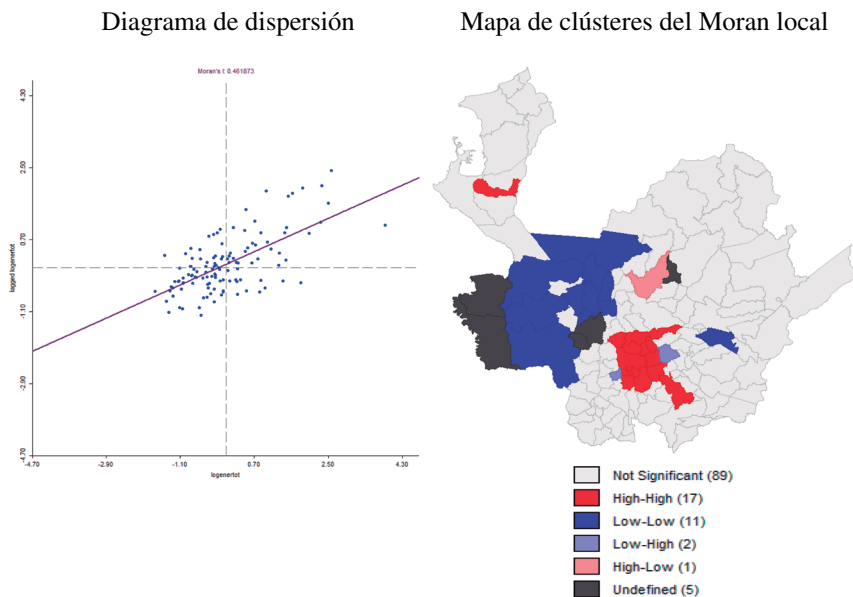
32. Lesage, J. P., & Fischer, M. M. (2008). Spatial growth regressions: Model specification, estimation, and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275-304. <https://doi.org/10.1080/17421770802353758>
33. LeSage, J., Pace, R. K., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Nueva York: Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9781420064254>
34. McCann, P. (2005). Transport costs and new economic geography. *Journal of Economic Geography*, 5(3), 305-318. <https://doi.org/10.1093/jnlecg/lbh050>
35. McCann, P., & Oort, F. van. (2019). Theories of agglomeration and regional economic growth: A historical review. *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. <https://www.elgaronline.com/view/edcoll/9781788970013/9781788970013.00007.xml>
36. Melo, P. C., Graham, D. J., & Brage, R. (2013). The productivity of transport infrastructure investment: A meta-analysis of empirical evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 43(5), 695-706. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.05.002>
37. Mori, T. (2016). Monocentric versus polycentric models in urban economics. En *The New Palgrave Dictionary of Economics* (pp. 1-4). Londres: Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2454-1
38. Ospina, G. (2016). El papel de las vías secundarias y los caminos vecinales en el desarrollo de Colombia. *Revista de Ingeniería*, 0(44), 20-27. <https://doi.org/10.16924/riua.v0i44.911>
39. Ottaviano, G., & Thisse, J. F. (2004). Agglomeration and Economic Geography. En J. V. Henderson & J. F. Thisse (eds.). *Handbook of Regional and Urban Economics*. Vol. 4 (pp. 2563-2608). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0080\(04\)80015-4](https://doi.org/10.1016/S1574-0080(04)80015-4)
40. Palma, A. de, Lindsey, R., Quinet, E., & Vickerman, R. (2011). *A Handbook of Transport Economics*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
41. Pérez, V. G. (2005). La infraestructura del transporte vial y la movilización de carga en Colombia. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 64, 1-70.
42. Puga, D. (2002). European regional policies in light of recent location theories. *Journal of Economic Geography*, 2(4), 373-406. <https://doi.org/10.1093/jeg/2.4.373>
43. Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427-443. <https://doi.org/10.2307/3440905>
44. Quah, D. T. (1996a). Regional Convergence Clusters Across Europe. *European Economic Review*, 40(3), 951-958. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00105-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00105-0)

45. Quah, D. T. (1996b). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1353-1375. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)
46. Ramírez, M. T. (2001). Los ferrocarriles y su impacto sobre la economía colombiana. *Revista de Historia Económica - Journal of Iberian and Latin American Economic History*, 19(1), 81-122. <https://doi.org/10.1017/S0212610900008946>
47. Redding, S. J., & Turner, M. A. (2015). Transportation costs and the spatial organization of economic activity. En G. Duranton, J. V. Henderson & W. C. Strange (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics* (vol. 5, pp. 1339-1398). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59531-7.00020-X>
48. Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence. A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2), 143-156. <https://doi.org/10.1080/00343409950122945>
49. Samuelson, P. A. (1952). The transfer problem and transport costs: The terms of trade when impediments are absent. *The Economic Journal*, 62(246), 278-304. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2227005>
50. Sánchez, L. (2006). Efecto del cambio en los costos de transporte por carretera sobre el crecimiento regional colombiano. *Repositorio BAN-REP*, 24(50), 98-153.
51. Sloboda, B. W., & Yao, V. W. (2008). Interstate spillovers of private capital and public spending. *The Annals of Regional Science*, 42(3), 505-518. <https://doi.org/10.1007/s00168-007-0181-z>
52. Stine, R. A. (1995). Graphical interpretation of variance inflation factors. *The American Statistician*, 49(1), 53-56. <https://doi.org/10.1080/00031305.1995.10476113>
53. Tabuchi, T. (2011). *City formation and transport costs* [capítulos]. Edward Elgar Publishing. https://econpapers.repec.org/bookchap/elgeechap/12679_5f6.htm
54. Vanhoudt, P., Mathä, T., & Schmid, B. (2000). How productive are capital investments in Europe? *EIB Papers*, 5(2), 81-106.
55. Villar, L., & Ramírez, J. M. (2014). *Infraestructura regional y pobreza rural*. (Working Paper). Fedesarrollo (Colombia) <http://www.repository.fedesarrollo.co/handle/11445/234>

ANEXOS

Anexo 1.

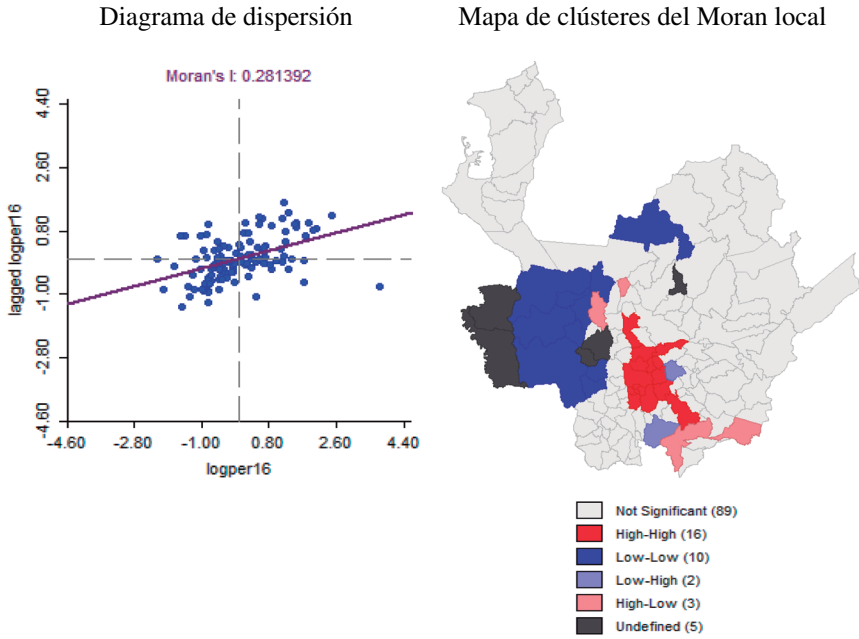
Diagrama de dispersión del Moran local para el logaritmo del consumo de energía per cápita, 2008



Fuente: elaboración propia, a partir del *Anuario Estadístico de Antioquia* y DANE.

Anexo 2.

Diagrama de dispersión del Moran local para el logaritmo del consumo de energía per cápita, 2016

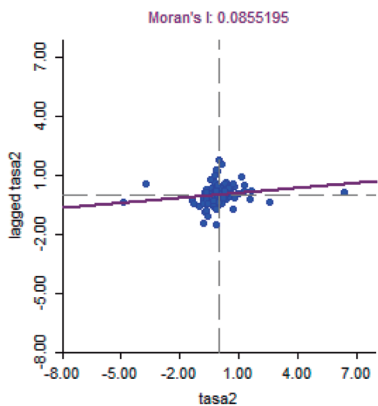


Fuente: elaboración propia, a partir del *Anuario Estadístico de Antioquia* y DANE.

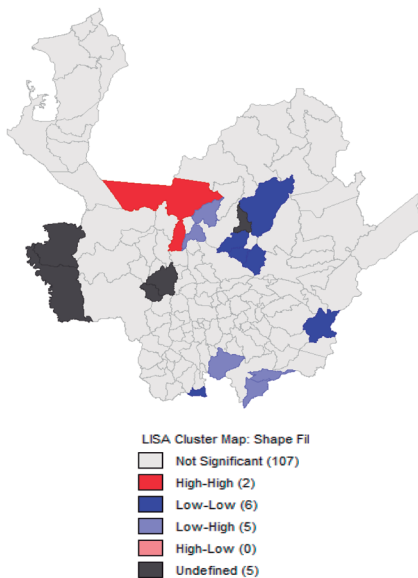
Anexo 3.

Diagrama de dispersión del Moran local para la tasa de crecimiento del consumo de energía

Diagrama de dispersión



Mapa de clústeres del Moran local



Fuente: elaboración propia, a partir del *Anuario Estadístico de Antioquia* y DANE.

**LAS PREFERENCIAS INDIVIDUALES
Y SUS DETERMINANTES.
UN ANÁLISIS DE LAS PREFERENCIAS
SOBRE EL RIESGO Y EL TIEMPO**

José Gabriel Castillo
Donald Zhangallimbay

Castillo, J. G., & Zhangallimbay, D. (2021). Las preferencias individuales y sus determinantes. Un análisis de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 515-556.

El riesgo y el tiempo constituyen elementos centrales en el análisis económico, sobre los cuales típicamente se establecen supuestos predefinidos. Amplia evidencia experimental demuestra que estas preferencias no son exógenas, de modo que su heterogeneidad merece ser considerada en la modelización del comportamiento. Este artículo presenta evidencia con respecto a los factores determinantes

J. G. Castillo

Escuela Superior Politécnica del Litoral (ESPOL), Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Centro de Investigaciones Económicas (CIEC), Laboratorio de Economía Experimental y del Comportamiento (LEE), Guayaquil, Ecuador. Correo electrónico: jcastil@espol.edu.ec

D. Zhangallimbay

Escuela Superior Politécnica del Litoral (ESPOL), Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Laboratorio de Economía Experimental y del Comportamiento (LEE), Guayaquil, Ecuador. Correo electrónico: djzhang@espol.edu.ec

Sugerencia de citación: Castillo, J. G., & Zhangallimbay, D. (2021). Las preferencias individuales y sus determinantes. Un análisis de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 515-556. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.82098>

Este artículo fue recibido el 5 de septiembre de 2019, ajustado el 31 de enero de 2020, y su publicación aprobada el 10 de febrero de 2020.

y el grado de correlación de las preferencias individuales en ambos dominios: el riesgo y el tiempo, en un contexto de países en vías de desarrollo. El análisis involucra mecanismos experimentales de elicitación de preferencias, con constructos psicológicos y medidas autorreportadas.

Palabras clave: aversión al riesgo; elicitación de preferencias; preferencias individuales; tasa de descuento.

JEL: C01, C13, C34, C91.

Castillo, J. G., & Zhangallimbay, D. (2021). Individual preferences and their determinants: An assessment over risk and time preferences. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 515-556.

Risk and time are transversal elements in the economic analysis, over which specific predefined assumptions are determined. On the contrary, extensive experimental evidence shows that these preferences are not exogenous, and their heterogeneity deserves to be determined in the modelling of behaviour. This paper presents evidence regarding the determinants of individual preferences in both domains: risk and time, in a context of developing countries. The analysis involves experimental mechanisms to elicit preferences with psychological constructs and self-reported measures.

Keywords: discount rate; individual preferences; elicitation of preferences; risk aversion.

JEL: C01, C13, C34, C91.

Castillo, J. G., & Zhangallimbay, D. (2021). Preferências individuais e seus determinantes. Uma análise das preferências de risco e tempo. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 515-556.

O risco e o tempo são elementos centrais na análise econômica, sobre a qual normalmente são feitas suposições predefinidas. Extensas evidências experimentais mostram que essas preferências não são exógenas, portanto, sua heterogeneidade merece ser considerada na modelagem comportamental. Este artigo apresenta evidências sobre os fatores determinantes e o grau de correlação das preferências individuais em ambos os domínios: risco e tempo, no contexto de um país em desenvolvimento. A análise envolve mecanismos experimentais de elicitación de preferências, com construtos psicológicos e medidas autorreferidas.

Palavras-chave: aversão ao risco; elicitación de preferências; preferências individuais; taxa de desconto.

JEL: C01, C13, C34, C91.

INTRODUCCIÓN

En la teoría económica, la función de utilidad engloba típicamente tres tipos de preferencias para caracterizar a un consumidor racional en el análisis intertemporal¹: (1) preferencia sobre los bienes, es decir, el peso en la canasta; (2) preferencia sobre el riesgo, es decir, aversión o tolerancia; y (3) preferencia sobre el tiempo, es decir, descuento. Si la combinación de bienes se expresa en términos monetarios², el proceso de toma de decisiones depende esencialmente de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo (Harrison, Lau, Rutström y Sullivan, 2005a)³. Estos parámetros constituyen elementos centrales en la economía, sobre los cuales se establecen supuestos predefinidos. Por el contrario, amplia evidencia experimental demuestra que estas preferencias no son exógenas, por lo que su heterogeneidad merece ser considerada en la modelación del comportamiento.

Este trabajo contribuye a la literatura experimental en tres aspectos. La primera contribución es evidencia empírica sobre los factores correlacionados con la formación de las preferencias individuales sobre el riesgo y el tiempo en el contexto latinoamericano, específicamente en Ecuador, un país en vías de desarrollo. Las personas más intolerantes al riesgo son potencialmente más reacias a generar emprendimientos, realizar inversiones o asumir más responsabilidades. Asimismo, en personas más impacientes, se verán afectadas decisiones tales como ahorro o inversión productiva. En conjunto, estos parámetros pueden ayudar a entender varios aspectos del comportamiento económico, social o institucional, por ejemplo, la pobreza (Tanaka, Camerer y Nguyen, 2010), discriminación (Johnson y Powell, 1994), mortalidad (Ben, William, Gray y Dudley, 2014) o desarrollo productivo (Falk, Becker, Dohmen, Enke, Huffman y Sunde, 2018; Sunde, Dohmen, Enke, Falk y Huffman, 2018).

La segunda contribución se relaciona con la evaluación de la consistencia de los resultados de información experimental, frente a aquellos obtenidos de información autorreportada (encuestas). Muchos economistas son escépticos del uso de medidas autorreportadas, porque la ausencia de incentivos y el planteamiento de escenarios hipotéticos distorsionan potencialmente la revelación de preferencias (percepción). En otras áreas, como la psicología experimental, se da por sentado que la motivación propia de los participantes es suficiente para obtener

¹ Es decir, bajo supuestos técnicos, como continuidad, cuasi concavidad de la función (cuasiconvexidad de las preferencias), aditividad temporal, etc. Funciones como la CES, CRRA o CARA, entran en esta descripción.

² Esta aproximación, cuestionable porque no representa necesariamente el consumo de bienes (Cohen *et al.*, 2016), es comúnmente usada en la literatura experimental.

³ Otro tipo de preferencias que pueden intervenir en la conformación del bienestar individual, en su relación con los entornos culturales, sociales e instituciones y, consecuentemente, en los resultados económicos —que no abordamos en este estudio— son las preferencias sociales: altruismo, reciprocidad, desigualdad, etc. (Kremer *et al.*, 2019). Independientemente de los factores que conforman la función de utilidad, su carácter intertemporal requiere de la abstracción de la conformación de las preferencias de manera dinámica; este estudio se concentra en este análisis en base a mecanismos experimentales.

medidas confiables (Camerer y Hogarth, 1999). No obstante, la evidencia experimental muestra que la compatibilidad de incentivos en mecanismos monetariamente incentivados, tanto de aversión al riesgo como de tasas de descuento, resultan cuestionables y mixtas. Por un lado, estudios clásicos de la literatura encuentran divergencia en los resultados de los parámetros estimados cuando las tareas tienen incentivos monetarios reales (Benhabib, Bisin y Schotter, 2010; Coller y Williams, 1999; Dave, Eckel, Johnson y Rojas, 2010). Pero otros estudios contradicen estos resultados y no encuentran diferencias significativas entre tareas hipotéticas e incentivadas con distinto nivel de relevancia (Brañas, Estepa, Jorrat, Orozco y Rascon, 2020b; Brañas, Jorrat, Espín y Sánchez, 2020a). No existe consenso con respecto al uso de estas medidas, sin embargo, es claro que elegir una de estas dos formas de elicitación de preferencias es determinante para los resultados y conclusiones de un estudio (Charness, Gneezy e Imas, 2013; Cohen, Ericson, Laibson y White, 2016; Dave *et al.*, 2010).

Finalmente, el tercer aporte se relaciona con el estudio de los determinantes de las preferencias sobre el tiempo mediante estimaciones no lineales que permiten evaluar un modelo alternativo de descuento que, a su vez, considera dos hipótesis contrapuestas de la teoría económica: el descuento exponencial y el descuento hiperbólico (Benhabib *et al.*, 2010). La investigación experimental ha documentado varias irregularidades entre el comportamiento observado y las predicciones del modelo de descuento estándar⁴. El interés general converge a ciertas “anomalías”, como la reversión de preferencias o tasas de descuento decrecientes, las cuales no pueden ser organizadas en una función de descuento exponencial.

Por consiguiente, si este modelo no es consistente, están vigentes las dudas sobre la capacidad de descripción de la conducta real, así como de la forma de entender sus factores determinantes. Benhabib *et al.* (2010) plantean un modelo de descuento más general que anida tanto la función exponencial como la función hiperbólica (tasas de descuento decrecientes), considerados casos especiales. De ese modo, permiten evaluar simultáneamente la forma y la velocidad del descuento. Este modelo se ajusta mejor a los datos y permite tener una perspectiva más amplia de cómo se relacionan las características individuales con su grado de impaciencia o descuento en el tiempo.

El experimento se compone de tres mecanismos de elicitación de preferencias: (1) la tarea de elicitación de riesgo por bombas –BRET, por sus siglas en inglés (Crockett y Filippin, 2013); (2) el método de lista de precios múltiple –MPL, por sus siglas en inglés (Coller y Williams, 1999); y (3) el método de montos y plazos variables (Benhabib *et al.*, 2010). Además, se incluyen medidas de preferencias autorreportadas: escala de impulsividad de Barrat (BIS 11, por sus siglas en inglés), una

⁴ Existe una variedad de herramientas experimentales capaces de “elicitar (revelar)” estas preferencias a través de elecciones observables en un entorno controlado. En conjunto con el modelo tradicional exponencial, estudios de laboratorio han encontrado tasas que van desde 1% (Thaler, 1981) hasta más de 1000% (Holcomb y Nelson, 1992) para horizontes de tiempo y magnitudes de recompensa distintas. Ver un resumen en Manzini y Mariotti (2007 y Cohen *et al.* (2016).

pregunta de disposición al riesgo general, el constructo de disposición al riesgo en dominios específicos —DOSPERT, por sus siglas en inglés— (Dohmen *et al.*, 2005; 2011) y, finalmente, una escala general del grado de paciencia individual.

Como en otros estudios, nuestros resultados sugieren un perfil promedio de individuo riesgo averso, así como una preferencia dominante al consumo presente (elevada tasa de descuento) en la muestra analizada. En cuanto al riesgo, el parámetro estimado se aproxima a la magnitud observada en países de mayor desarrollo (como India y Dinamarca), lo que pone en duda una relación directa entre su nivel y el grado de desarrollo socioeconómico. Es decir, la fuente de conformación de las preferencias individuales depende tanto de factores intrínsecos al comportamiento humano como de la influencia de otros factores, propios al entorno social e institucional de cada país, por ejemplo, cultura, calidad de las instituciones, normas o reglamentos (Falk *et al.*, 2018; Sunde *et al.*, 2018). Por otro lado, encontramos diferencias de género en un perfil menos tolerante al riesgo en las mujeres (Dohmen *et al.*, 2011; Eckel y Grossman, 2008; Harrison, Humphrey y Verschoor, 2005b). También se aporta evidencia de que los mecanismos de medición de las preferencias, basados en información autorreportada no son consistentes con los resultados experimentales y su relación no es estadísticamente significativa entre ellas.

En cuanto a las preferencias sobre el tiempo, el enfoque tradicional de análisis muestra únicamente correlación negativa entre las tasas reportadas y la condición de comprar y jugar lotería. Las medidas de riesgo tanto experimentales como autorreportadas no muestran relaciones relevantes con las tasas de descuento reportadas. Sin embargo, la flexibilización del análisis hacia una relación no lineal en el modelo exponencial permite identificar otras características relacionadas con la conducta del descuento, entre ellas: género, estatura, vivir en la casa de los padres o en casa arrendada, nivel de impulsividad y la medida autorreportada de riesgo (DOSPERT). Cuando se incluye el modelo generalizado, el género y la estatura muestran consistencia con los resultados del modelo exponencial no lineal; adicionalmente, se encuentra un efecto decreciente en el tiempo, de la edad, en el tipo de descuento.

El documento está organizado de la siguiente forma: se presenta una discusión teórica con respecto a la relación entre los determinantes de las preferencias y sus consecuencias en el comportamiento; luego, se detalla el procedimiento empírico, se exponen los principales resultados del estudio y, finalmente, se dan a conocer algunas conclusiones derivadas del trabajo.

Marco analítico

El estudio de la heterogeneidad de preferencias en países en desarrollo, frente a países desarrollados, ofrece una explicación parcial de cómo su estado puede devenir en niveles heterogéneos de eficiencia institucional, social y económica

(Kremer, Rao y Schilbach, 2019). La literatura en economía del comportamiento recoge evidencia de factores relacionados con la toma de decisiones individuales que van más allá de las tradicionales preferencias del consumo privado. Por ejemplo, la Tabla 1 muestra algunos estudios sobre las preferencias en cuanto al riesgo, desarrollados en distintas regiones del mundo. Aunque los mecanismos experimentales no son necesariamente los mismos, pueden observarse diferencias en las estimaciones del parámetro promedio, generado a partir de una función de utilidad canónica (CRRA).

Tabla 1.

Aversión al riesgo en otros contextos

Autor	Mecanismo	Aversión al riesgo	País
Harrison <i>et al.</i> (2005a)	IMPL	0,67	Dinamarca
Harrison <i>et al.</i> (2005b)	MPL	0,84	India
Harrison <i>et al.</i> (2005b)	MPL	0,89	Etiopía
Harrison <i>et al.</i> (2005b)	MPL	1,01	Uganda
Yesuf y Bluffstone (2009)	MPL	3,13	Etiopía
Dave <i>et al.</i> (2010)	MPL	0,65	Canadá
Holt y Laury (2002)	MPL	0,32	Estados Unidos
Crosetto y Filippin (2012)	BRET	0,15*	Holanda
Liu (2012)	TCN**	0,48	China

Nota: IMPL: lista de precios múltiples iterada. * En el BRET, 1 indica riesgo neutralidad, mayor a 1 riesgo amante y, entre 0 y 1, riesgo averso. Para comparar con los demás indicadores, se resta 1 menos el promedio (0,85) = 0,15. ** El diseño corresponde a Tanaka *et al.* (2010).

Fuente: elaboración propia.

En países desarrollados, como Estados Unidos, Holanda, Alemania o China, las estimaciones de aversión al riesgo muestran niveles más bajos que en países en desarrollo como Uganda, Etiopía, Vietnam o India. Falk *et al.* (2018), por su parte, empleando la encuesta global de preferencias (GPS, por sus siglas en inglés), encuentran que el grado de paciencia (tasa de descuento) es uno de los componentes más predictivos del producto interno bruto (PIB) per cápita entre países. Los resultados sugieren mayores niveles de paciencia en economías más desarrolladas.

Otros estudios revelan cómo incluso la conducta social, relacionada con el grado de interacción conjunta, interviene en el bienestar individual y en la toma de deci-

siones. Kremer *et al.* (2019) estudian las diferencias en el nivel de altruismo, confianza y reciprocidad entre países. Sus resultados muestran que mayores niveles de este tipo de preferencias se relacionan con un mejor ambiente de cooperación, lo cual deriva en estructuras institucionales más productivas y mejores resultados económicos; PIB per cápita, productividad y acumulación de capital (Falk *et al.*, 2018; Knack y Keefer, 1997; Tabellini, 2010).

Es importante destacar que los vínculos entre las preferencias y los resultados económicos pueden estar direccionados y determinados por entornos y procesos intermedios, los cuales dependen del contexto cultural o institucional de cada país. De hecho, es posible que las características sociales afecten directamente a la formación de preferencias individuales. Estudios como los de Mullainathan y Eldar (2013) y Haushofer y Fehr (2014) muestran que factores psicológicos característicos de la condición de pobreza y la escasez se relacionan negativamente con el grado de confianza, nivel de paciencia y grado de aversión al riesgo individual. Este trabajo no profundiza en la relación causal entre las preferencias y el desarrollo económico; más bien se limita a comparar las estimaciones de la muestra (Ecuador), con las encontradas en otros países y recogidas de la literatura.

Por otro lado, si se analiza una economía particular, múltiples estudios muestran que el proceso de formación de las preferencias individuales sobre el riesgo y el tiempo, primero, es endógeno y, segundo, puede ser explicado por factores demográficos específicos en un entorno sociocultural (Dohmen *et al.*, 2011; Falk *et al.*, 2018). La literatura muestra que características como la estatura (Dohmen *et al.*, 2005), la edad (Coller y Williams, 1999; Harrison *et al.*, 2005a) o el género, comúnmente analizados, son factores relevantes en la formación de las preferencias. Los resultados favorecen la idea de un comportamiento de la mujer menos tolerante al riesgo y más paciente (Ben *et al.*, 2014; Dohmen *et al.*, 2005; Eckel y Grossman, 2008; Kanbuir y Lyn, 2001; Tanaka *et al.*, 2010).

Pese a lo anterior, en estudios con muestras fuera del laboratorio, la evidencia es menos consistente (Andersen, Harrison, Lau y Rutström, 2008). Si las características individuales pueden definir un perfil de agente arriesgado o impaciente, entonces su conocimiento y su estudio constituyen un acercamiento a la interpretación y predicción del comportamiento económico. En este contexto, se evalúa la relación entre un conjunto de características individuales y las preferencias sobre el riesgo y el tiempo, con dos tipos de medidas: (1) medida de elicitación experimental y (2) medidas de preferencias autorreportadas.

Finalmente, el modelo convencional de utilidad intertemporal parte del supuesto de estacionariedad, es decir, de la independencia de las preferencias con respecto al tiempo, lo que supone, a su vez, una tasa de descuento constante (parámetro r del factor de descuento exponencial: $(D(t) : e^{-rt})$). Sin embargo, múltiples estudios, tanto en psicología experimental (ver un resumen en Benhabib *et al.*, 2010) como en economía (Lowenstein y Prelec, 1992), muestran evidencia empírica de

irregularidades en el descuento intertemporal. Coller y Williams (1999) y Harrison *et al.* (2005a) encuentran reducciones significativas en las tasas reportadas en función de los retrasos y la magnitud de los premios. Típicamente, un retraso largo en las opciones de pago provoca un cambio en las preferencias del individuo (reversión de preferencias). Este tipo de alteraciones sugiere una violación al supuesto de estacionariedad, puesto que el descuento depende del tiempo de realización de los pagos. La flexibilización de este supuesto da paso a un sinnúmero de modelos que organizan mejor el comportamiento observado en la evidencia empírica, con tasas de descuento decrecientes.

En este contexto, han sido propuestas varias especificaciones, particularmente el descuento hiperbólico y cuasihiperbólico. Mazur (1987), por ejemplo, propone una de las funciones de descuento hiperbólico más populares para el análisis (ecuación 1).

$$D(t) = \frac{1}{1+rt} \quad (1)$$

A diferencia del descuento exponencial, el factor de descuento depende de un parámetro r , que es constante entre periodos y genera cambios porcentuales decrecientes en el tiempo para el valor presente: $\frac{D'(t)}{D(t)} = -\frac{r}{1+rt}$.

Benhabib *et al.* (2010), por su parte, plantean una alternativa generalizada de implementación que facilita la estimación y permite incorporar otros sesgos tradicionales del comportamiento intertemporal, como la preferencia desmesurada por el presente y el costo fijo⁵. En este estudio, aprovechamos esta aproximación para el análisis de los determinantes de las preferencias individuales sobre el tiempo (ver la sección “Métodos de estimación”). El modelo se plantea de la forma que muestra la ecuación (2).

$$VP(t) = VF \left\{ \alpha \left(1 - (1 - \theta)rt \right)^{\frac{1}{1-\theta}} + \frac{b}{VF} \right\} \quad (2)$$

Donde θ constituye un parámetro que captura la forma funcional del descuento y r la velocidad de decrecimiento de la tasa de descuento. Los parámetros α y b representan el sesgo por el presente y el costo fijo, respectivamente. Nótese que, independientemente de estos sesgos, cuando $\theta = 2$ el modelo converge al descuento hiperbólico (Mazur, 1987), mientras que cuando $\theta = 1$, el descuento converge al modelo exponencial. Los resultados se presentan de manera comparativa tanto para el análisis tradicional de las preferencias sobre el tiempo como para la especificación no lineal evaluada en este estudio.

⁵ Los autores interpretan el costo fijo asociado a las recompensas futuras como el costo inducido en el tiempo por la magnitud de los pagos futuros, independientemente del factor de descuento.

DISEÑO EXPERIMENTAL Y PROCEDIMIENTOS

El estudio experimental consta de tres tareas de elicitación de preferencias; una sección de encuestas de preferencias autorreportadas y otra de características individuales de los participantes. A continuación, se describe el procedimiento.

El experimento

Las estaciones de participación en el laboratorio se asignan aleatoriamente y, luego de mencionar las reglas generales, se da inicio la sesión. Las instrucciones, tareas y cuestionarios se muestran en el computador mediante la interfaz O-Tree (Chen, Schonger y Wickens, 2016).

La primera tarea presenta el BRET (Crosetto y Filippin, 2013) en su versión dinámica. Los estudiantes observan 64 cajas en una matriz de 8×8 . En una de las cajas, elegida al azar, se esconde una “bomba” y su ubicación es desconocida por los participantes. Luego de iniciar, el programa recolecta automáticamente cajas de forma aleatoria cada 1,5 segundos. Los estudiantes deciden cuándo detener el proceso, según sus preferencias.

Finalmente, el contenido de las cajas recolectadas se revela. Si la bomba es recogida, esta *explota*, y las ganancias obtenidas se pierden (gana cero). En caso contrario, el participante registra una ganancia de 0,10 USD (diez centavos) por cada caja recogida (Figura 1). Se juegan 3 rondas en este esquema y el pago final de la tarea resulta del premio de una de ellas, seleccionada al azar.

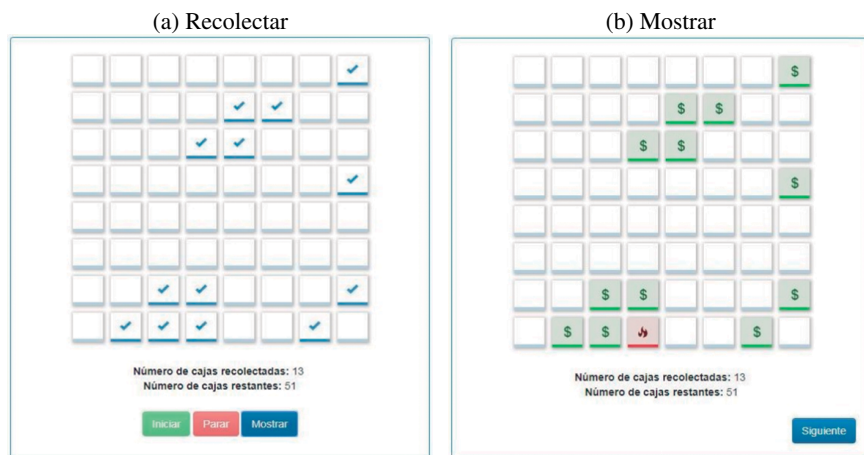
La segunda tarea corresponde a la lista de precios múltiple (MPL), detallada en la Tabla 2. Los participantes deben elegir quince veces entre (1) recibir 85 USD dentro de siete días a partir del día de la sesión⁶ o (2) recibir 85 USD + USDM (es decir, un monto adicional) dentro de dos meses y siete días a partir del día de la sesión.

Adicionalmente, se incluyó en el diseño la opción de indiferencia (I) entre los dos pagos (figura 2), para flexibilizar las decisiones de los participantes y permitir mayor precisión en la identificación del punto de cambio (*switch point*), pues, como explica Harrison *et al.* (2005a), “es posible que el comportamiento de cambio en las preferencias (*switching behavior*) sea resultado del individuo cuando es indiferente entre las opciones” y, en ausencia de esta alternativa, el sujeto puede ser representado por un intervalo más grande y de manera más imprecisa.

Nótese que, a medida que transcurren las decisiones, el monto adicional a recibir (USDM) aumenta. El retraso de siete días para recibir cualquier pago (*front-end delay*) se impone para minimizar el sesgo de momento presente (Coller y Williams, 1999). Las tasas anuales de descuento (TA) aplicadas van desde 7,12%

⁶ En el contexto ecuatoriano, 85 USD representa el 93,41 % del salario básico semanal.

Figura 1.
BRET (interfaz en computador)



Fuente: adaptación propia de la versión implementada por Holzmeister y Pfurtscheller (2016).

hasta 246,29 % y se asignan según el *switching point*⁷ de elección en las decisiones de cada participante.

El pago de la segunda tarea se entrega solo a un estudiante por sesión⁸. El ganador es elegido al azar, es decir, todos tienen igual probabilidad de ser elegidos (1/35 en una sesión llena). Una vez elegido el ganador, una de las quince decisiones se escoge aleatoriamente, junto con el premio, correspondiente a la elección del participante en esa decisión. En caso de indiferencia (I), una de las dos opciones (A o B) es elegida al azar por el computador.

Considérese que, en cualquiera de los tres casos (A, B o I), el pago se entrega en un periodo de tiempo futuro. Por tanto, para minimizar los efectos de confusión o incertidumbre respecto a la veracidad del pago, al ganador se entrega un certificado de responsabilidad y cumplimiento, al finalizar la sesión, firmado por el director del laboratorio experimental⁹. Para minimizar los costos de transacción en las decisiones de los participantes, el pago se realiza directamente, mediante transferencia bancaria, en la fecha correspondiente. Todos los detalles del pago y la forma de seleccionar al ganador se explican en las instrucciones de la tarea (Anexo 1).

⁷ El punto de cambio (*switching point*) se determina en el momento cuando un participante deja de preferir el pago inmediato A para elegir el pago futuro B.

⁸ Optamos por esta estrategia para proponer montos atractivos y relevantes de decisión, a la vez de mantener un nivel razonable de presupuesto experimental.

⁹ En general, la reputación de pago del laboratorio es elevada; se confía en que el mecanismo cumple su función. Sin embargo, siempre es posible que los niveles de incertidumbre tengan niveles diversos.

Tabla 2.

Lista de precios múltiples

Decisión	Opción A, dentro de 7 días (USD)	Opción B, dentro de 2 meses y 7 días (USD)	Interés efectivo (2 meses)	Interés anual (TA)*	Interés efectivo anual (TEA)**
1	85,00	86,00	1,18 %	7,12 %	7,37 %
2	85,00	86,80	2,12 %	12,75 %	13,60 %
3	85,00	87,60	3,06 %	18,33 %	20,12 %
4	85,00	88,40	4,00 %	23,87 %	26,95 %
5	85,00	89,20	4,94 %	29,35 %	34,10 %
6	85,00	90,00	5,88 %	34,79 %	41,58 %
7	85,00	90,80	6,82 %	40,18 %	49,41 %
8	85,00	91,60	7,76 %	45,52 %	57,60 %
9	85,00	92,40	8,71 %	50,82 %	66,16 %
10	85,00	93,20	9,65 %	56,07 %	75,11 %
11	85,00	105,50	24,12 %	131,67 %	272,24 %
12	85,00	110,30	29,76 %	158,85 %	387,94 %
13	85,00	115,50	35,88 %	187,00 %	545,77 %
14	85,00	123,40	45,18 %	227,48 %	865,76 %
15	85,00	127,25	49,71 %	246,29 %	1064,22 %

* Tasa de interés anual capitalizable diariamente. ** Tasa efectiva anual.

Fuente: elaboración propia.

La tercera tarea consiste en el diseño con variaciones de montos y plazos propuesto por Benhabib *et al.* (2010). Se muestra a los participantes la siguiente pregunta¹⁰:

¿Qué monto X USD estarías dispuesto a recibir HOY, para no recibir un monto de Y USD dentro de un periodo futuro (t)?

Donde *t* se plantea en plazos de 3 días, 1 semana, 2 semanas, 1 mes, 3 meses, 6 meses y 1 año; y 5 montos para Y: 10 USD, 20 USD, 30 USD, 50 USD y 100 USD.

¹⁰ Esta versión corresponde al tratamiento *presente (Q-present)* de Benhabib *et al.* (2010); asimismo, el texto literal es: *What amount of money, \$x, if paid to you today, would make you indifferent to \$y paid to you in t days?*

Figura 2.

MPL: interfaz en computador

	Opción A	Elección			Opción B
Decisión	7 días a partir de hoy	A	I	B	7 días + 2 meses, a partir de hoy
1	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 86.00
2	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 86.00
3	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 87.60
4	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 88.40
5	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 89.20
6	\$ 85.00	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	\$ 90.00
7	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 90.80
8	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 91.60
9	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 92.40
10	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 93.20
11	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 105.50
12	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 110.30
13	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 115.50
14	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 123.40
15	\$ 85.00	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	\$ 127.25

Fuente: MPL implementado por el equipo de programación del Laboratorio de Economía Experimental y del Comportamiento (LEE).

La implementación computacional se muestra en la Figura 3. En total, los estudiantes deben reportar 35 veces el valor de X , una por cada combinación de t y Y . El premio se entrega solo a un participante por sesión, elegido al azar, de manera independiente dentro de los participantes de la tarea.

Una vez elegido el ganador, una de las 35 preguntas se elige aleatoriamente. Para mantener la compatibilidad de los incentivos en la decisión, se aplica la versión del mecanismo Becker, DeGroot y Marschak (BDM), propuesto por Benhabib *et al.* (2010); donde se escoge al azar un número Z entre 0 y Y . Si Z es mayor o igual a X , valor reportado por el ganador, el premio corresponde a X y se paga, junto con las demás ganancias del experimento, al finalizar la sesión. En caso contrario, si Z es menor a X , el participante recibe el monto Y dentro del plazo t que determine la pregunta seleccionada.

En este contexto, la mejor estrategia para cada participante converge a revelar sus verdaderas preferencias sobre el tiempo.

Figura 3.Benhabib *et al.* (2010): interfaz en computador

Decisión	US\$ X Hoy	US\$ 10 en
1	<input type="text"/>	3 días
2	<input type="text"/>	1 semana
3	<input type="text"/>	2 semanas
4	<input type="text"/>	1 mes
5	<input type="text"/>	3 meses
6	<input type="text"/>	6 meses
7	<input type="text"/>	1 año

Fuente: implementado por el equipo de programación del Laboratorio de Economía Experimental y del Comportamiento (LEE), a partir de Diseño Benhabib *et al.* (2010).

Luego de las tareas de elicitación, los estudiantes llenan los cuestionarios de los constructos planteados: pregunta general de disposición al riesgo, BIS-11, DOSPERT; y el cuestionario de información demográfica (Anexos 2, 3 y 4). El orden de presentación de las tareas y los cuestionarios es el mismo para todos los participantes¹¹.

Este diseño podría constituir una limitación por la posible presencia de efectos de orden. Sin embargo, por el tipo de decisiones con montos variables, aleatorizar el orden podría acarrear dos tipos de problemas. Por un lado, un sesgo derivado del punto de referencia (anclaje) de la primera tabla de decisiones observada, cuyos montos y plazos determinan la valoración de las decisiones posteriores. Por otro, la carga cognitiva del tipo de decisiones es compleja, de modo que enfrentarlas en desorden puede constituir un ruido innecesario en la consistencia para elicitación de las preferencias (Harrison *et al.*, 2005a). Para minimizar el riesgo de respuestas inconsistentes, se ordenaron las tareas de acuerdo con su complejidad, y los montos y periodos de la tarea tres, de menor a mayor.

¹¹Típicamente, en experimentos similares, la tarea de elicitación de preferencias sobre el riesgo se presenta inicialmente para evitar algún efecto de contaminación (Harrison *et al.*, 2005a, Tanaka *et al.*, 2010). Dado el tipo de decisiones, se considera que este orden es el más apropiado para su comparabilidad.

El pago final correspondiente a los resultados de las tres tareas de elicitación más un pago fijo por completar el experimento (4,0 USD)¹², realizado al finalizar la sesión, de manera individual y confidencial.

Datos

Se llevaron a cabo ocho sesiones experimentales en el Laboratorio de Economía Experimental y del Comportamiento (LEE) de la Escuela Superior Politécnica del Litoral (ESPOL), en Guayaquil (Ecuador), durante el mes de agosto de 2017. El reclutamiento de los participantes se realizó a través del *Online Recruitment System for Economics Experiments* —ORSEE— (Greiner, 2015). La muestra está constituida por 240 estudiantes de pregrado de ocho diferentes facultades, entre ellas, la Facultad de Economía, inscritos de forma voluntaria.

El pago promedio por participante en la sesión es de 8,0 USD, incluyendo el pago fijo por asistencia¹³. La Tabla 3 presenta las características de la muestra. En general, la edad promedio de los participantes fue de 22 años; el 44 % de la muestra estuvo constituido por mujeres; y su ingreso familiar se encontraba en el rango de 601-1000 USD mensuales.

Métodos de estimación

En el BRET, el dilema de riesgo está en que cada caja adicional recogida representa mayor ganancia y asimismo aumenta la probabilidad de obtener la bomba y, por tanto, de recibir 0 USD. Para analizar la distribución de las preferencias sobre el riesgo, se evaluaron dos medidas relacionadas: (1) el parámetro de aversión al riesgo (γ_i), resultante de la estimación en una función de utilidad CRRA¹⁴, y (2) el número de cajas promedio recogidas en las tres rondas (k_i). La primera medida permite una clasificación de la población para comparar los resultados con otros estudios. La segunda se emplea para el análisis de las características determinantes del nivel de la preferencia sobre el riesgo.

Una primera aproximación es una función lineal como la que expresa la ecuación (3).

$$y_i = \omega + H_i' \beta + u_i \quad (3)$$

¹² El pago fijo por participar es el equivalente al costo de dos días de alimentación en la cafetería universitaria.

¹³ El incentivo promedio es bastante representativo, pues constituye aproximadamente 3,4 veces el salario básico oficial (SBU) por hora en Ecuador en 2017.

¹⁴ La estimación del γ resulta de igualar la utilidad esperada de los pagos entre el número de cajas elegidas (k) y el número de cajas inmediato anterior ($k-1$), empleando la función de utilidad de referencia: $U(k) = k^\gamma$, como ponderador de las utilidades de cada participante (Crosetto y Filipin, 2013). Ver los intervalos estimados en el Anexo 6.

Tabla 3.
Principales características individuales

	N	Media / Proporción	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Edad	239	21,85	2,89	17	44
Estatura	211	1,67	0,09	1,45	1,92
Ingresos	239	3,00	1,22	1	5
Mujer	239	0,44	0,50	0	1
Vive fuera de Guayaquil	239	0,14	0,35	0	1
Vive en casa de padres	239	0,73	0,44	0	1
Vive en casa arrendada	239	0,08	0,28	0	1
Usa tarjeta de crédito	239	0,15	0,36	0	1
Tiene hijos	239	0,03	0,17	0	1
Asegurado	239	0,28	0,45	0	1
Deportes extremos	239	0,08	0,27	0	1
Fuma	239	0,12	0,33	0	1
Juega lotería	239	0,38	0,49	0	1
Estudió en colegio particular	239	0,71	0,45	0	1

Nota: la divergencia en observaciones se debe a pérdida de información sobre estatura en una de las ocho sesiones. * Rangos de ingresos (i): 1 ($i < 364$ USD); 2 (365 USD $< i < 600$ USD); 3 (601 USD $< i < 1000$ USD); 4 (1001 USD $< i < 1600$ USD) y 5 ($i > 1600$ USD). Fuente: elaboración propia.

Donde y_i representa el indicador de riesgo. Para analizar la consistencia de los resultados entre información experimental y datos autorreportados, se estima la ecuación (3) con dos aproximaciones de y_i : (1) la variable experimental (k_i) y (2) dos medidas autorreportadas. Además, ω es la constante del modelo que representa la media incondicional de la variable analizada; H_i' es el vector de características individuales del participante i , que incluye: género, edad, estatura, nivel de impulsividad, nivel de ingresos del hogar, medidas de riesgo autorreportadas o experimentales y variables *dummy* para quienes viven en casa de los padres o de

algún familiar, estudiar en la facultad de economía, vivir fuera de Guayaquil, fumar, tener hijos, tener deudas, practicar deportes extremos y vivir en casa arrendada. A su turno, β representa el vector de parámetros para cada uno de los factores evaluados en el modelo. Finalmente, u_i es el error idiosincrático, que se asume *i.i.d.*

Para evaluar los determinantes de las preferencias sobre el tiempo, se parte de la estimación de las tasas individuales de descuento mediante la tarea 2 (MPL). El mecanismo permite asignar un rango de descuento (R_i) a cada participante, en función de sus decisiones. Por ejemplo, un participante prefiere recibir el pago más próximo (siete días) en la línea de decisión 3, y el mismo participante prefiere esperar los dos meses y siete días para recibir la opción más demorada a partir de la decisión 4 (*switch point*). En este caso, la tasa de descuento del participante (TID_i^*) debe ser mayor a 18,33% y menor a 23,87%. La relación entre las tasas de descuento y sus determinantes se plantea de la forma expresada en la ecuación (4).

$$TID_i^* = \alpha + H_i' \phi + \eta k_i + v_i, \quad v_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

Donde TID_i^* es la tasa individual de descuento latente del participante i , H_i' es el mismo conjunto de características individuales empleadas en la ecuación (3); y k_i es el indicador de riesgo de la tarea 1 (BRET). Por su parte, ϕ es el vector de parámetros para cada una de las características analizadas; η es el coeficiente del efecto marginal de una caja adicional recogida y v_i es el término de error cuya distribución se asume normal. Para estimar la ecuación (4), se emplea máxima verosimilitud en un modelo de variable dependiente censurada por intervalos R_i , es decir modelo generalizado de Tobit.

Por último, para evaluar los determinantes de las preferencias del tiempo, desde un enfoque no lineal, se adaptó el modelo de Benhabib *et al.* (2010) (tarea 3). Ello permitió que los parámetros de la función general sean una combinación lineal de las características individuales que van a analizarse (ecuaciones 5-7).

$$\theta_i(H_i') = \lambda + H_i' \rho + \psi_i \quad (5)$$

$$r_i^b(B_i') = c + B_i' \delta + \epsilon_i \quad (6)$$

$$r_i^e(B_i') = \tau + B_i' \rho + \epsilon_i \quad (7)$$

Donde θ_i y r_i^b son los parámetros de la forma funcional y la velocidad del descuento, respectivamente; r_i^e representa la tasa de descuento del modelo convencional (exponencial) y H_i' es el vector de características individuales del participante i .

En el conjunto B'_i , además de la información en H'_i , se añaden las tres medidas individuales de preferencias al riesgo. Esta distinción captura la relación entre ambas preferencias (Andreoni y Sprenger, 2012). La tasa de descuento decreciente en un modelo hiperbólico está dada en función de r_i^b y, por tanto, se incluyen los resultados de la elicitación de preferencias sobre el riesgo en la combinación lineal de este parámetro. Los parámetros λ , c , y τ reproducen la media incondicional en cada una de las expresiones.

Ambos modelos de descuento se estiman por mínimos cuadrados no lineales y se introducen directamente las características individuales de los participantes en la función de descuento (ecuación 8).

$$VP_i = VF_i \left\{ \alpha \left(1 - \left(1 - \theta_i(H'_i) \right) r_i^b(B'_i)_t \right)^{\frac{1}{1 - \theta_i(H'_i)}} - \frac{b}{VF_i} \right\} \mu_i \quad (8)$$

$$VP_i = VF_i \left\{ \alpha e^{-r_i^e(B'_i)_t} - \frac{b}{VF_i} \right\} \xi_i \quad (9)$$

Donde VP_i es el valor presente reportado en la tarea 3 (X); VF_i es el valor futuro presentado (Y) y t corresponde al tiempo de retraso. Los sesgos de valor presente y costo fijo están representados por α y b , respectivamente. Además, μ_i y ξ_i son los términos de error de cada modelo, los cuales se asumen *i.i.d.*

RESULTADOS

Preferencias sobre el riesgo

En este estudio, la mayoría de los participantes (69,87 %) presenta un comportamiento averso al riesgo (Figura 4)¹⁵. Aunque no necesariamente comparable, es informativo analizar el rango de las estimaciones entre mecanismos. La mediana del parámetro de aversión al riesgo estimada a partir del BRET, $\gamma = 0,66$, alcanza niveles comparables con resultados encontrados en algunos países de mayor desarrollo relativo, por ejemplo, Dinamarca (0,67) e India (0,84), como se muestra en la Tabla 1. Asimismo, es mayor al mostrado en las economías más desarrolladas como Estados Unidos (0,32) y Holanda (0,15, medido también mediante BRET).

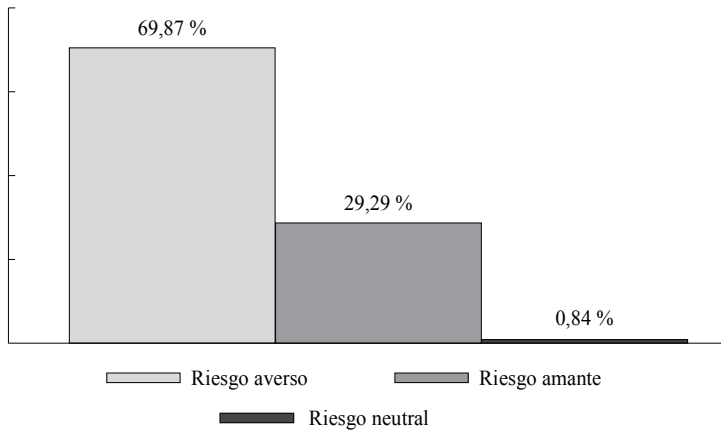
El resultado anterior favorece la idea de una relación entre el nivel promedio de estas preferencias y el grado de desarrollo económico. Sin embargo, cabe resaltar que el estudio no considera los efectos de las características culturales e institucionales de los países, fenómenos que podrían afectar los resultados. Asimismo,

¹⁵La clasificación se la realiza en función del parámetro de aversión al riesgo estimado (γ). Riesgo neutral ($\gamma = 1$), riesgo amante ($\gamma > 1$) y riesgo averso ($\gamma < 1$), de acuerdo con Crosetto y Fillippin (2013).

la muestra analizada constituye una fracción de la población de Ecuador, por tanto, la validez externa de los resultados es limitada.

Figura 4.

Aversión al riesgo (γ)



Fuente: elaboración propia.

Por su parte, las medidas autorreportadas sugieren menores niveles de aversión al riesgo. El promedio de la pregunta general (7,5/10) es superior al nivel de referencia de riesgo neutralidad (5/10). Al evaluar la disposición en seis dominios específicos (DOSPERT) los resultados muestran un promedio global de 6,13. Contrario a otros estudios, como el de Dohmen *et al.* (2011), no se encuentra evidencia de que la capacidad predictiva de los determinantes de las preferencias sea comparable entre mecanismos de elicitación (Tabla 4).

En cuanto al análisis de los determinantes de las preferencias sobre el riesgo, empleando el mecanismo experimental, se observa un perfil más averso al riesgo en mujeres, con 7,37% menos cajas recogidas (Dohmen *et al.*, 2011; Eckel y Grossman, 2008; Harrison *et al.*, 2005a) y en participantes que viven en casa de los padres o algún familiar cercano (reducción de 9,25%). Este último resultado sugiere que individuos que conviven con familiares forman un perfil de decisión distinto del de aquellos que lo hacen de manera independiente. Por un lado, estudiantes que migran de otras provincias o regiones para educarse en la ciudad son individuos con una motivación intrínseca, dados los costos y riesgos que involucra la decisión de asumir responsabilidades a temprana edad (el promedio de edad de ingreso a las universidades, 18 años, es ligeramente inferior al de la muestra, 22 años); mientras que individuos que permanecen en el confort del hogar y bajo

el cuidado de sus padres son menos propensos a asumir riesgos (Checchi, Fiorio y Leonardi, 2014).

El análisis de información autorreportada sugiere condiciones individuales distintas, relacionadas con el indicador de riesgo experimental. Incluso, los resultados no muestran una correlación significativa entre ambos métodos de elicitación de preferencias. En cuanto a la pregunta general y en dominios específicos, los participantes con un seguro médico o de vida, en promedio, reportan mayor puntaje (0,40 y 0,44 puntos adicionales en la escala Likert, respectivamente). Al ser una muestra de estudiantes universitarios, la decisión de adquisición del seguro probablemente recae en manos de sus padres —quienes disponen de ingresos para hacerlo—. Por tanto, esta evidencia favorece el argumento de la influencia de las condiciones y recursos del hogar en la formación de preferencias.

Finalmente, las diferencias de género encontradas en el mecanismo experimental son compatibles únicamente con el dominio financiero de riesgo autorreportado. Las mujeres muestran una menor disposición a asumir riesgo (aproximadamente 1 punto, Tabla 5). Comoquiera que sea, los resultados expuestos no pretenden favorecer estereotipos relacionados, por ejemplo, con el tipo de decisiones de gerentes, inversionistas, deportistas, etc. (ver Schubert, Brown, Gysler y Brachinger, 1999). En una muestra de estudiantes universitarios, es posible que la diferencia en los niveles de tolerancia al riesgo en el dominio financiero pueda explicarse por el efecto de otros factores, como el grado de exposición de las mujeres a las instituciones financieras (bancarización), o bien a factores relacionados con la interacción del hogar, como la sobreprotección paterna hacia sus hijas, etc.

Preferencias sobre el tiempo

Se analizan las preferencias sobre el tiempo en dos grupos: (1) 103 sujetos experimentales cuyas respuestas son consistentes según el mecanismo MPL, es decir, tienen un solo punto de cambio entre las alternativas de corto y largo plazo, y (2) 52 participantes adicionales (22 % de la muestra), cuyo punto de cambio se produce a partir de elegir una o múltiples veces la opción de indiferencia¹⁶. En este caso, se asigna el rango de descuento más conservador a partir del último momento antes del cambio de elección.

Las tasas de descuento estimadas dan cuenta de un nivel elevado de impaciencia (*TID* promedio = 102 %, mediana = 94 %). Las estimaciones que incluyen al segundo grupo muestran una reducción significativa en ambas medidas, 83 % y 53 %, respectivamente. La *TID* estimada en la muestra es mayor a la observada en contextos de economías más desarrolladas, aunque no directamente comparables, por ejemplo, Dinamarca, donde es 28 % (Harrison *et al.*, 2005a) y Estados Unidos, donde es 17,7 % (Coller y Williams, 1999); incluso, es mayor a la tasa

¹⁶Se excluyen 84 participantes (35 % de la muestra) que eligen con más de un punto de cambio; comportamiento que no puede ser ordenado con base en el modelo de análisis.

Tabla 4.

Determinantes de las preferencias sobre el riesgo

	Cajas recogidas (BRET)	Riesgo general	Riesgo por dominios (DOSPERT)
Edad	-1,9341	0,1832	0,0900
	(1,8334)	(0,2253)	(0,2135)
Mujer	-4,7208*	-0,1049	-0,2333
	(2,7428)	(0,3765)	(0,3298)
Ingreso del hogar	-0,0074	-0,1943	0,0647
	(0,8626)	(0,1210)	(0,0961)
Vive en casa de padres o familiar	-5,9216**	-0,0744	0,0111
	(2,4325)	(0,3055)	(0,2711)
Usa tarjeta de crédito	-1,3923	-0,2064	0,1250
	(2,7354)	(0,3599)	(0,2901)
Asegurado	0,9085	0,4026**	0,4664*
	(2,3120)	(0,2634)	(0,2466)
Deportes extremos	-1,3349	1,1054***	0,3620
	(3,3997)	(0,3174)	(0,4093)
Fuma	-4,1050	-0,1661	0,4142
	(2,4043)	(0,4058)	(0,3133)
Estatura (m)	-20,8868	0,9005	-0,3696
	(13,7731)	(1,9981)	(1,556)
Impulsividad (BIS-11)	0,0282	-0,0164	0,0361**
	(0,1073)	(0,0127)	(0,0116)
Cajas recogidas (BRET)	-	0,0086	0,0113
	-	(0,0088)	(0,0081)
Riesgo general	0,6976	-	0,3395***
	(0,5456)	-	(0,0651)
Riesgo por dominios (DOSPERT)	0,8015	0,4084***	-
	(0,6249)	(0,0795)	-
Otros controles	SÍ	SÍ	SÍ
R ²	0,2188	0,3342	0,3259
Observaciones*	210	211	211

Nota: estimación por mínimos cuadrados generalizados. Errores estándar robustos en paréntesis. Se consideran los participantes con toda la información disponible (211). Otros controles incluyen: sesión, facultad, edad, tiene deudas, vive fuera de Guayaquil, riesgo y paciencia autorreportada, juega lotería, facultad de economía. * significancia al 10%. ** significancia al 5%. *** significancia al 1%.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5.
Determinantes de las preferencias sobre el riesgo (DOSPERT)

	Conducir	Finanzas	Deportes	Laboral	Salud	Confianza
Edad	0,1414**	0,0403	-0,0513	0,0290	0,0477	0,0729
	(0,0496)	(0,0320)	(0,0529)	(0,0723)	(0,0444)	(0,0624)
Mujer	-0,8170	-0,9199*	-0,3615	-0,3778	0,0103	0,0441
	(0,4359)	(0,4650)	(0,6076)	(0,2864)	(0,5496)	(0,5228)
Vive en casa de padres o familiar	-0,3273	-0,0525	-0,1464	-0,2402	-0,1616	0,0984
	(0,4034)	(0,2253)	(0,4618)	(0,4795)	(0,5755)	(0,5893)
Usa tarjeta de crédito	0,3593	0,2377	0,0596	-0,4763	-0,2124	0,1989
	(0,6220)	(0,2656)	(0,2786)	(0,3307)	(0,9650)	(0,9608)
Asegurado	1,2505	0,7295*	0,7561	0,9038	0,4744	0,3355
	(0,6802)	(0,3676)	(0,4777)	(0,5288)	(0,6962)	(0,4963)
Deportes extremos	0,9328	1,3604**	0,3875	1,1627***	1,035	0,5351
	(0,7618)	(0,5048)	(0,7806)	(0,2407)	(0,8946)	(0,9044)
Fuma	-0,1396	0,0336	0,3147	0,4903	0,9140	0,4500
	(0,4590)	(0,5643)	(0,4198)	(0,3150)	(0,6929)	(0,8431)
Estatura (m)	3,7804	-3,3333	1,9010	-3,4898	2,2937	-3,3803
	(2,7888)	(2,2256)	(3,3110)	(2,4853)	(4,0461)	(2,0236)
Impulsividad (BIS-11)	0,0557**	0,0274*	-0,005	0,0177	0,0884**	0,0398*
	(0,0206)	(0,0128)	(0,0241)	(0,0159)	(0,0339)	(0,0177)
Otros controles	SI	SI	SI	SI	SI	SI
R ²	0,1755	0,2251	0,141	0,1477	0,1595	0,185
Observaciones*	210	210	210	210	210	210

Nota: errores estándar robustos en paréntesis. Estimación por mínimos cuadrados generalizados. Se consideran los participantes con toda la información disponible (210). Otros controles incluyen: sesión, economista, paciencia autorreportada, hijos, vive casa arrendada. * significancia al 10%. ** significancia al 5%. *** significancia al 1%.

Fuente: elaboración propia.

observada en otro país de la región, Chile, donde se reporta en 43 % (Barr y Packard, 2000), también estimada de manera experimental.

En cuanto a los determinantes de las preferencias sobre el tiempo, el análisis tradicional no muestra una relación significativa entre las tasas de descuento y los niveles de aversión al riesgo (experimental o autorreportada). Este resultado es contraintuitivo y fortalece la duda sobre si el enfoque lineal de análisis es el más adecuado para modelar la relación entre estos dos parámetros del comportamiento. Por otro lado, la condición de jugar lotería aparece como la única condición descriptiva de individuos más pacientes (relación negativa con las tasas de descuento; Tabla 6). Sin embargo, a pesar de la facilidad del análisis con base en una relación lineal, es más probable que la interrelación de los factores de comportamiento sea más compleja, por ejemplo, no lineal y, por tanto, que la inferencia se vea severamente limitada por la elección de la forma funcional.

La tercera tarea captura el descuento desde el punto de vista de los plazos y la magnitud de las recompensas. Al igual que en estudios previos (Benhabib *et al.*, 2010; Cohen *et al.*, 2016; Harrison *et al.*, 2005a), encontramos que el incremento de la magnitud, así como mayores retrasos en los periodos de pago, generan reducciones significativas en las tasas reportadas (Figura 5). Por otro lado, la dificultad en la aplicación del mecanismo produce, generalmente, un elevado grado de respuestas inconsistentes, es decir, respuestas erráticas que impiden un orden en las preferencias para la estimación de los parámetros. El porcentaje de respuestas inconsistentes en la muestra es 69 %, mientras Benhabib *et al.* (2010) encuentran un 22 %. Sin embargo, el tamaño de la muestra en nuestro estudio es casi nueve veces mayor y, en este contexto, el número de respuestas consistentes empleado en la estimación es cuatro veces mayor al estudio de Benhabib *et al.* (2010), por lo que el estudio descansa en un nivel de confianza aceptable para los resultados¹⁷. Asimismo, en el método de MPL, el 33 % de las respuestas recae en esta categoría.

Lo anterior es una limitante común en este tipo de investigaciones y puede deberse a varios factores, como distracción, fatiga o falta de comprensión de las instrucciones de la tarea. Para mayor confianza en los resultados, obtenidos a través de la muestra de observaciones con respuestas consistentes, se evaluó la capacidad explicativa de las características observables de los individuos, en ambas tareas, sobre las preferencias en el tiempo. No se encontraron resultados relevantes (Anexo 5), de modo que se reduce la sospecha de potencial sesgo de selección.

Se empleó la información recogida por el mecanismo para estimar un modelo equivalente al estimado en el mecanismo previo, el descuento exponencial. Las tasas de descuento elicitadas por el método de Benhabib *et al.* (2010) son más elevadas; la TID_i promedio es mayor a 800 % y su mediana superior a 200 %.

¹⁷Dos elementos adicionales de diseño experimental intervienen potencialmente: (1) la muestra de estudiantes del estudio original corresponde a estudiantes de una institución cuyo proceso de selección es más riguroso (NYU); (2) este estudio incluye tareas adicionales y, por tanto, un mayor nivel de cansancio o distracción potencialmente.

Tabla 6.

Determinantes de las preferencias sobre el tiempo (análisis lineal)

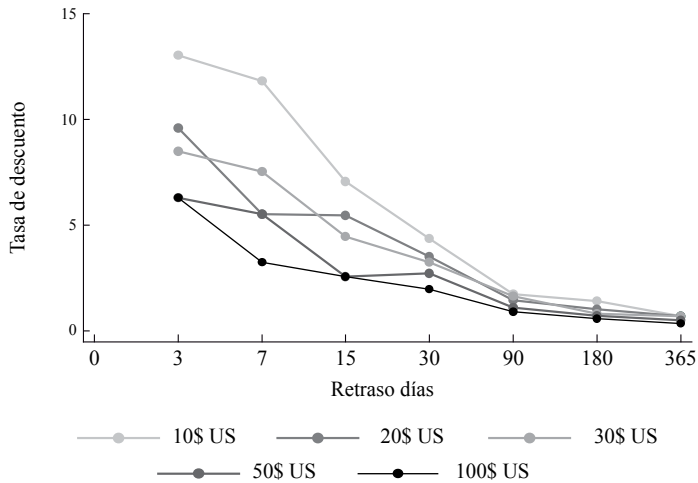
	TID (1)	TID (2)
Promedio de cajas recogidas (BRET)	-1,4196	-0,0216
	(1,0724)	(0,6843)
Edad	-48,0866	21,7026
	(58,7979)	(36,3136)
Edad ²	1,4383	-0,3709
	(1,2687)	(0,7554)
Mujer	-38,9453	-25,8462
	(29,3575)	(21,4677)
Vivir con los padres	14,3613	7,1594
	(28,6049)	(20,6700)
Tiene deudas	-29,3140	-41,5465**
	(29,3047)	(19,3626)
Asegurado	-6,1791	-0,4967
	(26,5458)	(17,1485)
Practica deportes extremos	-35,8671	10,8031
	(39,4040)	(28,1471)
Juega lotería	-42,0926*	-27,9370*
	(25,5225)	(16,9027)
Fuma	17,2681	-3,6078
	(33,2236)	(23,1591)
Estatura (m)	31,9264	39,0834
	(157,6999)	(110,1673)
Estudió en colegio particular	14,5815	25,7007
	(25,1322)	(18,3614)
Impulsividad (BIS-11)	2,0115	0,326
	(1,3754)	(0,9077)
Otros controles	SÍ	SÍ
Observaciones	88	140

Nota: errores estándar robustos en paréntesis. Estimación por máxima verosimilitud de modelo de intervalos. (1) Se emplea rangos de descuento de los participantes del grupo 1. (2) Se emplea rangos de descuento de los participantes del grupo 1 y 2. Se incluye los participantes con información completa (estatura). Otros controles incluyen: sesión, ingresos, economista, vive en casa arrendada, hijos, nivel de paciencia y medidas de riesgo autorreportadas. * significancia al 10%. ** significancia al 5%. *** significancia al 1%.

Fuente: elaboración propia.

En ambos casos, los resultados sugieren un perfil del individuo tipo impaciente y con una elevada preferencia al consumo inmediato.

Figura 5.
Efectos de magnitud y retrasos en la TID



Al analizar los resultados de los determinantes de las preferencias sobre el tiempo, en el mecanismo no lineal, en su versión exponencial, se encuentra que, tanto el sesgo de valor presente ($\alpha = 0,86$), así como los costos fijos ($b = 1,95$), generan efectos estadísticamente significativos¹⁸. La característica de jugar lotería aparece, nuevamente, como un factor relevante en el comportamiento. Sin embargo, contrario a lo observado en el análisis previo, en el enfoque no lineal la dirección de la relación es positiva (Tabla 7). Este resultado evidencia dos aspectos. Por un lado, la restricción impuesta por la especificación lineal es poco veraz, el modelo exponencial es la forma funcional natural de los modelos de utilidad intertemporal y, por tanto, las relaciones significativas son más fiables dentro de esta estructura de análisis. Por otro lado, los cambios dramáticos en la relación de los coeficientes evidencian la complejidad en la identificación de estas relaciones, sensibles a la especificación y enfoque empleado. Si bien esto es una realidad del análisis empírico de las preferencias individuales y aún constituye una amplia área de investigación, se deja constancia de estas potenciales inconsistencias, donde suponer la neutralidad de una característica puede restar credibilidad a las estimaciones.

¹⁸Estos resultados son sorpresivamente similares a los encontrados por Benhabib *et al.* (2010), quienes reportan valores de $b \approx 2$ y $\alpha \approx 1$, en promedio, para el *framing* correspondiente empleado en este análisis (Q-present).

Adicionalmente, se identifican otras seis características relacionadas con la conducta sobre el tiempo, cinco de las cuales están negativamente relacionadas: ser mujer, estatura, vivir en casa arrendada, vivir en casa de los padres y nivel de impulsividad; y una está relacionada positivamente, el promedio de autorreporte de riesgo en los seis dominios (DOSPERT). En términos del comportamiento, los resultados sugieren una mayor tendencia a tolerar el retraso en la retribución (paciencia) por parte de las mujeres y los individuos de mayor estatura. No obstante, la especificación no es suficiente para identificar efectos causales debido a potenciales confusores derivados de los roles que asumen ambos factores en su desarrollo, tanto social como cultural.

El análisis de esos fenómenos está por fuera de los objetivos de este estudio, además, la evidencia correlacional expuesta requiere de mayor profundización. Por otro lado, a diferencia de los resultados previos, en línea con los argumentos de Andreoni y Sprenger (2012), en el enfoque no lineal, el nivel de aversión al riesgo pasa a ser un factor significativo en la determinación de las tasas de descuento. Los resultados sugieren que participantes con mayor disposición a asumir riesgos reportan mayores tasas de descuento. Asimismo, se encuentra evidencia de factores relacionados con el hogar, que aportan de forma negativa en la conducta sobre el descuento; individuos caracterizados por vivir en casa de sus padres o una arrendada, en promedio, reportan menores tasas de descuento.

De manera interesante, si se flexibiliza la estructura hacia un descuento variable (hiperbólico o quasihiperbólico), donde los factores de análisis entran de manera no lineal, observamos algunas diferencias con respecto a los resultados del modelo exponencial (Tabla 7). El parámetro r^b , a diferencia de lo que sucede en el modelo exponencial (r^e), representa la velocidad de reducción del descuento en el tiempo. De manera relevante, todos los factores evaluados como significativos en el modelo exponencial son significativos también en el tipo de descuento hiperbólico y mantienen la misma dirección de la interpretación. Vale recalcar que su magnitud no coincide, puesto que su interpretación es diferente en ambos modelos.

Las diferencias de género en el comportamiento sobre el descuento muestran que las mujeres, en promedio, tienen una tasa de decrecimiento de descuento menos pronunciada. Es decir, tienden a suavizar mejor su consumo en el tiempo y algo similar puede decirse de los individuos de mayor estatura. Un factor que gana relevancia en las preferencias en el tiempo es el uso de tarjeta de crédito. A pesar de que, en términos del tipo de descuento, la especificación hecha aquí favorece la relación de esta variable con un descuento exponencial, condicional en un esquema de descuento hiperbólico, la relación con la tasa de decrecimiento del descuento es negativa. Por tanto, quienes emplean este mecanismo transaccional tienden a suavizar mejor su consumo en el tiempo.

Finalmente, con respecto a la influencia de las características individuales, en el parámetro θ del tipo de descuento, interpretamos las relaciones positivas como

características descriptivas de individuos con comportamiento más próximo al modelo de descuento hiperbólico. Por tanto, las relaciones negativas son vistas como características que favorecen la conducta del modelo exponencial tradicional. En las estimaciones, se encuentra evidencia de una relación positiva entre la edad y el tipo de descuento, es decir, los participantes de mayor edad tienden a mostrar un comportamiento consistente con el descuento hiperbólico. Sin embargo, la dinámica de ciclo de la edad (edad al cuadrado) muestra la existencia de un punto de inflexión. También se observa que la tendencia a jugar la lotería (indirectamente relacionada con el riesgo) es un predictor significativo del tipo de descuento, lo que favorece el esquema exponencial.

CONCLUSIONES

En la teoría económica, además de las preferencias sobre una canasta de bienes, el modelo canónico de análisis en la teoría de la utilidad esperada y la teoría de la utilidad intertemporal se fundamentan en supuestos específicos con respecto a dos tipos de preferencias individuales: sobre el tiempo y sobre el riesgo. Mediante la implementación de mecanismos experimentales, incentivados monetariamente, combinados con otros mecanismos de elicitación de preferencias autorreportadas, en este estudio se analizan los factores determinantes de ambas preferencias, su grado de correlación en un contexto de países en vías de desarrollo y su consistencia, flexibilizando la estructura de evaluación.

Se encontraron altos niveles de aversión al riesgo y elevado nivel de impaciencia en la muestra. Los factores relacionados con las preferencias sobre el riesgo son condicionales al mecanismo de elicitación. Los resultados no muestran correlación significativa entre ambos tipos de medida, por tanto, se concluye que cada mecanismo debe emplearse según las necesidades y el contexto de levantamiento de información.

Finalmente, se encontró evidencia relevante de la intervención de varios factores en la formación de las preferencias sobre el tiempo. Sin embargo, su identificación depende de la forma funcional de análisis seleccionada por el investigador. Empleando métodos no lineales de estimación, en particular la función exponencial y una especificación de hipérbola generalizada que anida la primera alternativa, encontramos evidencia de la relación de algunas características con la conducta sobre el descuento en el tiempo, entre ellas, el género, la estatura, jugar lotería, vivir en casa de los padres e, incluso, la medida autorreportada de riesgo. Por último, identificamos factores relevantes en la elección del tipo de descuento con el que se modela un agente: exponencial o hiperbólico.

Los resultados tienen implicaciones directas tanto en relación con los factores determinantes, como en la forma de analizar las preferencias sobre el riesgo y el tiempo. El perfilamiento de los individuos con respecto a sus parámetros determina la forma de modelación de decisiones económicas relevantes, por ejemplo:

Tabla 7.

Determinantes de las preferencias sobre el tiempo (análisis no lineal)

	Variable dependiente: VP		
	Exponencial	Benhabib <i>et al.</i> (2010)	
Sesgo presente (α)	0,8608***	0,9031***	
	-0,0202	-0,0184	
Costo fijo (b)	1,9521*	2,001***	
	-0,3054	-0,305	
Características	r^e	r^b	θ
Edad	-0,1168	0,08	17,4476*
	(0,0952)	(0,4352)	(9,7286)
Edad ²	0,0026	-0,0012**	-0,3838*
	(0,0016)	(0,01034)	(0,2001)
Mujer	-0,4015**	-2,4769***	0,2294
	(0,15467)	(0,4388)	(6,0282)
Estatura	-1,5467**	-12,3668***	8,8613
	(0,6679)	(0,4234)	(30,2985)
Vive casa arrendada	-0,6715***	-3,3961	2,8105
	(0,1511)	(2,4171)	(13,3396)
Ingresos	-0,0325	0,2277	1,4117
	(0,0475)	(0,4232)	(1,2240)
Vive en casa de padres	-0,2114*	-0,8030	2,2730
	(0,1220)	(0,6718)	(2,5074)
Juega lotería	0,3090**	0,857	-9,5493*
	(0,0954)	(0,5508)	(5,3614)
Usa tarjeta de crédito	-0,0944	-1,4315***	-15,5823**
	(0,1067)	(1,7669)	(6,5190)

(Continúa)

Tabla 7.

Determinantes de las preferencias sobre el tiempo (análisis no lineal)

	Variable dependiente: VP		
	Exponencial	Benhabib <i>et al.</i> (2010)	
Impulsividad (BIS-11)	-0,0086**	-0,0502	-0,4055
	(0,0043)	(0,0836)	(0,25113)
Promedio cajas recogidas (BRET)	0,0060	0,0418	-
	(0,0043)	(0,0449)	-
Riesgo autorreportado (general)	-0,03410	-0,3385	-
	(0,0215)	(0,2544)	-
Promedio riesgo 6 dominios	0,1025**	0,4544	-
	(0,0403)	(0,5053)	-
Otros controles	SÍ	SÍ	
R ²	0,8642	0,8860	
Observaciones ⁺	3045	3045	

Nota: errores estándar robustos en paréntesis. Otros controles incluyen: sesión, asegurado, fuma, hijos, paciencia autorreportada, colegio particular. En total, 87 participantes consistentes ($87 \times 35 = 3045$). Empleamos 0 y 1 como valores iniciales para estimar α y b, respectivamente, en el modelo de Benhabib *et al.* (2010). Se emplean 1 y 2 como valores iniciales para estimar α y b, respectivamente, en el modelo exponencial. Además, r^e representa la tasa de descuento en el modelo exponencial; mientras que r^b representa la velocidad de decrecimiento de la tasa de descuento en el modelo de Benhabib *et al.* (2010). * significancia al 10 %. ** significancia 5 %. *** significancia 1 %.

Fuente: elaboración propia.

ahorro, consumo, producción e inversión en nuevas tecnologías, entre otros. Además, presentamos evidencia que revela la limitada capacidad explicativa del enfoque tradicional lineal entre la conducta sobre el descuento y las características de los participantes. La sola flexibilización hacia una relación no lineal ofrece una mejor perspectiva de los factores característicos relacionados con las tasas de descuento. El modelo de descuento exponencial, comúnmente utilizado, es rechazado por datos experimentales, por tanto, la persistencia de su uso puede distorsionar la capacidad de comprensión de los determinantes de las preferencias sobre el tiempo.

REFERENCIAS

1. Andersen, S., Harrison, G. W., Lau, M. I., & Rutström, E. E. (2008). Eliciting risk and time preferences. *Econometrica*, *76*(3), 583-618. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2008.00848.x>
2. Andreoni, J., & Sprenger, C. (2012). Risk preferences are not time preferences. *American Economic Review*, *102*(7), 3357-3376. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.102.7.3357>
3. Barr, A., & Packard, T. (2000). *Revealed and concealed preferences in the Chilean pension system: An experimental investigation* (Economics Series Working Papers 53). <https://ideas.repec.org/p/oxf/wpaper/53.html>
4. Ben, A., William, D., Gray, A., & Dudley, J. (2014). *The Darwin Awards: Sex differences in idiotic behaviour* (BMJ 2014;349:g7094). <https://www.bmj.com/content/349/bmj.g7094>
5. Benhabib, J., Bisin, A., & Schotter, A. (2010). Present-bias, quasi-hyperbolic discounting, and fixed costs. *Games and Economic Behavior*, *69*(2), 205-223. <https://doi.org/10.1016/j.geb.2009.11.003>
6. Brañas, P., Jorrat, D., Espín, A. M., & Sánchez, A. (2020a). *Paid and hypothetical time preferences are the same: Lab, field and online evidence* (MPRA Paper 103660). <https://ideas.repec.org/p/pral/mprapa/103660.html>
7. Brañas, P., Estepa, L., Jorrat, D., Orozco, V., & Rascon, E. (2020b). *To pay or not to pay: Measuring risk preferences in lab and field* (MPRA Paper 103088). <https://ideas.repec.org/p/pral/mprapa/103088.html>
8. Camerer, C., & Hogarth, R. (1999). The effects of financial incentives in experiments. A review and capital-labor-production framework. *Journal of Risk and Uncertainty*, *19*(1-3), 7-42.
9. Charness, G., Gneezy, U., & Imas, A. (2013). Experimental methods: Eliciting risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *87*(C), 43-51.
10. Chen, D. L., Schonger, M., & Wickens, C. (2016). oTree—An open-source platform for laboratory, online, and field experiments. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *9*, 88-97. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2015.12.001>
11. Checchi, D., Fiorio, C. V., & Leonardi, M. (2014). Parents' risk aversion and children's educational attainment. *Labour Economics*, *30*, 164-175. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.04.001>
12. Cohen, J. D., Ericson, K., Laibson, D., & White, J. M. (2016). *Measuring time preferences* (NBER Working Paper 22455). <https://econpapers.repec.org/paper/nbrnberwo/22455.htm>
13. Coller, M., & Williams, M., (1999). Eliciting individual discount rates. *Experimental Economics*, *2*, 107-127 (1999). <https://doi.org/10.1023/A:1009986005690>

14. Crosetto, P., & Filippin, A. (2013). The “bomb” risk elicitation task. *Journal of Risk and Uncertainty*, 47(1), 31-65.
15. Dave, C., Eckel, C. C., Johnson, C. A., & Rojas, C. (2010). Eliciting risk preferences: When is simple better? *Journal of Risk and Uncertainty*, 41(3), 219-243. <https://doi.org/10.1007/s11166-010-9103-z>
16. Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. (2005). *Individual risk attitudes. New evidence from a large, representative, experimentally validated survey* (IZA Discussion Paper 1730). <https://econpapers.repec.org/paper/izaizadps/dp1730.htm>
17. Dohmen, T., Huffman, D., Schupp, J., Falk, A., Sunde, U., & Wagner, G. G. (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioural consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522-550.
18. Eckel, C. C., & Grossman, P. J. (2008). *Men, women and risk aversion: Experimental evidence* (SSRN Scholarly Paper 1883693). <https://papers.ssrn.com/abstract=1883693>
19. Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Huffman, D., & Sunde, U., (2016). *The preference survey module: A validated instrument for measuring risk, time, and social preferences* (IZA Discussion Paper 9674). <https://www.iza.org/publications/dp/9674/the-preference-survey-module-a-validated-instrument-for-measuring-risk-time-and-social-preferences>
20. Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Enke, B., Huffman, D., & Sunde, U., (2018). Global evidence on economic preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(4), 1645-1692.
21. Greiner, B., (2015). Subject pool recruitment procedures: Organizing experiments with ORSEE. *Journal of the Economic Science Association*, 1, 114-125. <https://doi.org/10.1007/s40881-015-0004-4>
22. Harrison, G. W., Lau, M., Rutström, E. E., & Sullivan, M. B. (2005a). Eliciting Risk and Time preferences using field experiments: Some methodological issues. *Research in Experimental Economics*, 10, 125-218.
23. Harrison, G., Humphrey, S., & Verschoor, A. (2005b). *Choice under uncertainty in developing countries* (Discussion Papers 2005-18). The Centre for Decision Research and Experimental Economics. <https://ideas.repec.org/p/cdx/dpaper/2005-18.html>
24. Haushofer, J., & Fehr, E. (2014). On the psychology of poverty. *Science*, 344(6186), 862-867. <https://doi.org/10.1126/science.1232491>
25. Holcomb, J. H., & Nelson, P. S. (1992). Another experimental look at individual time preference. *Rationality and Society*, 4(2), 199-220. <https://doi.org/10.1177/1043463192004002006>
26. Holt, C., & Laury, S. (2002). Risk aversion and incentive effects. *The American Economic Review*, 92(5), 1644-1655.

27. Holzmeister, F., & Pfurtscheller, A. (2016). oTree: The “bomb” risk elicitation task. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 10, 105-108.
28. Johnson, J., & Powell, P. (1994). Decision making, risk and gender: Are managers different? *British Journal of Management*, 5, 123-138.
29. Kanbuir, R., & Lyn, S., (2001). Gender differences in perception of risk associated with alcohol and drug use among college students. *Women Health*, 20, 87-97.
30. Knack, S., & Keefer, P. (1997). Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. *The Quarterly Journal of Economics* 112(4), 1251-1288.
31. Kremer, M., Rao, V., & Schilbach, F. (2019). Behavioral development economics. En D. Bernheim, S. DellaVigna & D. Laibson (eds.), *Handbook of Behavioral Economics* (vol. 2, pp. 345-458). Oxford: North Holland - Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hesbe.2018.12.002>
32. Liu, E. (2012). Time to change what to sow. Risk preferences and technology adoption decisions of cotton farmers in China. *The Review of Economics and Statistics*, 95, 1386-1403.
33. Loewenstein, G., & Prelec, D., (1992). Anomalies in intertemporal choice: Evidence and interpretation. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 573-597. <https://www.jstor.org/stable/2118482?seq=1>
34. Manzini, P., & Mariotti, M. (2007). *Choice over time* (IZA Discussion Paper 2993). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1012547
35. Mazur, J. (1987). An adjusting procedure for studying delayed reinforcement. En J. Mazur, J. Nevin & H. Rachlin (eds.), *Quantitative analyses of behavior: The effect of delay and of intervening events on reinforcement value* (vol. 5, pp. 55-73). Hillsdal: Erlbaum.
36. Mullainathan, S., & Eldar S. (2013.) *Scarcity: Why having too little means so much*. Nueva York: Henry Holt & Company.
37. Schilbach, F., Schofield, H., & Mullainathan S., (2016). Psychological lives of the poor. *American Economic Review*, 106(5), 435-440.
38. Schubert, R., Brown, M., Gysler, M., & Brachinger, H. W. (1999). Financial decision-making: Are women really more risk-averse? *The American Economic Review*, 89(2), 381-385.
39. Sunde, U., Dohmen, T., Enke, B., Falk, A., & Huffman, D. (2018). *Patience and comparative development* (Technical Report, Working Paper). <https://www.iame.uni-bonn.de/people/thomas-dohmen/patience-and-comparative-development-paper>
40. Tabellini, G., (2010). Culture and institutions: Economic development in the regions of Europe. *Journal of the European Economic Association* 8(4), 677-716.

41. Tanaka, T., Camerer, C. F., & Nguyen, Q. (2010). Risk and time preferences: Linking experimental and household survey data from Vietnam. *American Economic Review*, 100(1), 557-571.
42. Thaler, R. (1981). Some empirical evidence on dynamic inconsistency. *Economics Letters*, 8(3), 201-207. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(81\)90067-7](https://doi.org/10.1016/0165-1765(81)90067-7)

ANEXOS

Anexo 1.

Instrucciones

¡Bienvenido!

Gracias por participar en este experimento. La sesión completa tiene una duración aproximada de **una hora**.

El estudio es financiado por fondos de investigación de proyectos del CIEC y la FCSH y tiene por objetivo estudiar los mecanismos de toma de decisiones individuales. Su participación en este experimento es voluntaria y esperamos que encuentre interesante participar en él.

Usted recibirá un pago fijo de **USD 4,00** por completar la sesión, además tendrá la oportunidad de ganar una suma interesante de dinero adicional que **dependerá tanto de las decisiones que tome en las tareas propuestas, como de la suerte.**

Las instrucciones son sencillas y usted se beneficiará considerablemente siguiéndolas. Por favor, léalas detenidamente antes de iniciar.

Las tareas no están diseñadas para evaluarlo. Al contrario, queremos conocer qué decisiones tomaría en las situaciones propuestas. No hay respuestas correctas o incorrectas. **La única respuesta correcta es la que usted tomaría según sus verdaderas preferencias.**

El experimento consta de 4 secciones, 3 tareas de decisión y una sección de cuestionarios. Las instrucciones se detallan en cada sección oportunamente:

Las Tareas 1, 2 y 3 consisten en problemas de decisión. **Usted deberá seleccionar las alternativas de su preferencia.**

La cuarta sección consiste en algunas preguntas acerca de usted.

La información obtenida es de carácter confidencial, será vinculada a **registros institucionales que serán utilizados exclusivamente con fines investigativos y únicamente tendrán acceso a ella el equipo de investigadores.**

Al concluir el experimento le pediremos que **espere hasta ser llamado**, uno a la vez, para recibir su pago correspondiente de manera privada. Una vez recibido su pago puede retirarse.

Está prohibido hablar o comunicarse con otros participantes durante la sesión. Tampoco se permite el uso de dispositivos móviles. En caso de violar alguna de estas normas, le pediremos que abandone la sesión y no recibirá pago alguno.

Por favor, ingrese su número de matrícula. Al hacerlo usted declara estar de acuerdo con las instrucciones recibidas:

En este momento, **si tiene alguna pregunta, por favor levante la mano** y el asistente del experimento se acercará para responderla.

Si no tiene preguntas, por favor dé clic en **Siguiente** para continuar.

A.1) Sección 1

A continuación, en la pantalla aparecerá una matriz 8x8 que contiene **64 cajas**.

Tan pronto como inicie la tarea, dando clic en el botón “inicio”, una caja se recopilará cada segundo y medio de manera aleatoria. Una vez recopiladas, cada caja marcada con un símbolo de **“visto”** [✓] le otorga un valor de US\$ 0,10 (diez centavos).

Detrás de una de las 64 cajas se esconde UNA BOMBA que destruye todo lo que se ha recogido. Las 63 cajas restantes ganan US\$ 0,10 cada una, usted no sabe dónde está la bomba, sólo sabe que puede estar en cualquier lugar con la misma probabilidad (1/64).

Su tarea es elegir cuándo detener el proceso de recolección de cajas. Usted lo hará dando clic en **“Parar”** en cualquier momento. **Si usted recoge la caja en donde se encuentra la bomba**, la bomba explotará y usted ganará cero dólares. Si se detiene antes de recoger la bomba, usted ganará la cantidad acumulada hasta ese momento.

Luego de que usted dé clic en **“Parar”**, se habilitará el botón **“Mostrar”** que le permitirá observar el contenido de las cajas recolectadas.

Usted realizará tres rondas de esta tarea.

Pago de la tarea:

Se elegirá de forma aleatoria una de las tres rondas.

El pago, resultado de la ronda elegida, se sumará automáticamente al monto total que usted recibirá al finalizar la sesión.

Si no tiene preguntas, por favor dé clic en **Siguiente** para continuar.

A.2) Sección 2

Esta tarea consiste en 15 decisiones que usted debe tomar, en cada una de estas, deberá elegir (**dar clic**), **según sus preferencias**, una de dos posibles alternativas de pago: **A**, que se pagaría después de X días a partir de hoy; o **B**, que se pagaría después de t días a partir de hoy. En caso de ser **indiferente** entre estas dos opciones de pago, usted puede seleccionar **I**. **Note que $t > 0$** , por lo tanto, el tiempo (X) < tiempo ($X + t$).

Pago de la tarea

Esta tarea **se pagará solamente a UNO de los participantes de la sesión**, el mismo que será elegido de forma aleatoria por el programa. En otras palabras, tanto usted como los demás individuos dentro de este salón tienen la misma probabilidad de ser elegidos para recibir este pago.

En caso de ser seleccionado para el pago, el programa elegirá aleatoriamente una de sus 15 decisiones, de tal forma que **cada decisión que usted tome tendrá la misma probabilidad (1/15) de ser elegida para el pago.**

El pago de la decisión seleccionada se realizará de acuerdo con las condiciones y el tiempo descritos en la tarea. **Este Pago se realizará en la fecha correspondiente de decisión mediante transferencia bancaria directa a la cuenta indicada por el ganador al finalizar la sesión.** Para garantizar el cumplimiento del pago en el periodo correspondiente, se entregará un certificado (orden de pago) firmado por el director del Proyecto, en donde constan: la fecha, el monto y términos de pago respectivos.

Ejemplo 1:	Ejemplo 2:
Si usted es elegido ganador dentro del sorteo. Suponga que la decisión seleccionada aleatoriamente es la número 10, en esta usted seleccionó la opción B, y, por lo tanto, recibirá un pago de US\$ 93,20 (noventa y tres dólares con veinte centavos) dentro del plazo indicado a partir de hoy. Como garantía de que el pago se realizará en la fecha y el monto correspondientes, recibirá un certificado (orden de pago) junto con el pago de las demás tareas de la sesión.	Si usted es elegido ganador dentro del sorteo. Suponga que la decisión seleccionada aleatoriamente es la número 3 y en esta usted prefiere ser indiferente (I) entre las dos opciones A y B. Por lo tanto, el programa elige, de forma aleatoria, una de las dos alternativas. Supongamos que el resultado fue la opción A. En este caso, usted recibirá un pago de US\$ 85,00 (ochenta y cinco dólares) dentro del plazo indicado. Como garantía de que el pago se realizará en la fecha y el monto correspondientes, recibirá un certificado (orden de pago) junto con el pago de las demás tareas de la sesión.

En este momento, si tiene alguna pregunta, por favor **levante la mano** y el asistente del experimento se acercará para responderla.

Si no tiene preguntas, por favor aplaste **Siguiente** para continuar.

A.3) Sección 3

Esta tarea se compone de 5 preguntas, cada una de estas, contiene 7 variaciones temporales, en total usted tendrá que indicar 35 respuestas según sus preferencias.

En cada una, usted deberá indicar un valor o monto monetario \$ X que estaría dispuesto a recibir el día de HOY, con el fin de renunciar a recibir una cantidad \$ Y en un periodo futuro.

Pago de la tarea:

Esta tarea se pagará solamente a UNO de los participantes de la sesión, el mismo que será elegido de forma aleatoria por el programa. En otras palabras, tanto usted como los demás individuos dentro de este salón tienen la misma probabilidad de ser elegidos para recibir este pago.

El programa seleccionará aleatoriamente una de las 35 respuestas, **de tal forma que cada decisión que usted tome tendrá la misma probabilidad (1/35) de ser elegida para el pago.**

Se elegirá un número aleatorio (Z) entre 0 y la cantidad futura que indique la decisión (es decir, $0 \leq Z \leq Y$). Si el número Z **es mayor o igual** al valor que usted indicó estaría dispuesto a recibir el día de hoy (si $Z \geq X$), entonces, usted recibirá el valor de US\$ X el día de Hoy, el mismo que se añadirá automáticamente a su pago final. Si el número Z es **menor** al valor que usted indicó estaría dispuesto a recibir el día de hoy (si $Z < X$), entonces, usted recibirá el valor de US\$ Y en el plazo establecido en la decisión. **Este pago se realizará en la fecha correspondiente de la decisión mediante transferencia bancaria directa a la cuenta indicada por el ganador al finalizar la sesión.** Para garantizar el cumplimiento del pago en el periodo correspondiente, se entregará un certificado (orden de pago) firmado por el director del Proyecto, en donde constan: la fecha, el monto y los términos de pago respectivos.

Ejemplo:

Suponga que usted es elegido ganador dentro del sorteo y que la decisión seleccionada aleatoriamente es la número 12; en esta usted indicó que estaría dispuesto a recibir US\$ 9,50 (nueve dólares con cincuenta centavos) en lugar de recibir US\$ 20,00 (veinte dólares) dentro de 3 meses. Ahora, suponiendo que el número aleatoria Z (en este caso, entre 0 y 20) resultó ser 15 ($Z = 15$). Como Z es mayor a X (monto que usted indicó), entonces recibirá US\$ 9,50 (nueve dólares con cincuenta centavos) el día de Hoy, que se sumarán automáticamente a su pago total. Por el contrario, si Z es menor que X , por ejemplo, $Z = 7$, entonces usted recibirá US\$ 20,00 mediante transferencia bancaria dentro de 3 meses. Como garantía del pago a realizarse, usted recibirá un certificado (orden de pago) con la descripción del resultado junto con el pago de las demás tareas de la sesión.

En este momento, si tiene alguna pregunta, por favor **levante la mano** y el asistente del experimento se acercará para responderla.

Si no tiene preguntas, por favor aplaste **SIGUIENTE** para continuar.

Anexo 2.

Cuestionarios de disposición al riesgo

1. ¿Cómo se ve a usted mismo?

¿Es usted generalmente una persona que está completamente preparada a tomar riesgos o trata de evitar tomar riesgos?

Por favor, marque solo una opción en la siguiente escala, en donde:

el valor de uno (1) significa: “No, para nada. Yo no estoy dispuesto a tomar riesgos”,

y el valor de diez (10) significa: “Sí, estoy completamente dispuesto a tomar riesgos”.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
---	---	---	---	---	---	---	---	---	----

2. La gente puede comportarse de maneras distintas en diferentes situaciones.

¿Cómo calificaría su disposición a tomar riesgos en las siguientes áreas?

Por favor, marque solo una opción en la siguiente escala, en donde:

el valor de uno (1) significa: “No, para nada. Yo no estoy dispuesto a tomar riesgos”,

y el valor de diez (10) significa: “Estoy completamente dispuesto a tomar riesgos”.

¿Mientras manejo?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
¿En asuntos financieros?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
¿En deportes y entretenimiento?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
¿En su ocupación laboral?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
¿Con su salud?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
¿Su confianza en las demás personas?	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

Anexo 3.

Cuestionario de impulsividad de Barrat (BIS-11)

Las personas son diferentes en cuanto a la forma en que se comportan y piensan en distintas situaciones. Esta es una prueba para medir algunas de las formas en que usted actúa y piensa. No se detenga demasiado tiempo en ninguna de las oraciones. Responda rápida y honestamente. Marque con una (X) el número correspondiente a la frecuencia con las que usted realiza las siguientes actividades:

Raramente o nunca	Ocasionalmente	A menudo	Siempre o casi siempre
1	2	3	4

	Actividades	1	2	3	4
1	Planifico mis tareas con cuidado				
2	Hago las cosas sin pensarlas				
3	Casi nunca me tomo las cosas a pecho. (No me perturbo con facilidad)				
4	Mis pensamientos pueden tener gran velocidad. (Tengo pensamientos que van muy rápido en mi mente)				
5	Planifico mis viajes con antelación				
6	Soy una persona con autocontrol				
7	Me concentro con facilidad. (Se me hace fácil concentrarme)				
8	Ahorro con regularidad				
9	Se me hace difícil estar quieto por largos periodos de tiempo				
10	Pienso las cosas cuidadosamente				
11	Planifico para tener un trabajo fijo. (Me esfuerzo por asegurar que tendré dinero para pagar por mis gastos)				
12	Digo las cosas sin pensarlas				
13	Me gusta pensar sobre problemas complicados				
14	Cambio de trabajo frecuentemente. (No me quedo en el trabajo por largos periodos de tiempo)				
15	Actúo impulsivamente				
16	Me aburro con facilidad tratando de resolver problemas en mi mente				
17	Visito al médico y al dentista con regularidad				
18	Hago las cosas en el momento que se me ocurren				
19	Soy una persona que piensa sin distraerse. (Puedo enfocar mi mente en una sola cosa por mucho tiempo)				
20	Cambio de vivienda a menudo				
21	Compro cosas impulsivamente				
22	Yo termino lo que empiezo				
23	Camino y me muevo con rapidez				
24	Resuelvo los problemas experimentando. (Resuelvo los problemas tratando una posible solución y viendo si funciona)				
25	Gasto en efectivo o en crédito más de los que gano				
26	Hablo rápido				
27	Tengo pensamientos extraños cuando estoy pensando				
28	Me interesa más el presente que el futuro				
29	Me siento inquieto en clases o charlas				
30	Planifico para el futuro				

Anexo 4.

Cuestionario de información demográfica

1. ¿Cuál es su edad? _____ años

2. ¿Cuál es su género?
 - a) Masculino
 - b) Femenino

3. ¿Dónde vive?
 - a) Centro de Guayaquil
 - b) Sur de Guayaquil
 - c) Norte de Guayaquil
 - d) Fuera de Guayaquil
 - e) Otro

4. ¿En qué tipo de residencia vive?
 - a) Casa propia (padres)
 - b) Departamento propio (padres)
 - c) Arrienda casa
 - d) Arrienda departamento
 - e) Casa familiar
 - f) Renta cuarto
 - g) Otro

5. ¿Cuál ha sido su principal ocupación durante los últimos 12 meses? [La principal ocupación se define como el tipo de ocupación donde se gasta la mayor parte de su tiempo]
 - a) Estudiar
 - b) Trabajar

6. Aproximadamente, ¿cuánto es el ingreso familiar en su hogar?
 - a) Menos de US\$ 364

- b) Entre US\$ 365 y US\$ 600
- c) Entre US\$ 601 y US\$ 1000
- d) Entre US\$ 1001 y US\$ 1600
- e) Más de US\$ 1600.

7. ¿Usted ha adquirido algún producto o servicio a crédito por el cual esté actualmente pagando su valor?

- a) Sí
- b) No

8. ¿Tiene y usa usted tarjeta de crédito?

- a) Sí
- b) No

9. ¿Tiene usted hijos/as?

- a) Sí
- b) No

10. ¿Quién considera usted es el principal encargado de las decisiones de gasto del hogar?

- a) Usted
- b) Padre
- c) Madre
- d) Otro

11. ¿Tiene usted seguro médico privado?

- a) Sí
- b) No

12. ¿Tiene usted seguro de vida?

- a) Sí
- b) No

13. ¿Asiste con frecuencia a chequeos médicos de rutina, o a medicina preventiva?

- a) Sí
- b) No

14. ¿Practica usted deportes extremos o deportes de aventura (ej., motociclismo, bicicleta de montaña, andinismo, etc.)?

- a) Sí
- b) No

15. ¿Tiene o realiza usted inversiones financieras (ej., pólizas de acumulación, certificados de depósito, acciones en la bolsa de valores, bonos, etc.) en cualquier institución o banco?

- a) Sí
- b) No

16. ¿En el último año jugó o compró usted la lotería (cualquier marca de lotería)?

- a) Sí
- b) No

17. ¿Fuma usted cigarrillo?

- a) Sí
- b) No

18. En una escala del 1 al 5 donde: 1 es nada paciente y 5 es muy paciente, usted es:

1	2	3	4	5
---	---	---	---	---

19. ¿En qué clase de colegio usted se graduó?

- a) Fiscal
- b) Particular

20. ¿En qué facultad estudia?

- a) FCNM
- b) FCSH

- c) FICT
- d) FIEC
- e) FIMCP
- f) FIMCBOR
- g) EDCOM
- h) FCV

21. Aproximadamente, ¿cuánto es su estatura (en metros)? (es posible incluir decimales)

_____ (m)

Anexo 5.

Tabla de resultados: análisis de consistencia en tareas de tiempo

	Tarea 2: MPL		Tarea 3: Montos y plazos variables	
	Variable dependiente: Dummy de respuesta consistente			
	Probit	Logit	Probit	Logit
Edad	0,0406	0,0408	-0,1131	-0,1120
	(0,1816)	(0,0766)	(0,0708)	(0,0729)
Ingresos	0,0260	0,0273	0,0533	0,0542
	(0,0863)	(0,0347)	(0,0345)	(0,0366)
Mujer	-0,0985	-0,0997	0,1572	0,1490
	(0,2746)	(0,1103)	(0,1056)	(0,1091)
Fuma	-0,1011	-0,1029	0,0580	0,0608
	(0,3018)	(0,1252)	(0,1114)	(0,1126)
Impulsividad	-0,0053	-0,0055	-0,0017	-0,0019
	(0,0109)	(0,004)	(0,0043)	(0,0045)
Cajas recogidas BRET	0,0057*	0,0058*	-0,0011	-0,0010
	(0,0077)	(0,0032)	(0,0029)	(0,0030)
Riesgo	0,0036	0,0038	-0,0302	-0,0312
	(0,0591)	(0,0239)	(0,0223)	(0,0227)

(Continúa)

	Tarea 2: MPL		Tarea 3: Montos y plazos variables	
	Variable dependiente: Dummy de respuesta consistente			
	Probit	Logit	Probit	Logit
Riesgo-Dospert	-0,0471*	-0,0474	0,0279	0,0276
	(0,0257)	(0,0268)	(0,0249)	(0,0253)
Otros controles	Sí	Sí	Sí	Sí
Pseudo R2	0,0948	0,0944	0,0885	0,0875
N	202	202	208	208

Nota. Se presentan los coeficientes del efecto marginal sobre el valor medio de cada variable. Errores estándar robustos en paréntesis. Estimación por máxima verosimilitud. Se emplean observaciones con información completa en ambos casos. En la tarea 2, se emplea como identificador al grupo de los 103 participantes que responden de manera consistente (un solo cambio). Cuando se agrega el grupo 2, el efecto de la medida experimental de riesgo sigue siendo relevante. En la tarea 3, 87 participantes corresponden al grupo de respuestas consistentes.

*Significancia al 10%. **Significancia al 5%. ***Significancia al 1%.

Anexo 6.

Estimación de γ para el BRET, asumiendo $CRRA = k'$

k	γ	k	γ	k	γ
1	$0 \leq \gamma \leq 0,023$	21	$0,475 \leq \gamma \leq 0,509$	41	$1,725 \leq \gamma \leq 1,845$
2	$0,024 \leq \gamma \leq 0,040$	22	$0,510 \leq \gamma \leq 0,545$	42	$1,846 \leq \gamma \leq 1,977$
3	$0,041 \leq \gamma \leq 0,058$	23	$0,546 \leq \gamma \leq 0,584$	43	$1,978 \leq \gamma \leq 2,122$
4	$0,059 \leq \gamma \leq 0,075$	24	$0,585 \leq \gamma \leq 0,620$	44	$2,123 \leq \gamma \leq 2,282$
5	$0,076 \leq \gamma \leq 0,094$	25	$0,621 \leq \gamma \leq 0,662$	45	$2,283 \leq \gamma \leq 2,460$
6	$0,095 \leq \gamma \leq 0,113$	26	$0,663 \leq \gamma \leq 0,706$	46	$2,461 \leq \gamma \leq 2,658$
7	$0,114 \leq \gamma \leq 0,133$	27	$0,707 \leq \gamma \leq 0,752$	47	$2,659 \leq \gamma \leq 2,880$
8	$0,134 \leq \gamma \leq 0,147$	28	$0,753 \leq \gamma \leq 0,801$	48	$2,881 \leq \gamma \leq 3,130$
9	$0,148 \leq \gamma \leq 0,175$	29	$0,802 \leq \gamma \leq 0,853$	49	$3,131 \leq \gamma \leq 3,415$
10	$0,176 \leq \gamma \leq 0,194$	30	$0,854 \leq \gamma \leq 0,910$	50	$3,416 \leq \gamma \leq 3,742$
11	$0,195 \leq \gamma \leq 0,215$	31	$0,911 \leq \gamma \leq 0,969$	51	$3,743 \leq \gamma \leq 4,122$
12	$0,216 \leq \gamma \leq 0,239$	32	$0,970 \leq \gamma \leq 1,032$	52	$4,123 \leq \gamma \leq 4,568$
13	$0,240 \leq \gamma \leq 0,265$	33	$1,033 \leq \gamma \leq 1,098$	53	$4,569 \leq \gamma \leq 5,099$
14	$0,266 \leq \gamma \leq 0,295$	34	$1,099 \leq \gamma \leq 1,169$	54	$5,100 \leq \gamma \leq 5,742$
15	$0,296 \leq \gamma \leq 0,321$	35	$1,170 \leq \gamma \leq 1,246$	55	$5,743 \leq \gamma \leq 6,537$
16	$0,322 \leq \gamma \leq 0,349$	36	$1,247 \leq \gamma \leq 1,327$	56	$6,538 \leq \gamma \leq 7,544$
17	$0,350 \leq \gamma \leq 0,378$	37	$1,328 \leq \gamma \leq 1,415$	57	$7,545 \leq \gamma \leq 8,863$
18	$0,379 \leq \gamma \leq 0,409$	38	$1,416 \leq \gamma \leq 1,510$	58	$8,864 \leq \gamma \leq 10,538$
19	$0,410 \leq \gamma \leq 0,441$	39	$1,511 \leq \gamma \leq 1,612$	59	$10,539 \leq \gamma \leq 13,277$
20	$0,442 \leq \gamma \leq 0,474$	40	$1,613 \leq \gamma \leq 1,724$	60	$13,278 \leq \gamma \leq 17,404$
				61	$17,405 \leq \gamma \leq 24,936$
				62	$24,937 \leq \gamma \leq 43,321$
				63	$43,322 \leq \gamma \leq 66,143$

FUNDAMENTALES MACROECONÓMICOS DEL TIPO DE CAMBIO. EVIDENCIA DE COINTEGRACIÓN

Horacio Catalán Alonso

Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Usando el procedimiento de cointegración autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), este artículo investiga la relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal de México y Estados Unidos (pesos por dólar), con respecto a sus fundamentales monetarios (diferenciales en agregados monetarios, ingreso y tasas de interés). Para ello, se incorpora el diferencial en la relación entre precios de bienes no transables a transables y se utilizan datos trimestrales para el periodo 1994q1-2018q4. La estimación de los coeficientes de cointegración es consistente con la hipótesis del modelo monetario del tipo de cambio. Los resultados muestran que, a largo plazo, existe un efecto Balassa-Samuelson.

Palabras clave: ARDL; cointegración; modelo monetario; tipo de cambio.

JEL: C20, F31, E44.

H. Catalán Alonso
Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México.
Correo electrónico: catalanh@unam.mx

Sugerencia de citación: Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.82607>

Este artículo fue recibido el 2 de octubre de 2019, ajustado el 17 de febrero de 2020, y su publicación aprobada el 28 de febrero de 2020.

Catalán Alonso, H. (2021). Macroeconomic fundamentals of the exchange rate. Evidence of cointegration. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Using the autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique, this paper examines the long-run validity of the monetary exchange rate model between the Mexican peso - USD exchange rate and its traditional monetary fundamentals (money supply, output, and interest rate differentials), incorporating the differential in the relative price of nontraded to traded goods, using quarterly data for the period 1994q1-2018q4. The estimated cointegrating coefficients were theoretically consistent with the monetary model, this evidence strongly supports the long-term monetary exchange rate model, and the results show that in the long term there is a Balassa-Samuelson effect.

Keywords: ARDL; cointegration; exchange rate; monetary model.

JEL: C20, F31, E44.

Catalán Alonso, H. (2021). Fundamentos macroeconômicos da taxa de câmbio. Evidência de cointegração. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 557-582.

Utilizando o procedimento de cointegração autorregressiva com defasagens distribuídas (ARDL), este artigo investiga a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal do México e dos Estados Unidos (pesos por dólar), no que diz respeito aos seus fundamentos monetários (diferenciais de agregados monetários, renda e taxas de juros). Para tal, incorpora-se o diferencial na relação entre os preços dos bens não comercializáveis e comercializáveis e utilizam-se os dados trimestrais do período 1994q1-2018q4. A estimação dos coeficientes de cointegração é consistente com a hipótese do modelo monetário da taxa de câmbio. Os resultados mostram que, em longo prazo, existe um efeito Balassa-Samuelson.

Palavras-chave: ARDL; cointegração; modelo monetário; taxa de câmbio.

JEL: C20, F31, E44.

INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio nominal es uno de los principales precios relativos de la economía, no solo por sus efectos y relaciones con otras variables macroeconómicas, sino también porque es una variable relevante en la toma de decisiones de los agentes y un indicador de riesgo en los planes de inversión. Por ello, existe gran interés académico por identificar los principales determinantes del tipo de cambio nominal, en el largo plazo. Sin embargo, a pesar de que se ha desarrollado un amplio número de modelos teóricos y empíricos sobre los determinantes de largo plazo del tipo de cambio, no existe consenso acerca del modelo más adecuado o con las mejores propiedades y, de igual forma, en la mayoría de los casos, estos modelos presentan una menor capacidad de pronóstico, en comparación con un modelo de caminata aleatoria (Meese y Rogoff, 1983; Rossi, 2013).

Una de las principales vertientes teóricas que explica el comportamiento del tipo de cambio nominal a largo plazo se basa en un enfoque monetario, donde esta variable se define como el precio de un activo, el cual es igual al precio relativo de dos monedas (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Los movimientos en el tipo de cambio no pueden ser explicados a partir del análisis convencional de oferta y demanda de un bien, toda vez que influye la percepción de los agentes sobre el valor de cada una de las monedas. Es decir, depende de la cantidad de cada moneda que los agentes desean mantener. En este sentido, los determinantes del tipo de cambio pueden analizarse partiendo de la oferta y la demanda de dinero en cada país.

Asumiendo el cumplimiento de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP), se afirma que el tipo de cambio nominal está determinado por los diferenciales de agregados monetarios, de ingresos y tasas de interés (Bilson, 1978; Frenkel, 1976; Frankel, 1979). La evidencia empírica reciente sobre el modelo monetario del tipo de cambio es mixta, y algunos trabajos apoyan la relación de largo plazo del tipo de cambio y sus fundamentos monetarios (Adawo y Effiong, 2013; Bitzenis y Marangos, 2007; de Bruyn, Gupta y Stander, 2013; Uz y Ketenci, 2010; Zhang, 2014).

Sin embargo, otras investigaciones rechazan la presencia de cointegración, como es el caso de Cushman (2000) con información para el tipo de cambio entre Canadá y Estados Unidos. Cheung, Chinn y García (2005), en un análisis con seis países, muestran evidencia en contra del modelo monetario, así como en el trabajo de Rapach y Wohar (2004), que aplican estimaciones con datos panel para dieciséis países. Un resultado similar se presenta en la investigación de Groen (2000), que también utiliza datos panel para catorce países. En tanto que, utilizando una muestra de seis países, Frenkel y Koske (2004) encuentran evidencia mixta entre cointegración y no cointegración.

Algunos de los argumentos para justificar el rechazo de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales implican que la hipótesis de PPP no se cumple en

todo momento y, siendo un supuesto importante en el modelo, puede afectar los resultados de las estimaciones (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Por otra parte, en un enfoque diferente al de la teoría cuantitativa del dinero, se argumenta que el rechazo de la hipótesis de PPP se explica considerando que los flujos de dinero no modifican los niveles de precios, sino solo la tasa de interés. Se afirma también que la trayectoria del tipo de cambio real responde a diferenciales entre el país doméstico y el externo de costos laborales, así como a la relación de precios de las exportaciones a precios internos, es decir responden a la competitividad y la productividad más que a la demanda de dinero (Martínez, 2010).

En este sentido, se han propuesto diversas modificaciones al modelo monetario, a fin de incluir otras variables que permitan obtener mejores resultados (MacDonald, 2007). Una de estas contribuciones, se apoya en la idea de incorporar factores reales en el modelo, como el efecto Balassa-Samuelson, asumiendo que la hipótesis de PPP solo se cumple para los bienes transables. De esta forma, se modifica la ecuación de largo plazo, incluyendo el diferencial de precios relativos transables y no transables (Clements y Frenkel, 1980; Crespo, Fidrmuc y MacDonald, 2005).

Así, el objetivo del presente estudio es probar la existencia de cointegración entre los fundamentales monetarios (diferenciales de agregados monetarios, ingresos y tasas de interés), adicionando el diferencial de precios relativos entre bienes transables y no transables, para el caso del tipo de cambio nominal entre México y Estados Unidos, en el periodo de 1994q1-2018q4. Por otra parte, el procedimiento de Johansen (1988) es ampliamente utilizado en investigaciones empíricas que buscan probar cointegración en las variables del modelo monetario del tipo de cambio. Sin embargo, aquí se aplica el procedimiento autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (2001), que tiene algunas ventajas sobre otros procedimientos. Entre esas ventajas, se tiene, primero, el hecho de que el proceso de estimación puede aplicarse independientemente de si las variables son estacionarias en niveles o en primeras diferencias y, segundo, que pueden incluirse variables binarias de cambio estructural sin afectar los valores críticos del estadístico F de cointegración (Pesaran *et al.*, 2001).

El procedimiento ARDL se ha aplicado en trabajos recientes que prueban la especificación del modelo monetario para el tipo de cambio nominal (Bahmani, Honsy y Kishor, 2015; Salim y Shi, 2019; Tawadros, 2017), donde se han encontrado resultados más robustos. Así el trabajo, se divide en cinco apartados. Considerando la presente introducción, en la segunda parte se presenta la especificación del modelo monetario y el efecto Balassa-Samuelson; en el tercero, se expone la metodología del modelo ARDL; en el cuarto, la evidencia empírica y, finalmente, las conclusiones.

ESPECIFICACIÓN DEL MODELO DE LARGO PLAZO

El modelo monetario puede considerarse un marco general para analizar los determinantes de largo plazo del tipo de cambio nominal. Se basa en el concepto de que el tipo de cambio es el precio relativo entre dos monedas, que puede ser determinado por la relación entre la demanda y oferta monetaria en ambos países. La condición de equilibrio está definida por la paridad de poder de compra (PPP), que incorpora la teoría cuantitativa del dinero, con el objetivo de especificar una ecuación del nivel de precios para cada país que define el mecanismo que asocia al tipo de cambio nominal con las variables monetarias¹ (Bilson, 1978; Frankel, 1976). Las ecuaciones fundamentales (ecuaciones 1 y 2) se definen con base en la demanda por dinero para cada país (Frenkel, 1976; Mussa, 1976).

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi^* y_t^* - \lambda^* i_t^* \quad (2)$$

Donde m_t es el logaritmo natural de la demanda de dinero doméstica; p_t el logaritmo del nivel de precios internos; y_t el logaritmo del nivel de ingreso real doméstico e i_t es la tasa de interés nominal interna. El asterisco indica que las variables corresponden al exterior, en las respectivas variables de la demanda de dinero. El parámetro ϕ mide la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al ingreso, mientras que λ es la semieleasticidad con respecto a la tasa de interés. Así, la demanda de dinero, en términos reales, está relacionada directamente con el ingreso real y guarda una relación negativa con la tasa de interés.

Resolviendo las ecuaciones (1) y (2) para el nivel de precios, de cada país se obtienen las ecuaciones (3) y (4).

$$p_t = m_t - \phi y_t + \lambda i_t \quad (3)$$

$$p_t^* = m_t^* - \phi^* y_t^* + \lambda^* i_t^* \quad (4)$$

Las anteriores ecuaciones corresponden a una especificación monetarista del nivel de precios, determinado por el exceso de oferta monetaria. Ahora, asumiendo la hipótesis de PPP en su versión absoluta, que define al tipo de cambio como la relación de precios internos y externos², se obtiene la ecuación (5):

¹ Este supuesto es crucial en el modelo, toda vez que, ante choques externos, los ajustes serán más rápidos en precios que en cantidades.

² La hipótesis de PPP plantea que el tipo de cambio y la relación de precios internos y externos deben presentar un comportamiento similar. Las principales conclusiones de la hipótesis indican que una moneda puede estar sobrevaluada cuando la inflación doméstica excede la inflación externa.

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (5)$$

Sustituyendo las ecuaciones (3) y (4) en la ecuación (5), asumiendo que los coeficientes cumplen la condición de homogeneidad, es decir que la elasticidad ingreso y la semielasticidad de la tasa de interés son iguales en ambos países ($\phi = \phi^*$, $\lambda = \lambda^*$), se obtiene el modelo monetario para el tipo de cambio que se muestra en la ecuación (6) (MacDonald y Taylor, 1992).

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) \quad (6)$$

La ecuación (6) indica que el tipo de cambio está determinado en el largo plazo por los diferenciales de agregados monetarios, ingresos y tasas de interés. En este modelo, un incremento de la oferta monetaria doméstica con respecto a la oferta monetaria externa genera un aumento del tipo de cambio nominal. Esto significa que el valor de la moneda local disminuye en términos de la moneda externa (depreciación). Un aumento en el nivel de ingreso interno, mayor al ingreso externo, aprecia la moneda doméstica³ y, con respecto a la tasa de interés, un aumento de esta reduce la demanda de dinero. Para mantener el equilibrio el nivel de precios debe aumentar y la única vía para reestablecer el equilibrio es una depreciación del tipo de cambio. La principal conclusión del modelo monetario es que los movimientos del tipo de cambio están determinados por los requerimientos de saldos reales (Bilson, 1978; Frankel, 1976).

La evidencia empírica para estimar una ecuación de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales monetarios es extensa. Sin embargo, los resultados no son concluyentes, por ejemplo, el trabajo de Cushman (2000), con información para el tipo de cambio entre Canadá y Estados Unidos, rechaza el cumplimiento estricto del modelo monetario. De igual forma, en la investigación de Cheung *et al.* (2005), concluyeron que existe evidencia débil para el modelo monetario para seis economías desarrolladas. Utilizando datos panel para dieciséis países, Rapach y Wohar (2004) concluyen que las variables que definen al modelo monetario cointegran solo al imponer las restricciones de homogeneidad y proporcionalidad. Frenkel y Koske (2004), utilizando una muestra de seis países, registraron evidencia mixta en la estimación de las ecuaciones de largo plazo. Por su parte, utilizando información de datos panel para catorce países, Groen (2000) también rechaza la presencia de cointegración.

El principal argumento para rechazar el modelo monetario es el supuesto de que en todo momento se cumple la condición de PPP (MacDonald, 2007; Sarno y Taylor, 2002). Sin embargo, diversas investigaciones empíricas muestran evidencia, para

³ El aumento en el ingreso provoca mayor demanda de dinero por motivo de la transacción; ante una oferta monetaria fija, el mercado de dinero presenta un exceso de demanda. Para restablecer el equilibrio, el nivel de precios debe descender; bajo la hipótesis de PPP, el nivel de precios solo puede aumentar, si el tipo de cambio se aprecia.

distintos países y periodos, de que las series de tipo de cambio real tienden a desviarse de sus valores definidos por la PPP (Sarno y Taylor, 2002). Una de las principales explicaciones del rechazo de la hipótesis de PPP es el efecto Balassa-Samuelson (BS), que sugiere, en específico, que un aumento en la productividad del sector de bienes transables relativo al sector de bienes no transables elevaría los salarios en el sector de los transables, sin afectar la competitividad. El aumento salarial se generaliza al sector de bienes no transables, donde la productividad no ha crecido al mismo ritmo. En consecuencia, el nivel general de precios aumenta con respecto a los precios del exterior y, por tanto, ocurre una apreciación real⁴.

El efecto BS muestra que los países con mayor crecimiento en la productividad relativa en el sector de bienes transables tienen mayor nivel de precios, medido por el índice de precios al consumidor. Dado que los países más ricos tienden a presentar mayor productividad relativa en el sector de los transables, presentan niveles de precios más elevados con respecto a los países pobres. Esto también se refleja en una correlación positiva entre el nivel de precios con el ingreso per cápita (Hassan, 2016). Así, una variante del modelo es considerar que la hipótesis de PPP solo se cumple para los bienes transables (Clements y Frenkel, 1980; Crespo *et al.*, 2005).

A fin de incorporar el impacto de factores reales en la trayectoria del tipo de cambio. Se asume que los niveles de precios domésticos y externos se definen como el promedio ponderado de los precios transables⁵ (p_t^T) y no transables p_t^{NT} . Así ocurre también para el caso de los precios domésticos⁶ y precios externos, en su forma lineal logarítmica, según se muestra en las ecuaciones (7.1) y (7.2) (Civcir, 2003; Crespo *et al.*, 2005).

$$p_t = \alpha p_t^{NT} + (1 - \alpha) p_t^T \quad (7.1)$$

$$p_t^* = \alpha p_t^{NT*} + (1 - \alpha) p_t^{T*} \quad (7.2)$$

Se define que el tipo de cambio nominal está determinado por la relación de los precios doméstico y externo, en el sector de bienes transables $s_t = p_t^{T*} - p_t^T$. Ahora, de las ecuaciones (7.1) y (7.2) se despejan los precios del sector transables, se sustituye en la ecuación de tipo de cambio y, reordenando, se obtiene la ecuación (8) (Civcir, 2003; Clements y Frenkel, 1980).

⁴ El fundamento de esta especificación es considerar que la persistencia en las desviaciones del tipo de cambio con respecto a PPP se debe factores reales como el efecto BS, relevante por el lado de la oferta en las economías emergentes.

⁵ Bienes transables son los que están expuestos al comercio internacional, es decir, bienes que pueden exportarse o importarse, los que, por tanto, están sujetos a la competencia externa. Los bienes no transables solo pueden consumirse dentro de la economía que los produce, es decir, no pueden importarse ni exportarse.

⁶ A fin de simplificar el valor de la ponderación α es el mismo en ambos países.

$$s_t = \alpha \left[\left(p_t^T - p_t^{NT} \right) - \left(p_t^{T*} - p_t^{NT*} \right) \right] + p_t - p_t^* \quad (8)$$

La ecuación (8) establece que el tipo de cambio depende de la paridad de poder de compra y del diferencial entre la proporción entre precios transables a precios no transables⁷, en el país doméstico en relación con el exterior. Ahora, considerando que los fundamentales monetarios aproximan a la relación entre precios domésticos y externos, puede definirse una ecuación de largo plazo para el tipo de cambio (ecuación 9), de acuerdo con Civcir (2003).

$$s_t = \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + \beta_4 p_t^{dTIN} + u_t \quad (9)$$

$(\beta_1 = 1, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0)$

Donde u_t es el término de error; $p_t^{dTIN} = \left[\left(p_t^T - p_t^{NT} \right) - \left(p_t^{T*} - p_t^{NT*} \right) \right]$; y se espera que su impacto sobre el tipo de cambio nominal sea positivo. Un incremento en la relación doméstica de precios transables a no transables en mayor proporción al país externo tiene como consecuencia un aumento en nivel general de precios, por tanto, la inflación doméstica excede a la externa y, para mantener el valor de equilibrio del tipo de cambio, es necesario una depreciación de la moneda local. Así, las variaciones en la relación de precios entre bienes no transables y transables generan aumento de la inflación doméstica, la cual al final se traduce en una depreciación de la moneda.

METODOLOGÍA ECONOMETRICA

La estimación econométrica de la ecuación (9) se realiza aplicando métodos de cointegración. Estos asumen que las variables del modelo, definidas como series de tiempo, individualmente, pueden ser no estacionarias y desviarse del valor de equilibrio. Pero es posible estimar una combinación lineal entre estas variables que genere una tendencia estocástica común lo cual indica que las variables están cointegradas (Engle y Granger, 1987). Es decir, se identifican como un bloque que tiende a moverse simultáneamente en el tiempo, lo cual se define como relación de equilibrio, y las desviaciones con respecto a esta tendencia no son permanentes, por el contrario, describen un proceso estocástico estacionario. Estas relaciones de equilibrio expresan los mecanismos y las magnitudes del ajuste de los agentes que, a través de sus acciones, generan que las variables económicas se muevan alrededor de su trayectoria de equilibrio, en la medida en que su comportamiento fuerza a las diferentes variables a regresar a su conjunto atractor, ante la presencia de una situación de desequilibrio (Johansen, 1995).

⁷ En el largo plazo, se espera que la preferencia por los servicios aumente, lo cual genera un mayor crecimiento de los precios de los bienes no transables con respecto a los transables.

De este modo, el teorema de representación de Engle y Granger (1987) indica que, de existir cointegración, es posible especificar un modelo en su forma de corrección de error (Engle y Granger, 1987; Engle y Yoo, 1987), utilizando una especificación dinámica de las variables en primeras diferencias y el rezago de los errores de la ecuación de cointegración. En este contexto, el procedimiento de Johansen (1988) es ampliamente utilizado en la estimación de ecuaciones de cointegración, mediante la especificación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Sin embargo, el procedimiento asume que todas las variables son del mismo orden de integración, es decir son I(1).

Pesaran *et al.* (2001), proponen la especificación de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) que puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios, cuyos parámetros son consistentes cuando todas las variables son I(1) o de orden I(0), incluso en el caso de una combinación de ambos ordenes de integración. En el marco de la ecuación (9) el modelo ARDL puede ser especificado como se muestra en la ecuación (10).

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \sum_{k=1}^{n_1} \phi_k \Delta s_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \varphi_k \Delta (m - m^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_3} \gamma_k \Delta (y - y^*)_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^{n_4} \theta_k \Delta (i - i^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \lambda_k \Delta p_{t-k}^{dTN} + \delta_1 s_{t-1} + \delta_2 (m - m^*)_{t-1} + \\ & \delta_3 (y - y^*)_{t-1} + \delta_4 (i - i^*)_{t-1} + \delta_5 p_{t-1}^{dTN} + \alpha_0 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

La ecuación (10) representa un modelo de corrección de errores sin restricciones, que combina la dinámica de corto plazo y la relación de equilibrio entre las variables, sin perder información de largo plazo. Donde Δ es el operador diferencia; $t-i$ es el número de rezagos asociados a cada variable, cuya nomenclatura es la misma que la ecuación (9). También pueden incluirse componentes determinísticos⁸ como la constante α_0 . Por último, ε_t es el término de error.

Es importante señalar que los coeficientes δ_i , asociados a las variables en niveles con un rezago, representan los multiplicadores de largo plazo, que permiten estimar la ecuación de cointegración al normalizar con respecto a δ_1 , es decir, con respecto al coeficiente del tipo de cambio en nivel de un periodo anterior. En este sentido, la prueba de cointegración propuesta por Pesaran *et al.* (2001), consiste en verificar la significancia estadística de los multiplicadores de largo plazo por medio de una prueba F, esto es de la siguiente forma:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

⁸ Incorpora variables *dummy* permite agregar información sobre la presencia de cambio estructural en las series.

La hipótesis nula de no cointegración (H_0) asume que los coeficientes no son estadísticamente significativos, por lo que no aportan información para explicar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio; mientras que la hipótesis alternativa (H_1) indica que, en conjunto, los coeficientes son estadísticamente significativos y existe una relación de equilibrio entre las variables del modelo, es decir, cointegran (Tawadros, 2017). Pesaran *et al.* (2001) tabulan los valores críticos de la prueba F, definiendo dos límites (inferior y superior). Asumiendo que las variables del modelo son de orden de integración $I(d)$ [donde $0 \leq d \leq 1$], el límite inferior considera que los regresores son $I(0)$, es decir, son variables estacionarias en nivel; mientras que el superior considera que todas las variables son $I(1)$, estacionarias en primera diferencia.

Si el estadístico F se ubica por arriba del valor crítico superior, puede rechazarse la hipótesis nula, lo que indica que existe cointegración, independientemente del orden de integración de las series. En cambio, si el estadístico F se ubica por debajo del valor crítico inferior, la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada. Finalmente, si el estadístico F calculado está entre los dos valores del límite superior e inferior, el resultado no es concluyente sino indeterminado. Asociada a la prueba F, se propone realizar una prueba de exclusión sobre el coeficiente δ_1 , que corresponde al tipo de cambio en nivel de un periodo anterior, definiendo la hipótesis nula como $H_0 : \delta_1 = 0$, la cual puede realizarse utilizando el estadístico t de Student, asociado al coeficiente t_{δ_1} , para el cual también se definen un límite superior y uno inferior.

Si el estadístico t de Student calculado se ubica por arriba del límite superior, confirma la existencia de una relación en los niveles de las variables del modelo (Pesaran *et al.*, 2001). Así, el procedimiento de cointegración ARDL (Pesaran y Shin, 1999; Pesaran *et al.*, 2001) presenta ciertas ventajas con respecto a otros métodos: los estimadores de los coeficientes de largo plazo convergen más rápido que los estimadores de los parámetros de corto plazo y, asintóticamente, se distribuyen como una normal. Por ello, la inferencia estadística es válida, de modo que puede aplicarse a muestras pequeñas de datos. Por otra parte, la presencia de cambio estructural puede generar que la relación entre las variables no sea estable y, en consecuencia, se rechace la presencia de cointegración (Gregory y Hansen, 1996; Maddala y Kim, 1998).

A fin de identificar la presencia de cambio estructural en las series de tiempo utilizadas en el modelo, se aplica la prueba de Zivot y Andrews (1992), la cual se basa en la especificación de una prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1981), incluyendo variables *dummy* de nivel y tendencia en tres modelos diferentes. El primer modelo incluye una *dummy* de nivel para la fecha de cambio (T_b), $DU_i=1$ si $t > T_b$, que captura un cambio en el nivel de la serie y se denomina modelo A (ecuación 11).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \theta DU_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

El segundo incluye una *dummy* de tendencia, $DT_t = t - T_b$, que busca aproximar el cambio en la tendencia y se conoce como modelo B (ecuación 12).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \delta DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Finalmente, el modelo C incluye tanto un cambio de nivel como cambio en la tendencia, como se representa en la ecuación (13).

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \theta DU_t + \delta DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

La fecha de cambio es desconocida y se determina al minimizar el estadístico t de Student del parámetro α en los tres modelos; también se utiliza algún criterio estadístico para identificar el número de rezagos óptimo en la prueba⁹. Así, el modelo final ARDL puede incluir variables *dummy* de tendencia y nivel, que capturan la presencia de cambio estructural en el modelo. Pesaran *et al.* (2001) muestran que incluir variables *dummy* en el modelo ARDL para capturar la presencia de cambio estructural no afecta la inferencia estadística sobre el vector de cointegración, toda vez que la prueba se realiza en las variables del modelo, sin considerar los coeficientes de las variables binarias. Finalmente, con base en el vector de cointegración, la dinámica de corto plazo puede especificarse con un modelo de corrección de errores que incluye los errores de la ecuación de largo plazo (ecuación 14).

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \sum_{k=1}^{n_1} \phi_k \Delta s_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \varphi_k \Delta (m - m^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_3} \gamma_k \Delta (y - y^*)_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^{n_4} \theta_k \Delta (i - i^*)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_5} \lambda_k \Delta p_{t-k}^{dTN} + ECM_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

EVIDENCIA EMPÍRICA

La base de datos utilizada es información trimestral desde 1994q1 a 2018q4, considerando país externo a la economía de los Estados Unidos. Así, se incluye el tipo de cambio nominal (s_t) pesos por dólar de Estados Unidos (USD); la cantidad de dinero se aproximó por los agregados monetarios M2 para ambos países (m_t, m_t^*); como variable de ingreso se utilizó el PIB en términos reales (y_t, y_t^*); la tasa de interés doméstica (i_t) corresponde a los CETES a 91 días y la tasa de interés externa se define por la tasa de las letras del tesoro de los Estados Unidos a tres meses (i_t^*).

⁹ Se aplicó el mismo criterio que en la prueba DF-GLS que es la significancia estadística del último rezago (t-sig).

En el caso de los precios transables (p_t^T), se utiliza como variable *proxy* el índice de precios al productor, para ambos países, y, de los precios no transables (p_t^{NT}), el índice de precios al consumidor, como en otras investigaciones (Beckmann, Belke y Kühl, 2011; Civcir, 2003; Crespo *et al.*, 2005). La aplicación del procedimiento ARDL requiere identificar el orden de integración de las variables, básicamente para asegurar que alguna variable presente orden de integración I(2), toda vez que la prueba estadístico-F aplicada para probar cointegración no es válida ya que, la prueba se basa en el supuesto de que las variables sean de orden de integración I(0) o I(2).

El análisis del orden de integración de las series incluyó, la estimación de las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller detrended (DF-GLS) (Elliott, Rothenberg y Stock, 1996) y la prueba KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992). La prueba DF-GLS, por un lado, asume como hipótesis nula la presencia de raíz unitaria en la serie de tiempo y, por otro, se especifica transformando la serie original mediante la eliminación de sus componentes determinísticos (constante y tendencia), con el propósito de corregir posibles errores en la inferencia estadística. El número de rezagos (k) en la prueba ADF-GLS fue determinado mediante el criterio de significancia estadística de la prueba t, procedimiento conocido como t-sig (Ng y Perron, 1995). Por su parte, la prueba KPSS, que define como hipótesis nula que la serie sea estacionaria, permite minimizar la posibilidad de realizar inferencias estadísticas equivocadas (Maddala y Kim, 1998). La prueba KPSS aplica una corrección semiparamétrica de la varianza de los errores de la prueba, que depende del tamaño de la muestra (Phillips y Perron, 1988).

La Tabla 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria DF-GLS y KPSS. La prueba DF-GLS indica que las series del tipo de cambio nominal, los diferenciales del agregado monetario, el nivel de ingreso y la relación de precios transables a no transables pueden considerarse series no estacionarias de orden de integración I(1). En tanto que el diferencial de tasas de interés es una serie estacionaria, es decir, de orden de integración I(0). En contraste, los resultados de la prueba KPSS señalan estacionariedad para el tipo de cambio nominal en primera diferencia, bajo la especificación de incluir la constante. Pero, al considerar la segunda especificación (constante y tendencia), la serie en nivel no rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, aunque sí en primera diferencia, por lo cual no es concluyente sobre el orden de integración.

En el caso del diferencial de agregados monetarios la prueba KPSS indica que podría ser una serie de orden de integración I(2). Por su parte, las variables que miden los diferenciales de ingreso y tasas de interés pueden considerarse series de orden de integración I(1). Finalmente, el diferencial en la relación entre precios transables y no transables, se concluye que es una serie que describe un proceso estocástico estacionario en nivel, por tanto, es de orden de integración I(0). Los resultados de la prueba KPSS sugieren que el tipo de cambio y el diferencial de agregados monetarios podrían caracterizarse como de orden de integración I(2).

Tabla 1.
Pruebas de raíz unitaria

Variable	DF-GLS		KPSS	
	C	CyT	C	CyT
s_t	0,607 (3)	-1,451 (3)	1,109 (8)*	0,138 (7)
Δs_t	-5,081 (2)*	-5,189 (2)*	0,300 (3)	0,153 (2)*
$(m_t - m_t^*)$	0,495 (8)	-2,094 (8)	1,092 (8)*	0,268 (8)*
$\Delta(m_t - m_t^*)$	-3,513 (7)*	-3,371 (7)*	1,001 (6)*	0,250 (5)*
$(y_t - y_t^*)$	-1,474 (2)	-2,351 (1)	0,305 (8)	0,256 (8)*
$\Delta(y_t - y_t^*)$	-7,018 (0)*	-7,007 (1)*	0,187 (7)	0,053 (8)
$(i_t - i_t^*)$	-2,363 (3)*	-5,907 (4)*	0,760 (8)*	0,227 (7)*
$\Delta(i_t - i_t^*)$	-3,199 (3)*	-5,056 (3)*	0,030 (1)	0,031 (1)
p_t^{dTN}	-1,928 (1)	-2,615 (1)	0,132 (8)	0,133 (8)
Δp_t^{dTN}	-7,478 (0)*	-8,094 (0)*	0,065 (3)	0,059 (3)

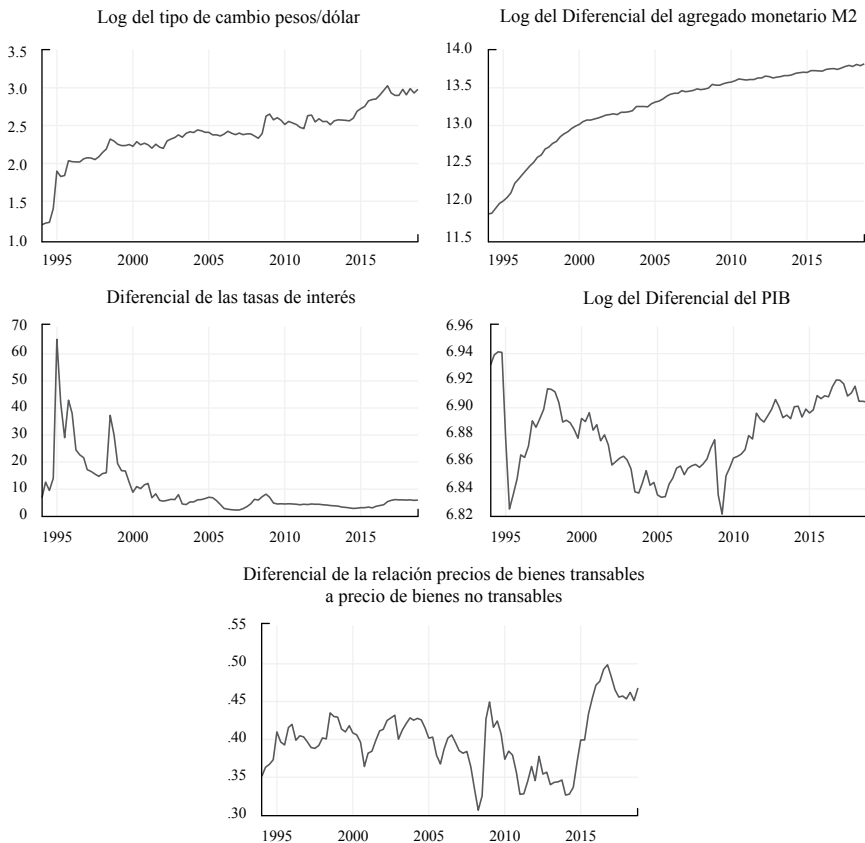
Los valores entre paréntesis representan el número óptimo de rezagos de cada prueba. * representa el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5 %. C es la especificación de la prueba incluye la constante; CyT considera la constante y la tendencia. Los valores críticos al 5 % para DF-GLS con T=100 son modelo C=-1,944; modelo CyT=-3,036 (Elliott *et al.*, 1996, Tabla 1). Los valores críticos para KPSS a un nivel del 5 % de significancia son C=0,463; CyT=0,146 (Kwiatkowski *et al.*, 1992, p. 166).

Fuente: elaboración propia.

En la Figura 1, se presenta la trayectoria de las variables consideradas en el modelo, para el periodo 1994q1 a 2018q4. El año de 1994 se caracterizó por una fuerte crisis financiera que llevó a las autoridades a abandonar el régimen cambiario de bandas y pasar a uno de flotación, con una depreciación casi de 100 %, cambiando el nivel de la serie de manera permanente. Bajo el esquema de bandas, el Banco Central orientaba sus acciones a mantener el tipo de cambio en cierto valor, lo cual significaba adoptar el tipo de cambio como ancla nominal del nivel de precios. Con el esquema de flotación, se abandonan las metas cuantitativas del agregado monetario por el manejo discrecional del crédito interno (saldos acumulados). Sin embargo, estas medidas fueron insuficientes para disminuir los efectos de choques externos en las principales variables macroeconómicas.

En efecto, hasta el 2000, la tasa de inflación se mantenía en dos dígitos y la tasa de interés se mantenía elevada, como se muestra en la serie del diferencial de tasas de interés (Figura 1). Desde 2001, el programa monetario se basa en un esquema de metas de inflación y, a partir de 2003, se fija una meta del 3,0%. Sin embargo, en 2003-2018, el Banco Central no ha cumplido con la meta y, en la mayor parte del periodo, se ha ubicado por arriba de la meta, debido a que la economía mexicana es más sensible a los choques de oferta.

Figura 1.
Variables utilizadas en el modelo econométrico



Fuente: elaboración propia con base en información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y la Reserva Federal de Estados Unidos.

En el caso del tipo de cambio, si bien se declara un régimen de libre flotación, es importante señalar que la política cambiaria es responsabilidad de Comisión de

Cambios¹⁰, presidida por el secretario de Hacienda y Crédito Público. La comisión decide las intervenciones del Banco de México en el mercado cambiario, a través de la compra directa o de subastas, cuando considere que las condiciones de los mercados internacional puedan afectar la estabilidad del tipo de cambio. De esta manera, se ha intervenido de manera frecuente a lo largo del periodo analizado.

En el caso del diferencial de los agregados monetarios, tiene un rompimiento en la tendencia hacia el año 2000, lo cual puede afectar los resultados de la prueba de raíz unitaria. El diferencial en la relación de precios transables a no transables se ha mantenido relativamente estable, pero hacia el final de la muestra, en 2017, se registra un aumento en la serie, explicado por un incremento en los precios al productor en la economía mexicana en ese año.

La trayectoria de las series (Figura 1) y los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que el orden de integración de las series es distinto y que, además, muestran cierta inestabilidad estructural. Ello dificulta identificar una relación estable de largo plazo (Haldrup, 1998; Maddala y Kim, 1998). En este sentido, la aplicación de métodos de cointegración puede presentar problemas de soluciones en el espacio $I(2)$, de acuerdo con Johansen (1995) y Paruolo (1996), o inestabilidad en los parámetros del vector de cointegración, de acuerdo con Hansen y Johansen (1999). En este sentido, es difícil distinguir entre series estacionarias con cambio estructural de aquellas series con raíces unitarias genuinas (Maddala y Kim, 1998). De este modo, para eliminar este problema, se aplicó la prueba de Zivot y Andrews (1992) de raíz unitaria para cambio estructural exógeno, solo para el caso de las variables del tipo de cambio y el diferencial de agregados monetarios, en las cuales existe duda sobre el orden de integración.

La prueba de raíz unitaria bajo la presencia de cambio estructural de Zivot y Andrews (1992) se reporta en la Tabla 2. En el caso del tipo de cambio nominal, en las tres especificaciones, se rechaza la hipótesis nula de que la serie siga un proceso estocástico de camino aleatorio y constata, más un cambio exógeno en la tendencia. Por tanto, esta variable puede considerarse estacionaria alrededor de una tendencia determinística, con un cambio exógeno en la tendencia, registrado en el periodo de 2014q1 o en 2015q2. El diferencial de agregados monetarios, solo bajo la especificación del modelo B, indica que la serie es estacionaria, considerando un cambio en la tendencia en la fecha de 2005q4. Estos resultados confirman la inestabilidad de las series. Ello dificulta identificar la presencia de relaciones de cointegración bajo el procedimiento ARDL (Pesaran *et al.*, 2001).

De las tres fechas reportadas por las pruebas ZA, para el tipo de cambio, desde finales de 2014 al primer trimestre de 2015, el peso mexicano registró elevada volatilidad y depreciación frente al dólar estadounidense, al pasar de un nivel promedio de 14,73 a 15,16 pesos por dólar, debido principalmente al descenso de los

¹⁰ La Comisión de Cambios es integrada por el secretario de Hacienda y Crédito Público y dos subsecretarios, así como por el gobernador del Banco de México y dos miembros de la Junta de Gobierno.

precios internacionales del petróleo, también por una contracción de la producción doméstica de petróleo (Banco de México, 2016). Así, es conveniente utilizar una variable *dummy* de nivel (DU_t) la cual toma los valores de uno a partir de 2015q1, hasta el final de la muestra, con lo cual se especifica el modelo final.

Tabla 2.

Prueba Zivot y Andrews (1992)

Variable	Modelo		
	A	B	C
s_t	-4,8959*	-4,8018*	-4,8604*
Fecha de cambio	2004q3	2014q1	2015q2
$m_t - m_t^*$	-4,7566	-4,5084*	-4,5714
Fecha de cambio	2003q3	2005q4	2005q2

Notas: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. Valores críticos al 5 % para el modelo A: -4,80; modelo B: -4,42 y modelo C: -5,08 (Zivot y Andrews, 1992, tablas 2-4). Modelo A: cambio de nivel; Modelo B: cambio en la tendencia; Modelo C: cambio de nivel y de tendencia.

Fuente: elaboración propia.

El número de rezagos fue seleccionado con base en el criterio de información bayesiano o de Schwarz (SIC) en un máximo de cuatro rezagos en todas las variables en primera diferencia. El criterio de Schwarz genera mejores resultados que otros estadísticos de selección (Pesaran *et al.*, 2001). Además, se aplicaron pruebas de diagnóstico estándar, a fin de verificar que los errores de la ecuación no presentaran problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y cambio estructural.

Los resultados de la estimación del modelo ARDL para el tipo de cambio nominal son presentados en la Tabla 3. Se reporta que la mayoría de las variables en niveles rezagadas un periodo son estadísticamente significativas, con excepción del diferencial de la relación entre precios transables y no transables. Las pruebas de diagnóstico indican que los errores de la ecuación no presentan problemas de normalidad, heteroscedasticidad ni autocorrelación; además, el estadístico del R^2 ajustado muestra que el modelo tiene un buen ajuste¹¹ con respecto a los valores observados de las variaciones del tipo de cambio y, de acuerdo con el criterio de información de Schwarz (SIC), es la mejor especificación de un conjunto amplio de modelos evaluados.

¹¹ Se incluye una variable *dummy* de pulso para la fecha de 2011q3, al presentar un valor extremo en los errores.

Tabla 3.

Estimación modelo ADRL(1,0,0,0,0) para el tipo de cambio

Variable	Coefficiente	Error estándar	t de Student
Δs_{t-1}	-0,098	0,061	-1,620
$\Delta(m - m^*)_t$	0,432	0,226	1,912
$\Delta(y - y^*)_t$	-0,513	0,347	-1,477
$\Delta(i - i^*)_t$	0,007	0,001	10,165*
Δp_t^{dTN}	1,552	0,204	7,625*
s_{t-1}	-0,225	0,055	-4,114*
$(m - m^*)_{t-1}$	0,137	0,041	3,338*
$(y - y^*)_{t-1}$	-0,199	0,067	-2,975*
$(i - i^*)_{t-1}$	0,003	0,001	3,067*
p_{t-1}^{dTN}	0,174	0,134	1,303
DU_t	0,057	0,015	3,650*
$D_{-2011q3}$	0,144	0,033	4,312*
R ² ajustado=0,818	Autocorrelación LM(4): $\chi^2(4) = 3,357(0,499)$		
RSS=0,086	Heteros ARCH(4): $\chi^2(4) = 3,476(0,481)$		
SIC=-3,629	Normalidad JB: $\chi^2(2) = 0,428(0,807)$		

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. RSS=suma de errores al cuadrado. SIC=criterio de información de Schwarz.

Fuente: elaboración propia.

A fin de probar si las variables consideradas cointegran, se aplicó la prueba F de límite superior e inferior, propuesta por Pesaran y su equipo (2001). La Tabla 4 reporta los resultados al imponer la restricción de que los coeficientes de las variables en niveles rezagadas un periodo sean iguales a cero. En el caso del estadístico F, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, toda vez que el valor de F es mayor que el límite superior a un nivel de significancia del 1%. Por su parte, el valor del estadístico t de Student también rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia. En este caso, el estadístico t de Student corresponde al tipo de cambio en niveles de un periodo anterior y busca probar si la relación en niveles aporta información a la

dinámica de corto plazo¹². Los resultados confirman la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio y sus fundamentales macroeconómicos y el diferencial de la relación de precios transables a no transables.

Tabla 4.

Análisis de cointegración procedimiento ADRL

Estadístico	Nivel de significancia	I(0)	I(1)
F=4,808**	1 %	2,82	4,21
k=5	5 %	2,14	3,34
t-estat=-4,114*	1 %	-2,58	-4,44
k=5	5 %	-1,95	-3,83

Nota: los símbolos ** y * significan rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al 1 % y al 5 % de significancia, respectivamente. Valores críticos para el estadístico F, tabla CI(i); y para el estadístico t de Student tabla CII(i) (Pesaran *et al.*, 2001).

Fuente: elaboración propia.

Una vez normalizados los coeficientes de las variables en niveles con respecto al tipo de cambio, se obtiene la ecuación de cointegración (ecuación 15).

$$s_t = 0,607(m_t - m_t^*) - 0,882(y_t - y_t^*) + 0,012(i_t - i_t^*) + 0,773p_t^{DTN} \quad (15)$$

Los resultados muestran que las elasticidades de largo plazo son consistentes con la hipótesis del modelo monetario del tipo de cambio. Así, el diferencial de agregados monetarios reporta una elasticidad positiva, por lo cual un aumento de la oferta monetaria doméstica, mayor que la externa, induce una depreciación del peso. La elasticidad es menor a la unidad, por tanto, el impacto en el tipo de cambio es menos que proporcional del aumento en la oferta monetaria. La elasticidad del diferencial de ingresos es negativa, es decir, un aumento de la actividad económica en el país doméstico (mayor al ingreso exterior) tiene como consecuencia una apreciación de la moneda local. De hecho, su magnitud es superior a las otras variables, así que la actividad económica influye sobre la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio nominal. El diferencial de tasas de interés reporta una semielasticidad cercana a cero, de modo que su impacto sobre el tipo de cambio a largo plazo es pequeño. No obstante, un aumento de la tasa de interés doméstica (mayor a la tasa externa) genera a largo plazo una depreciación del peso mexicano.

¹² Tiene el mismo sentido que la significancia estadística del mecanismo de corrección de error ECMt-1 que en un modelo de corrección de error.

La elasticidad del diferencial de la relación de precios entre bienes transable y no transables (p_t^{dTN}) es positiva, consistente con la hipótesis inicial. Por tanto, las desviaciones del tipo de cambio nominal con respecto a su valor de equilibrio, definido por la condición de PPP, pueden ser explicadas por factores reales, caso del efecto Balassa-Samuelson. Los diferenciales en productividad y salarios entre los sectores de bienes transables y no transables generan movimientos en el nivel general de precios de la economía mexicana, que se traduce en un rechazo del valor de la PPP. Este resultado es compatible con otras investigaciones internacionales, como la reportada por Cívric (2003) que, con datos mensuales para Turquía, indica un efecto de largo plazo de p_t^{dTN} en el tipo de cambio nominal de la lira turca, con respecto al dólar estadounidense. Por su parte, Crespo *et al.* (2005) utilizaron datos panel para seis países europeos¹³ con lo cual muestran evidencia de cointegración entre los distintos tipos de cambio y el diferencial en la relación de precios transable/no transables.

Dąbrowski, Papież y Śmiech (2015) realizaron pruebas de no causalidad para ocho economías en transición en Europa, con lo cual encontraron fuerte evidencia del efecto BS en cinco países, utilizando información trimestral para el periodo 2001q4 a 2012q4. Beckmann *et al.* (2011), utilizando información mensual (1976m1-20017m12), para el caso del tipo de cambio entre el dólar estadounidense y el yen japonés, confirma la presencia del efecto BS en la relación de largo plazo. De manera que en el largo plazo, la relación de precio de los bienes transables y los no transables influye en la determinación del tipo de cambio. Así, los errores de la ecuación de cointegración permiten especificar un modelo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987), que incluye las variables en primeras diferencias.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación del modelo de corrección de errores. Las pruebas de diagnóstico indican que los errores del modelo econométrico final no presentan problemas de autocorrelación ni heterocedasticidad, y se distribuyen como una función de densidad de probabilidad normal. Es decir, no contienen información sistemática que deba ser incorporada en el modelo. En tanto que el mecanismo de corrección de errores (ECM_{t-1}) es negativo y estadísticamente significativo. Por tanto, los desajustes en la relación de equilibrio son incorporados en la modelación de corto plazo, con una velocidad de ajuste del modelo de 21 % para cada trimestre.

De las elasticidades de corto plazo, es importante señalar que el diferencial de agregados monetarios tiene un impacto final positivo¹⁴ en el tipo de cambio nominal, y el efecto del diferencial de tasas de interés también es positivo, muy cercano a cero, pero estadísticamente significativo. Por su parte, en cuanto a la variación

¹³ Realizan pruebas de cointegración con datos panel para los países de República Checa, Hungría, Polonia, Rumania, Eslovaquia y Eslovenia, utilizando datos mensuales para el periodo 1993m1-2002m12.

¹⁴ Este impacto se obtiene al sumar el valor de todos los coeficientes de la variable.

en el diferencial de la relación de precios (Δp_t^{dTN}), su elasticidad de corto plazo es mayor que uno, así que, en el corto plazo, la respuesta del tipo de cambio nominal es más que proporcional a las variaciones de la relación entre precios transable y no transables.

Tabla 5.

Estimación modelo de corrección de errores

Variable	Coefficiente	Error estándar	t de Student
$\Delta(m - m^*)_t$	0,585	0,143	4,084*
$\Delta(m - m^*)_{t-3}$	-0,270	0,133	-2,036*
$\Delta(i - i^*)_t$	0,006	0,001	6,849*
$\Delta(i - i^*)_{t-4}$	-0,001	0,000	-2,443*
Δp_{t-1}^{dTN}	1,488	0,168	8,860*
ECM_{t-1}	-0,211	0,052	-4,032*
DU_t	0,053	0,014	3,744*
D_{2011q3}	0,136	0,029	4,654*
R^2 ajustado=0,718	Autocorrelación LM(4): $\chi^2(4) = 4,857(0,302)$		
RSS=0,073	Heteros ARCH(4): $\chi^2(4) = 2,994(0,558)$		
SIC=-3,949	Heteros White: $\chi^2(29) = 30,810(0,374)$		
AIC=-4,164	Normalidad JB: $\chi^2(2) = 1,446(0,485)$		
DW=2,37	Linealidad: RESET(1): $F(1,86)=0.010(0,929)$		

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia. RSS=suma de errores al cuadrado. SIC=criterio de información de Schwarz. AIC=criterio de Información de Akaike. DW=estadístico Durbin-Watson.

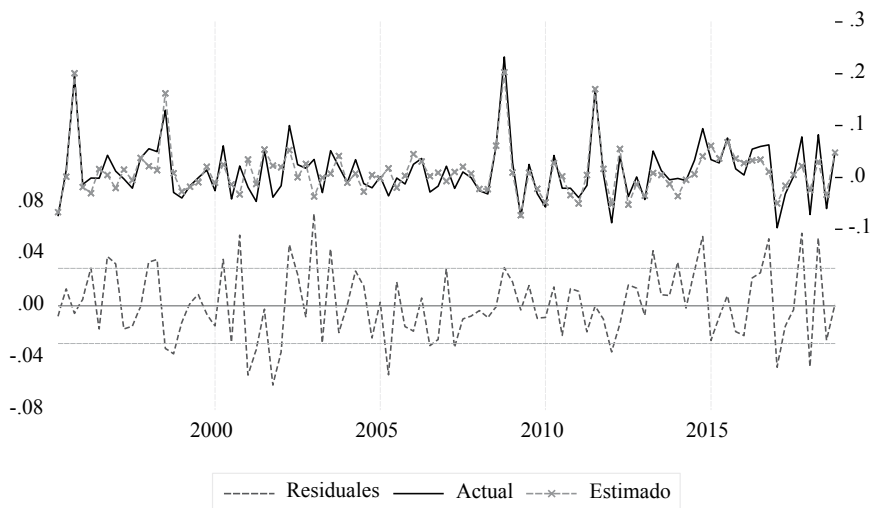
Fuente: elaboración propia.

Además, los estadísticos de ajuste reportan que los valores estimados por el modelo representan satisfactoriamente los valores observados de las variaciones del tipo de cambio con un grado de ajuste de 72 % (Figura 2). El periodo relevante para la economía mexicana es a partir de la adopción de un régimen flexible de tipo de cambio, en el contexto de un esquema de metas de inflación. En ese contexto, el mercado de capitales y, sobre todo, la diferencia entre los rendimientos

domésticos y externos son una referencia en la formación de expectativas cambiarias, y el modelo reproduce adecuadamente la dinámica de corto plazo del tipo de cambio nominal.

Figura 2.

Valores observados y estimados de la variación del tipo de cambio



Nota: muestra ajustada 1995q2-2018q4.

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados de la estimación.

CONCLUSIONES

La evidencia empírica presentada en este trabajo indica que, en la trayectoria de largo plazo, el tipo de cambio nominal pesos por USD, responde a sus fundamentales macroeconómicos consistente con el modelo monetario. En efecto, mantiene una relación de equilibrio con los diferenciales de agregados monetarios, niveles de ingreso y de tasas de interés, es decir, cumple con lo signos de la hipótesis teórica inicial. Además, se incluye el diferencial entre México y Estados Unidos de la relación de precios de bienes transables con respecto a los precios de los bienes no transables. Lo cual es evidencia a favor de un efecto Balassa-Samuelson en el tipo de cambio nominal a largo plazo. Es decir, el rechazo del modelo monetario puede ser explicado por la presencia de otros factores, como la relación de precios transables a no transables. Así, la estabilidad del tipo de cambio nominal depende, además de las variables monetarias, del incremento de los precios en el sector de bienes transables. Con base en el vector de cointegración, se especificó un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio que cumple con los supuestos estadísticos.

En el contexto del efecto Balassa-Samuelson en el tipo de cambio nominal, se ve afectado por el diferencial entre los precios transables y no transables. La productividad de los bienes no transables tiende a crecer más lentamente, ya que se trata, por lo general, de bienes y servicios no sujetos a la competencia externa; además, su producción tiende a ser más intensiva en la utilización de mano de obra y menos intensiva en el uso de capital. Esta situación ha derivado en presiones sobre el tipo de cambio nominal, además de los choques externos y el ambiente de incertidumbre que lo han alejado de sus fundamentales.

Si bien el Banco de México ha declarado que sigue un régimen de libre flotación para el tipo de cambio nominal. La Comisión de Cambios sigue influyendo en el mercado cambiario mediante el esquema de subastas, ante choques externos que pueden incrementar la volatilidad del peso mexicano. Esta es una de las principales razones por las cuales el Banco de México sigue una política de acumulación de reservas internacionales, para poder intervenir en el mercado de cambiario. De manera que, en el contexto de políticas de mediano y largo plazo, mantener un tipo de cambio estable estará condicionado a medidas de política económica que afecten a variables reales. Esos son los casos, primero, de las políticas orientadas a elevar el ingreso, como los programas de reactivación y crecimiento económico y, segundo, el conjunto de medidas dirigidas a elevar la productividad de los bienes no transables.

REFERENCIAS

1. Adawo, M. A., & Effiong, E. L. (2013). *Monetary exchange rate model as a long-run phenomenon: Evidence from Nigeria* (MPRA Paper 46407). University Library of Munich, Germany.
2. Bahmani, M., Hosny, A., & Kishor, N. K. (2014). The exchange rate disconnect puzzle revisited. *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 126-137. <https://www.doi.org/10.1002/ijfe.1504>
3. Banco de México. (2016). *Compilación de informes trimestrales correspondientes al año 2015*. México: autor.
4. Beckmann, J., Belke, A., & Kühl, M. (2011). Cointegration, structural breaks, and monetary fundamentals of the dollar/yen exchange. *International Advances in Economic Research*, 17(4), 397-412. <https://www.doi.org/10.1007/s11294-011-9315-2>
5. Bilson, J. F. (1978). The monetary approach to the exchange rate: Some empirical evidence. *Staff Papers International Monetary Fund*, 25(1), 48-75. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1978/001/article-A003-en.xml>
6. Bitzenis, A., & Marangos, J. (2007). The monetary model of exchange rate determination. The case of Greece (1974-1994). *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 1(1), 57-88. <https://www.doi.org/10.1504/ijmef.2007.016026>

7. De Bruyn, R., Gupta, R., & Stander, L. (2013). Testing the monetary model for exchange rate determination in South Africa. Evidence from 101 Years of Data. *Contemporary Economics*, 7(1), 19-32. <https://www.doi.org/10.5709/ce.1897-9254.71>
8. Cheung, Y. W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties. Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1150-1175. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.002>
9. Civcir, I. (2003). The monetary models of the Turkish lira/US dollar exchange rate. Long-run relationships, short-run dynamics, and forecasting. *Eastern European Economics*, 41(6), 43-63. <https://www.doi.org/10.1080/00128775.2003.11041064>
10. Clements, K. W., & Frenkel, J. A. (1980). Exchange rates, money, and relative prices. The dollar-pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, 10(2), 249-262. [https://www.doi.org/10.1016/0022-1996\(80\)90057-4](https://www.doi.org/10.1016/0022-1996(80)90057-4)
11. Crespo, J., Fidrmuc, J., & MacDonald, R. (2005). The monetary approach to exchange rates in the CEECs1. *The Economics of Transition*, 13(2), 395-416. <https://www.doi.org/10.1111/j.1468-0351.2005.00213.x>
12. Cushman, D. O. (2000). The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Economie*, 33(3), 591-603. <https://www.doi.org/10.1111/0008-4085.00031>
13. Dąbrowski, M. A., Papież, M., & Śmiech, S. (2015). Causal relations between nominal exchange rates and monetary fundamentals in central and eastern European countries. *Economics of Transition*, 23(1), 45-73. <https://www.doi.org/10.1111/ecot.12055>
14. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057. <https://www.doi.org/10.2307/1912517>
15. Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813. <https://www.doi.org/10.2307/2171846>
16. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction. representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://www.doi.org/10.2307/1913236>
17. Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1), 143-159. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
18. Frenkel J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate. Doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 200-224. <https://www.doi.org/10.2307/3439924>

19. Frankel, J. A. (1979). A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
20. Frenkel, M., & Koske, I. (2004). How well can monetary factors explain the exchange rate of the euro? *Atlantic Economic Journal*, 32(3), 233-244. <https://www.doi.org/10.1007/bf02299441>
21. Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)01685-7](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(96)01685-7)
22. Groen, J. J. (2000). The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon. *Journal of International Economics*, 52(2), 299-319. [https://www.doi.org/10.1016/s0022-1996\(00\)00061-1](https://www.doi.org/10.1016/s0022-1996(00)00061-1)
23. Haldrup, N. (1998). An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 595-650. <https://www.doi.org/10.1111/1467-6419.00069>
24. Hansen, H., & Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR Models. *The Econometrics Journal*, 2(2), 306-333. www.jstor.org/stable/23115023
25. Hassan, F. (2016). The price of development. The Penn-Balassa-Samuelson effect revisited. *Journal of International Economics*, 102, 291-309. <https://www.doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.07.009>
26. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://www.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://www.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
27. Johansen, S. (1995). Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics*, 69(1), 111-132. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01664-1](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01664-1)
28. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
29. Macdonald, R., & Taylor, M. P. (1992). Exchange rate economics. A survey. *Staff Papers International Monetary Fund*, 39(1), 1-57. <https://www.doi.org/10.2307/3867200>
30. MacDoland, R. (2007). Exchange rate economics. Theories and evidence. Londres: Routledge. <https://www.doi.org/10.4324/9780203380185>
31. Maddala, G. S., & Kim, I. (1998). Unit roots, cointegration and structural change. Cambridge (MA): Cambridge University Press. <https://www.doi.org/10.1017/cbo9780511751974>
32. Martínez, F. A. (2010). An alternative theory of real exchange rate determination. Theory and empirical evidence for the Mexican economy, 1970-2004. *Investigación Económica*, 69(273), 55-84. <https://www.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2010.273.24249>

33. Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies. *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. [https://www.doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-x](https://www.doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-x)
34. Mussa, M. (1976). The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(2), 229. <https://www.doi.org/10.2307/3439926>
35. Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281. <https://www.doi.org/10.1080/01621459.1995.10476510>
36. Paruolo, P. (1996). On the determination of integration indices in I(2) Systems. *Journal of Econometrics*, 72(1-2), 313-356. [https://www.doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01725-9](https://www.doi.org/10.1016/0304-4076(95)01725-9)
37. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge (MA): Cambridge University Press.
38. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://www.doi.org/10.1002/jae.616>
39. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://www.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
40. Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2004). Testing the monetary model of exchange rate determination. A closer look at panels. *Journal of International Money and Finance*, 23(6), 867-895. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.05.002>
41. Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063-1119. <https://www.doi.org/10.1257/jel.51.4.1063>
42. Salim, A., & Shi, K. (2019). A cointegration of the exchange rate and macroeconomic fundamentals. The case of the Indonesian rupiah vis-à-vis currencies of primary trade partners. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 87. <https://www.doi.org/10.3390/jrfm12020087>
43. Sarno, L., & Taylor, M. (2002). The economics of exchange rates. Nueva York: Cambridge University Press.
44. Tawadros, G. B. (2017). Revisiting the exchange rate disconnect puzzle. *Applied Economics*, 49(36), 3645-3668. <https://www.doi.org/10.1080/0036846.2016.1265077>

45. Uz, I., & Ketenci, N. (2010). Exchange rate determination. Monetary approach in the new EU members and Turkey. *Applied Economics Letters*, 17(10), 963-967. <https://www.doi.org/10.1080/13504850802599458>
46. Zhang, G. (2014). Exchange rates and monetary fundamentals: What do we learn from linear and nonlinear regressions? *Economics Research International*, 2014, 746956. <https://doi.org/10.1155/2014/746956>
47. Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://www.doi.org/10.2307/1391541>

VARIABLES Y FUENTES ESTADÍSTICAS

S = tipo de cambio interbancario (venta) pesos por dólar estadounidense, correspondiente al valor de cierre del último mes de cada trimestre, Banco de México.

P = índice nacional de precios al consumidor (base 2018=100), INEGI.

M2 = agregado monetario M2 en miles de pesos corrientes, Banco de México.

Y = PIB en millones de pesos, a precios de 2013, INEGI.

i = tasa de interés de los CETES a 91 días, correspondiente al último mes de cada trimestre, Banco de México.

P* = índice de precios al consumidor (base 1982-84=100), Reserva Federal.

M2* = Agregado monetario M2, en miles de millones de dólares estadounidenses, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Y* = PIB en miles de millones de dólares estadounidenses a precios de 2012, Federal Reserve Bank of St. Louis.

i* = Tasa de interés Letras del Tesoro a tres meses (Estados Unidos), correspondiente al último mes de cada trimestre, Federal Reserve Bank of St. Louis.

RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LOS *CREDIT DEFAULT SWAPS* Y LA DEUDA PÚBLICA. ANÁLISIS EN EL CONTEXTO LATINOAMERICANO

Jeimy Lorena Martínez Arroyo
Nini Johana Marín Rodríguez

Martínez Arroyo, J. L., & Marín Rodríguez, N. J. (2021). Relación dinámica entre los *Credit Default Swaps* y la deuda pública. Análisis en el contexto latinoamericano. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 583-608.

Se analiza cómo los *Credit Default Swaps* (CDS) están relacionados con el riesgo soberano en Brasil, Chile, Colombia y México, durante el período 2010-2019. Se estiman modelos de correlación condicional dinámica (DCC) y pruebas de causalidad de Granger. Se encuentra una tendencia general decreciente en las correlaciones de los últimos años de la muestra, lo cual puede ser explicado por una mejoría en la calificación de deuda soberana y una caída en riesgo de inversión en

J. L. Martínez Arroyo
Universidad de Medellín, Suramericana S. A., Medellín, Colombia.
Correo electrónico: jlmartinez@sura.com

N. J. Marín Rodríguez
Universidad de Medellín, Facultad de Ingeniería, Medellín, Colombia.
Correo electrónico: njmarin@udem.edu.co

Sugerencia de citación: Martínez Arroyo, J. L., & Marín Rodríguez, N. J. (2021). Relación dinámica entre los *Credit Default Swaps* y la deuda pública. Análisis en el contexto latinoamericano. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 583-608. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.81997>

Este artículo fue recibido el 2 de septiembre de 2019, ajustado el 9 de marzo de 2020, y su publicación aprobada el 18 de marzo de 2020.

Colombia, Chile y Brasil. Además, los resultados empíricos evidencian que los CDS tienen influencia en el comportamiento de los bonos de deuda pública.

Palabras clave: *credit default swaps*; correlación condicional dinámica; derivados de crédito; deuda soberana; riesgo de crédito.

JEL: C32, C51, D81, G12, H63.

Martínez Arroyo, J. L., & Marín Rodríguez, N. J. (2021). Dynamic relationship between Credit Default Swaps and sovereign debt. Analysis on the Latin-American context. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 583-608.

We analyse how the Credit Default Swaps (CDS) are related to sovereign risk in Brazil, Chile, Colombia, and Mexico, during the period 2010-2019. Dynamic conditional correlation (DCC) models and Granger causality tests are estimated. There is a decreasing general trend in the correlations of the last years of the sample, which can be explained by an improvement in the sovereign debt credit rating and a fall in investment risk in Colombia, Chile, and Brazil. In addition, the empirical results show that the CDS influences the behaviour of public debt bonds.

Keywords: Credit default swaps; credit derivatives; credit risk; dynamic conditional correlation; sovereign debt.

JEL: C32, C51, D81, G12, H63.

Martínez Arroyo, J. L., & Marín Rodríguez, N. J. (2021). Relação dinâmica entre *Credit Default Swaps* e a dívida pública. Análise no contexto latino-americano. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 583-608.

Analisa-se como os *Credit Default Swaps* (CDS) se relacionam com o risco soberano no Brasil, Chile, Colômbia e México, durante o período 2010-2019. Modelos de correlação condicional dinâmica (DCC) e testes de causalidade de Granger são estimados. Observa-se uma tendência decrescente geral nas correlações dos últimos anos da amostra, que pode ser explicada por uma melhora no rating da dívida soberana e uma queda no risco de investimento na Colômbia, Chile e Brasil. Além disso, os resultados empíricos mostram que os CDS influenciam o comportamento dos títulos da dívida pública.

Palavras-chave: *credit default swaps*; correlação condicional dinâmica; derivados de crédito; dívida soberana; risco de crédito.

JEL: C32, C51, D81, G12, H63.

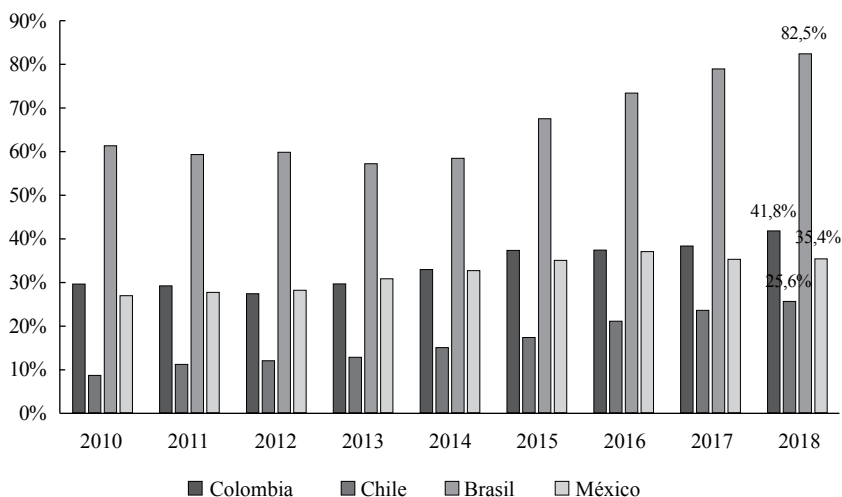
INTRODUCCIÓN

Los *Credit Default Swaps* (CDS) traducidos al español como “permutas de incumplimiento crediticio”, funcionan como un instrumento de protección, donde, a cambio del pago de una prima, se da una protección al vendedor que promete pagar al comprador una garantía en caso de un evento de *default* (impago) u otro evento adverso para un contrato crediticio. Si, durante los términos del CDS, el evento de crédito o *default* llega a ocurrir, automáticamente debe hacerse efectivo el pago de la garantía (Schwarcz y Schwarcz, 2016). Ello permite a los CDS ser instrumentos claves para transferir el riesgo crediticio expuesto por deuda pública. De esta manera, los CDS sobre deuda externa pública pueden ser utilizados como *proxy* del riesgo soberano.

En la Figura 1, se aprecia que, según los datos más recientes disponibles en el Fondo Monetario Internacional (FMI), para 2018, dentro de los países analizados, el más endeudado como porcentaje del PIB es Brasil (82,5%), seguido de Colombia (41,8%), México (35,4%) y Chile (25,6%). Además, en épocas recientes se ha experimentado alta volatilidad del tipo de cambio a nivel internacional, explicada por diferentes tensiones comerciales y medidas económicas adoptadas por China y Estados Unidos, principalmente. Todo ello ha tenido efecto negativo en las economías nacionales, debido a que las deudas públicas están denominadas en su mayoría en dólares. En este contexto, el uso de CDS constituye una alternativa financiera que permite cubrir el impacto de las fluctuaciones de los mercados nacionales e internacionales en el saldo de dicha deuda.

Figura 1.

Deuda del Gobierno central como porcentaje del PIB, 2010-2018



Fuente: elaboración propia con datos de FMI.

De ese modo, los cambios en el riesgo de crédito soberano y en el rendimiento de los bonos de deuda pública de un país pueden verse influidos por factores externos globales, como ciclos económicos, periodos de recesión o expansión y tasas de interés libres de riesgo. De esta manera, existe una relación entre la dinámica de formación de precios en los CDS de deuda soberana y los mercados de bonos, donde los rendimientos del CDS y del bono están cointegrados. Por medio del modelo de vector de corrección del error (VECM, por sus siglas en inglés), Hassan, Ngene y Yu (2015) estudian esta relación y concluyen que los mercados de bonos de deuda soberana son más eficientes para integrar nueva información en cuanto a cambios en el riesgo de crédito de un país.

Es importante tener presente que los derivados exóticos son una opción de cobertura, dado su diseño para transferir el riesgo de un activo hacia uno subyacente, en especial el riesgo de crédito como es el caso de los CDS. Sin embargo, en Colombia su aplicación es restringida, la circular reglamentaria externa DODM 144 (Banco de la República, 2016), se refiere exclusivamente a riesgos de derivados de tasa de cambio, tasa de interés e índices bursátiles, donde en las operaciones permitidas pueden incluirse cláusulas referidas a eventos crediticios, siempre y cuando se trate del riesgo de cualquiera de las partes del contrato.

Esta circular establece que, en Colombia, solo es posible celebrar CDS para cobertura de las inversiones admisibles en activos de renta fija emitidos en moneda extranjera por emisores externos autorizados con calificación crediticia de grado de inversión. Esto sucede por los riesgos potenciales del uso de derivados de crédito en un mercado en crecimiento, donde aún no se tiene un completo conocimiento de estos instrumentos, los cuales pueden ser utilizados para mitigar la exposición al riesgo de crédito. En consecuencia, los derivados de crédito pueden utilizarse para transferir el riesgo a un tercero que resida en el exterior, con el cual la entidad que los realiza no tenga ningún vínculo.

A través del uso de diferentes metodologías, como el método de simulación Montecarlo, el modelo de correlación condicional dinámica (DCC, por sus siglas en inglés) o el método de simulación *Bootstrap*, pueden analizarse y simularse los *spreads* o precios de los CDS y los precios de bonos de deuda soberana. Para este estudio, se utiliza el modelo DCC, con una estimación de los comovimientos dinámicos de los precios de los bonos de deuda pública y de los CDS, a fin de capturar los cambios en las persistencias de la volatilidad a corto y largo plazo. De esta manera, puede investigarse si existe una relación entre ambos activos y considerar el peso de los CDS en el cálculo de la calificación de riesgo soberano y su uso como herramienta de cobertura sobre la deuda en mercados de países emergentes como los analizados.

Las condiciones financieras a largo plazo en Latinoamérica y las tasas de interés atractivas ante diferentes proyectos (en especial los que incentivan el desarrollo en diferentes sectores de la economía de los países) permiten que las instituciones financieras nacionales satisfagan la demanda de recursos que generan los sectores de

una economía en desarrollo, con un mercado de derivados pequeño y con pocos instrumentos derivados de crédito. En Latinoamérica, no existen investigaciones amplias que analicen a fondo el tema de los derivados de crédito locales y su aplicabilidad en cada país. Si bien existen ejercicios numéricos que cuantifican cuál debería ser el precio de los CDS para los emisores locales con diferentes tipos de calificación, realizados usando un método Montecarlo, como Arbeláez y Maya (2008) para Colombia, no existen estudios más recientes para los países restantes y tampoco se ha dado una mayor discusión sobre su impacto en deuda pública.

Así pues, este estudio tiene el propósito de analizar cómo la relación entre los CDS y la deuda pública en el mercado latinoamericano puede afectar la calificación de riesgo soberano en el período 2010-2019. Los datos empleados incluyen los títulos de deuda pública con vencimiento a 10 años y los CDS a cinco años de Brasil, Chile, Colombia y México. Adicionalmente, la investigación se propone ampliar los estudios de Bernardi, Falangi y Romagnoli (2015) y Arbeláez y Maya (2008) sobre los CDS, relacionándolos con la deuda soberana de los mercados seleccionados por medio de los bonos de deuda pública con datos recientes.

Para ello, el artículo está organizado de la siguiente manera: en la primera sección, se hace una revisión teórica de los estudios previos sobre los CDS, su relación con el mercado financiero, su impacto en países desarrollados y mercados emergentes, así como la sensibilidad del mercado de CDS frente al riesgo. En la segunda, se presenta la descripción general de la metodología empleada para validar la existencia de una relación entre los CDS y los bonos de deuda pública. En la tercera, se describen los principales hallazgos obtenidos a partir del análisis de los precios de los títulos empleados en este estudio, donde se presentan también las pruebas que contribuyen a confirmar los resultados obtenidos. Por último, se presentan las principales conclusiones derivadas del análisis.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

Concepto de los CDS y su relación con el mercado financiero

Para Rubia, Sanchis y Serrano (2016) el mercado de los CDS sobre deuda soberana especifica que, a cambio de una tasa anual fijada por el mercado y pagada trimestralmente, un comprador obtiene del vendedor una protección de crédito en contra de un *default* o evento de crédito. El *spread* (o diferencial de precio) del CDS representa el porcentaje anual sobre el total del valor del bono pagado al vendedor por obtener la protección.

Adicionalmente, Rubia *et al.* (2016) analizan un conjunto de datos de *spreads* de bonos de deuda pública del G-20, por medio de regresiones determinantes y predictivas, usando un modelo de intensidad cuadrática sugerido por Houweling y Vorst (2005) y el modelo de Nelson y Siegel, (1987). De dicho análisis se deduce que, por un lado, existe una conexión empírica con los factores de mercado de amplia iliquidez y la valuación incorrecta de los CDS sobre deuda pública y, por

otro, se dan diferencias entre el valor teórico y el valor de mercado del CDS, las cuales no solo pueden darse por errores en su apreciación, sino también por fricciones del mercado donde la volatilidad incrementa la asimetría informacional y puede generar pérdidas a la hora de deshacer posiciones.

La mayoría de los inversores comercia en los mercados de CDS con fines especulativos o de cobertura. Para ambos tipos de agentes, la evidencia de que los modelos de precios del CDS de última generación pueden generar precios sistemáticamente apartados de los precios reales es particularmente relevante para sus implicaciones económicas. Las decisiones de invertir basadas en los precios teóricos generados por estos modelos pueden conducir a resultados subóptimos en un escenario de socorro. Sin embargo, si se supone erróneamente que los diferenciales de CDS soberanos reflejan únicamente el riesgo de incumplimiento, la severidad de las condiciones de mercado subyacentes podría sobreestimarse en gran medida, en particular durante periodos de dificultades. En este contexto, los precios de la transacción ya no reflejan valores fundamentales, sino que incluyen también grandes primas de riesgo de iliquidez, de modo que exponen a los agentes a liquidar sus posiciones prematuramente e incurren posiblemente en pérdidas sustanciales.

Por su parte, Shaw, Murphy y O'Brien (2014) mencionan que las similitudes entre la estructura temporal de los CDS y la estructura temporal de las tasas de interés permiten modelar con éxito las curvas CDS, utilizando un modelo parsimonioso de tres factores propuesto por Nelson y Siegel (1987). Los autores extienden el modelo dinámico de Diebold y Li (2006) del modelo de Nelson y Siegel (1987) a CDS, modelando en él los CDS y las curvas de rendimiento, donde son representativos el nivel, la pendiente y la curvatura de la curva de rendimientos y se exploran las capacidades de pronóstico de la muestra del modelo.

Usando un modelo autorregresivo univariado AR de 1, 5 y 10 días de los precios de CDS de nueve países de la Eurozona, el pronóstico de 5 y 10 días siempre supera la caminata aleatoria tanto para los rendimientos como para los CDS en el estudio de Shaw *et al.* (2014). Ello reafirma la capacidad de la metodología de Diebold y Li (2006) para pronosticar los rendimientos, pues proporciona nuevas pruebas de que esta metodología es eficaz cuando se aplica a los diferenciales de CDS y permite analizar su comportamiento.

Como se mencionó, los cambios en el riesgo de crédito soberano y en el rendimiento de los bonos de deuda pública son influenciados por factores externos globales, como tasas de interés, tasas de cambio e inflación. Para Hassan *et al.* (2015) existe una relación entre la dinámica de formación de precios en los CDS de deuda soberana y los mercados de bonos. La existencia de relaciones de precios de equilibrio o de cointegración es un enfoque de dos pasos que implica (1) comprobar si el CDS y los *bonds spreads* (BS) presentan raíz unitaria (son no estacionarios) y (2) pruebas para determinar la existencia de cointegración o la coexistencia de relaciones de largo plazo, utilizando el enfoque de Søren Johansen (1988; 1991).

Asimismo, Vuilleme y Peltonen (2015) presentan un modelo de prueba de estrés para el mercado de CDS, con un enfoque en la interacción entre los bonos y los CDS, el cual permite un análisis de los mecanismos de transferencia de riesgo de crédito e incluye características de riesgo de mercado y de liquidez. El modelo presenta cinco canales de pérdidas y contagio condicionados a un evento crediticio: (1) pérdidas directas en las tenencias de bonos, (2) reducciones en otras exposiciones de los bonos correlacionados, (3) reembolsos CDS desencadenados por el evento crediticio, (4) el aumento de los requisitos de garantías para satisfacer los diferenciales de CDS más altos en las entidades de referencia no impagos y (5) la propagación contagiosa de los fallos de las contrapartes, ya sea a través de la insolvencia o la falta de liquidez.

Los autores calibran su modelo utilizando un conjunto de datos sobre 65 bancos europeos importantes, que incluyen sus títulos soberanos y participaciones en CDS. Además, realizan la simulación de un conjunto de escenarios de eventos de crédito soberano, centrándose en la magnitud relativa de cada uno de los canales de transmisión para una amplia gama de tasas de recuperación.

Por otro lado, Bernardi *et al.* (2015) elaboran un modelo jerárquico e híbrido basado en cópulas para la agregación de riesgos. Con ello, calculan una función de pérdida de una cartera de deuda soberana a nivel mundial, que representa una dependencia sistémica de todos los países y genera una valoración global de los riesgos financieros. Este enfoque permite tener en cuenta el comportamiento no cambiante o sistémico de una cartera de deudas soberanas agrupadas en varias clases con riesgo homogéneo y recuperar una posible jerarquía de riesgos. El comportamiento no cambiante o sistémico es el relacionado con el riesgo sistémico de cada cartera soberana, influenciado por factores macroeconómicos con efecto en el mercado global.

Además, en el estudio de Bernardi *et al.* (2015), se eligieron 61 países que representan el mundo entero, a 29 de enero de 2013. A partir de los precios de los CDS de dicha muestra, por medio del método de simulación *Bootstrap*, obtuvieron las probabilidades implícitas de incumplimiento. Los CDS permitieron a los autores tener en cuenta la dependencia sistémica de todos los países con una valoración global de los riesgos financieros. Para ellos, los CDS pueden ser usados como instrumentos de transferencia de riesgo ya que permiten

compensar la liquidación de las obligaciones generadas por la realización de operaciones con instrumentos financieros derivados pactados con una misma contraparte en el mercado sobre el mostrador y hacer efectivas las garantías que hayan sido constituidas para el cumplimiento de dichas operaciones, bajo las condiciones que se hayan acordado o establecido en los respectivos contratos marco para la realización de instrumentos financieros derivados. (Banco de la República, 2016, p. 2)

Ello, considerando que las garantías pactadas por ambas partes dentro del CDS proporcionan una protección contra el incumplimiento.

Impactos de CDS en países desarrollados y mercados emergentes

En el estudio de Hassan *et al.* (2015) se utiliza el método más eficiente de Dickey-Fuller de mínimos cuadrados generalizados (DF-GLS) de Elliott, Rothenberg y Stock (1996) y la prueba PP de Phillips-Perron (1988). Los datos utilizados para el descubrimiento de precios por los autores son los diferenciales semanales de los CDS soberanos y los bonos de mercados emergentes (EMBI) para siete países emergentes: Argentina, Brasil, México, Colombia, Filipinas, Sudáfrica y Turquía.

Por medio del modelo VECM, se estudia dicha relación y concluyen que, primero, los rendimientos del CDS y de los bonos están cointegrados y, segundo, los mercados de bonos deuda soberana son más eficientes a la hora de integrar nueva información con respecto a cambios en el riesgo de crédito de un país. Los diferenciales de CDS y bonos se caracterizan por la presencia de raíz unitaria, para cada soberano, razón por la cual los CDS y los diferenciales de bonos presentan relaciones de cointegración a largo plazo. Adicionalmente, las pruebas de causalidad de Granger efectuadas por los autores muestran también que existe un vínculo e interacción a corto plazo entre los CDS soberanos y los mercados de bonos soberanos en todos los mercados, debido a la causalidad bidireccional.

En la investigación de Amstad, Remolona y Shek (2016), por medio de un análisis de regresión para diez países desarrollados y dieciocho mercados emergentes sobre datos mensuales entre enero de 2004 y diciembre de 2014, definen que los factores de riesgo no dependen principalmente de los fundamentales macroeconómicos, sino del comportamiento de los mercados emergentes. Al analizar los rendimientos de los contratos soberanos de CDS se sigue el enfoque de Longstaff, Pan, Pedersen y Singleton (2011) quienes se basan en los diferenciales de los CDS soberanos y sostienen que “la mayoría del riesgo de crédito soberano puede vincularse a factores globales” (p. 1), enfatizando en el papel de las primas de riesgo.

De igual manera, los autores encuentran que las pruebas estadísticas para las pausas en los movimientos de los rendimientos de CDS sugieren una ruptura en el momento de la erupción de la crisis mundial de 2008, considerando dos subperiodos por separado, una “vieja normalidad” antes del brote de la crisis y una “nueva normalidad”, después de ella. Para cada subperiodo se extraen los componentes principales proporcionando un número convenientemente pequeño de factores de riesgo globales. Tales factores, como razones de deuda/PIB, saldos fiscales, saldos de cuenta corriente, calificaciones crediticias soberanas, apertura comercial, crecimiento del PIB y profundidad del mercado de bonos domésticos, tienen efecto en las primas de riesgo. En la vieja normalidad, la razón deuda/PIB por sí misma

explica aproximadamente la mitad de la variación en los rendimientos de CDS, consistente con el enfoque tomado por los autores. Finalmente, este factor se vuelve más dominante en la nueva normalidad, pues explica más de tres quintas partes de la variación de los rendimientos.

Cuando se trata de cómo los diferentes países cargan en este factor, se encontró que los fundamentales macroeconómicos comúnmente citados tienen poca influencia en las cargas específicas del país en el factor. En cambio, la variable explicativa más importante para las diferencias en las cargas es una variable ficticia que identifica si un país es o no un mercado emergente, diferenciando dos periodos con factores de riesgo global, conducidos por la variación de los rendimientos de los CDS, antes y después de la crisis de 2008, donde los factores de riesgo se vuelven más dominantes. Este factor representa los apetitos de riesgo variables en el tiempo de los inversores globales, los cuales no parecen diferenciarse de manera significativa en los mercados emergentes entre sí, pero sí entre los mercados emergentes y las economías avanzadas, según los resultados del análisis de Amstad *et al.* (2016).

Sensibilidad del mercado de CDS frente al riesgo

El marco de la simulación permite dos preocupaciones principales, expresadas sobre la potencial fragilidad del mercado de CDS: las relacionadas con la capacidad del mercado para liquidar un evento de crédito importante, derivado, principalmente, de los grandes montos nominales de CDS en juego y las relacionadas al potencial riesgo de contagio. Una contribución del modelo es que incorpora, explícitamente, varias características propias de mercados de derivados sobre el mostrador (OTC, por sus siglas en inglés), incluidos la constitución de garantías, acuerdos de garantía de compensación y la liquidación de los procedimientos de compensación en caso de incumplimiento de la contraparte.

Con ello, Vuillemy y Peltonen (2015) buscan proporcionar un marco de modelación para evaluar el potencial rol de mitigador o amplificador de riesgos de los CDS en caso de un evento de crédito. De acuerdo con los resultados de la simulación, las pérdidas de los bancos debido a las exposiciones de los bonos parecen ser significativamente más importantes en magnitud que las pérdidas debidas a exposiciones CDS puras y al riesgo de contraparte en el mercado de CDS.

Adicionalmente, Guarín, Liu y Ng (2014) resaltan que (1) el riesgo de impago de crédito (*default*) es de gran preocupación para los mercados financieros y (2) los CDS ocupan un papel importante en la cobertura de riesgo. Para los autores, el alcance de los CDS debe centrarse en la probabilidad de *default* y su variación dinámica en el tiempo. Los autores proponen un filtro no lineal para revelar conjuntamente la intensidad del riesgo neutral de *default* latente y un vector de parámetros implícito en la estructura de los términos de rendimientos del CDS.

El filtro no lineal mencionado se calcula a partir de la solución recursiva de la ecuación Fokker-Planck (FPE), mediante la interpolación sin malla, y se actualiza a través de la fórmula de Bayes con cada nueva observación. Como el FPE es lo suficiente robusto para incorporar modelos que implican funciones no lineales y errores no gaussianos, ofrece una flexibilidad y una precisión excepcionales, de modo que proporciona estimaciones confiables y exactas de los parámetros del modelo; además, hace que la dinámica estimada del riesgo por defecto siga de cerca el proceso real de los CDS.

Para Madan (2014), los CDS son utilizados como herramientas para analizar la aceptabilidad del riesgo en los mercados. Este autor menciona que los mercados negocian en sí muchos eventos. Sin embargo, entre los contratos relativamente simples, con solo dos valores de pago, se encuentran los CDS, los cuales pueden permitir inferir la probabilidad de riesgo de incumplimiento neutral a partir de sus precios. La estimación de los parámetros se da por medio de un modelo econométrico de distribución log-normal de máxima verosimilitud, basado en la literatura (Jacquier y Jarrow, 2000), suponiendo que los datos son generados por variables aleatorias, distribuidas normal estándar y volatilidad log-normal. El modelo log-normal se emplea explícitamente por Madan (2014) para relacionar las probabilidades físicas de incumplimiento con los precios de *swaps* de incumplimiento de crédito cotizados en los mercados. Los datos sobre las probabilidades de incumplimiento de los seis principales bancos estadounidenses durante el período comprendido entre enero de 2006 y enero de 2014 se emplean para estimar a partir de cotizaciones de mercado sobre las tasas de CDS. En el periodo de la crisis financiera de 2008, se registró un aumento de la tasa máxima de descuento y su expansión sobre la tasa mínima, junto con un aumento en el nivel máximo de estrés exigido para la aceptabilidad, y un patrón estable para la velocidad de ajuste de la tasa a lo largo del periodo.

En el ámbito mundial, reguladores, bancos y otros participantes del mercado han notado que la verdadera evaluación del riesgo de crédito es más crítica y compleja que antes de la crisis crediticia de Estados Unidos. La falta de comprensión de los riesgos de crédito y liquidez relacionados con los instrumentos financieros fue una de las principales razones de la crisis crediticia iniciada en Estados Unidos, según Gökgöz, Uğur y Yolcu (2014) y, debido a sus estructuras complejas, los riesgos relacionados con derivados de crédito no fueron evaluados con precisión, por lo que se llegó a considerar que esos eventos derivados fueron sus principales causantes.

Sin embargo, estos autores mencionan que, si sus estructuras se comprenden y sus riesgos se evalúan, el uso de derivados de crédito mejorarían la profundidad del mercado y, consecuentemente, reduciría la asimetría de información de los mercados financieros. Ello, como resultado de la velocidad de la globalización, la integración y la interacción entre los mercados de crédito que han crecido de manera rápida. Así, Gökgöz y su equipo (2014) sugieren que para superar la competencia

y obtener una porción más grande de la participación en el mercado, se han creado nuevos instrumentos como derivados de crédito. Con el fin de evitar la intermediación de préstamos adicionales, bancos y prestamistas transfieren su riesgo de crédito mediante los CDS.

Asimismo, Claußen, Löhr, Rösch y Scheule (2015) analizan cómo los factores de riesgo sistemático también afectan los precios de los CDS en un marco empírico de dos etapas. En primer lugar, calculan las sensibilidades específicas del contrato (betas), hasta varios factores de riesgo sistemático por regresiones de series de tiempo, usando los *spreads* de CDS cotizados de 339 entidades de Estados Unidos. En segundo lugar, se muestra que estas sensibilidades específicas del contrato están a un precio cruzado transversalmente con los *spreads* de los CDS, después de controlar los factores de riesgo individuales.

Como resultado, las estimaciones positivas de beta confirman las expectativas teóricas de los autores y sugieren que los participantes del mercado son positivamente recompensados por el riesgo de mercado, expresado a través de la volatilidad en los mercados de valores, donde, si la volatilidad en los mercados bursátiles es alta (o baja), los inversionistas de *swaps* pueden recibir una prima de riesgo alta (o baja), incluida en el *spread* del CDS.

MÉTODOS DE ESTIMACIÓN

Por medio de pruebas de coeficientes de correlación condicional dinámicos bajo el método DCC-GARCH se indica que los CDS sirven como una protección eficaz contra los riesgos en todos los sectores de valores. Dado que los CDS ofrecen protección contra el riesgo de incumplimiento, una asociación positiva entre los rendimientos de las acciones y el riesgo de incumplimiento implica que los CDS ofrecen beneficios potenciales de protección a los inversores en acciones. Para Ratner y Chiu (2013), los CDS también proporcionan un refugio seguro en tiempos de extrema volatilidad del mercado de valores y durante períodos de crisis financiera en un número limitado de sectores. La muestra para el análisis de los autores son los datos de índice de CDS que corresponden a los datos de índices bursátiles basados en los sectores del mercado petróleo y gas, materiales básicos, industriales, bienes de consumo, salud, servicios al consumidor, telecomunicaciones, servicios públicos, finanzas y tecnología.

Los datos diarios para todas las series se obtienen de Datastream de 2010 a 2019. La serie temporal de los coeficientes de correlación condicional dinámica (Pt) entre el CDS y los índices bursátiles de cada sector se extraen del modelo DCC-GARCH. Como resultado, los signos de los coeficientes de correlación son casi universalmente negativos para todos los sectores. En un sentido estático, esto indica que los aumentos en los CDS se asocian con descensos en los índices bursátiles, lo que es indicativo de una cobertura potencial de la cartera.

Prueba de causalidad de Granger

Al analizar la relación entre dos variables, es posible concluir que esto no implica, precisamente, una relación de causalidad. En el campo econométrico, pueden encontrarse elevadas correlaciones entre variables que no tienen significado económico, o bien son relaciones espurias. Granger (1969) realiza un estudio para probar la causalidad de series temporales no estacionarias, pero cointegradas en el corto plazo, de forma que se dice que una variable X es causada por una variable Y , pero dada la no estacionariedad de las series, la correlación debe ser corregida mediante el modelo de corrección de errores.

Sean X_t, Y_t dos series de tiempo estacionarias con media cero. En este caso, el modelo causal simple es el que muestra la ecuación (1).

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

Donde ε_t, η_t son dos series de ruidos blancos no correlacionadas, por ejemplo, $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 = E[\eta_t \eta_s], s \neq t$, y $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0$, dado todo t, s . En el modelo (ecuación 1), m puede ser igual a infinito, pero en la práctica, dada la disponibilidad de los datos en un horizonte finito, m se asume como una variable finita y en el corto plazo, en el que está dada la serie de tiempo. La definición de causalidad dada en el modelo implica que Y_t está causando a X_t , dado un b_j que sea diferente de cero. De la misma manera, X_t está causando a Y_t , dado un c_j que sea distinto de cero. Para ambos casos, se dice que existe una relación de *feedback* o retroalimentación, entre X_t y Y_t . Un modelo más general de una causalidad instantánea sería el representado en la ecuación (2).

$$X_t + b_0 Y_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t + c_0 X_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

Si las variables son de tal forma que esta clase de representación (modelo 2) se necesita, entonces, se produce instantáneamente una causalidad, donde el conocimiento de Y_t mejora la predicción o bondad de ajuste de la primera ecuación para X_t . Para el presente estudio, la variable Y_t corresponde a los retornos diarios de los CDS, y X_t representa los retornos diarios de los títulos de deuda soberana de los países analizados.

Esta prueba permite complementar el modelo DCC-GARCH, para concluir si existe una correlación fuerte entre las variables analizadas en el presente estudio.

Modelo de correlación condicional dinámica (DCC)

Engle (2002) presenta una nueva clase de estimadores GARCH multivariados (también llamados DCC-GARCH), que pueden ser vistos como una generalización del estimador de la correlación condicional constante de Bollerslev en 1990. En concreto, en el modelo de Bollerslev, se cumple la ecuación (3).

$$H_t = D_t R D_t \tag{3}$$

Donde $D_t = \text{Diag}\{h_{i,t}\}$ y R es una matriz de correlación que contiene las correlaciones condicionales, como puede verse directamente desde la reescritura de la ecuación (3) como la ecuación (4), que se muestra enseguida.

$$E_{t-1}(e_t e_t') = D_t^{-1} H D_t^{-1} = R \tag{4}$$

Desde $e_t = D_t^{-1} r_t$

Las expresiones para h se consideran modelos GARCH univariados; sin embargo, estos modelos ciertamente podrían incluir funciones de las otras variables en el sistema como variables predeterminadas.

Engle (2002) propone un estimador llamado “modelo de correlación condicional dinámica” (DCC). Este modelo difiere solo al permitir que R varíe en el tiempo dando un modelo como el representado por la ecuación (5).

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{5}$$

Las parametrizaciones de R tienen los mismos requisitos que H, excepto que las varianzas condicionales deben ser una unidad.

Probablemente, el más simple, y uno de las más exitosos, sea el modelo de exponencial suavizada que puede expresarse como muestra la ecuación (6).

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\sum_{s=1}^{\infty} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s}}{\sqrt{\left(\sum_s \lambda^s \varepsilon_{i,t-s}^2\right) \left(\sum_s \lambda^s \varepsilon_{j,t-s}^2\right)}} = [R_t]_{i,j} \tag{6}$$

Lo anterior significa un promedio geométrico ponderado de residuos estandarizados. Claramente, estas ecuaciones producen una matriz de correlación en cada momento en el tiempo. Una forma simple de construir esta correlación es a través del suavizamiento exponencial (ecuaciones 7 a 9).

$$q_{i,j,t} = (1-\lambda)(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{i,j-1}) + \lambda(q_{i,j,t-1}) \quad (7)$$

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$$

El modelo GARCH (1,1) propone una alternativa natural, como se muestra en la ecuación (8).

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} + \alpha(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{i,j-1} - \bar{\rho}_{i,j}) + \beta(q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) \quad (8)$$

A partir de ello, reescribiendo la expresión anterior, se obtiene una fórmula como la de la ecuación (9).

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} \left(\frac{1-\alpha-\beta}{1-\beta} \right) + \alpha \sum_{s=1,\infty} \beta^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{i,j-s} \quad (9)$$

La expectativa incondicional del producto cruzado es $\bar{\rho}$, mientras que para las varianzas es la mostrada en la ecuación (10).

$$\bar{\rho}_{i,j} = 1 \quad (10)$$

La ecuación (11) permite calcular el estimador de correlación.

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad (11)$$

Será definido positivo como la matriz de covarianza $Q_t = |q_{i,j,t}|$, es un promedio ponderado de una matriz definida positiva y semidefinida positiva. La expectativa incondicional del numerador de la ecuación (9) es $\bar{\rho}$ y cada término en el denominador tiene un valor esperado de uno. Este modelo tiene una reversión media siempre que $\alpha + \beta < 1$ y, cuando la suma es igual a uno, es solo el modelo en el de la ecuación (5). Las versiones de matriz de estos estimadores pueden escribirse como muestran las ecuaciones (12) y (13).

$$Q_t = (1-\lambda)(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1'}) + \lambda(Q_{t-1}) \quad (12)$$

$$Q_t = S(1-\alpha-\beta) + \alpha(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1'}) + \beta Q_{t-1} \quad (13)$$

Donde S es la matriz de correlación incondicional de la ε , y α y β expresan los parámetros escalares que representan los efectos de choques pasados y correlaciones condicionales dinámicas pasadas en la correlación condicional dinámica actual. Además, existen parámetros escalares no negativos que cumplen la condición de $\alpha + \beta < 1$, lo que significa que $Q_t > 0$.

Claramente, podrían utilizarse modelos GARCH multivariados, definidos positivos, más complejos, para la parametrización de correlación, siempre que los momentos incondicionales se establezcan en la matriz de correlación de muestra. Sin embargo, Engle (2002) menciona que el objetivo es mantener simple el modelo.

Por su parte, Chiang, Jeon y Li (2007), basados en Engle (2002), mencionan que el modelo GARCH multivariado, usado para correlaciones condicionales dinámicas (DCC), tiene tres ventajas sobre otros métodos de estimación: (1) el modelo DCC-GARCH estima los coeficientes de correlación de los residuos estandarizados y, por tanto, da cuenta de la heterocedasticidad directamente; (2) el modelo permite incluir variables explicativas adicionales en la ecuación media, para medir un factor común, en lugar de concentrarse en la variable independiente; y (3) el modelo GARCH multivariado puede utilizarse para examinar múltiples rendimientos de activos, sin agregar muchos parámetros.

Es importante mencionar que las metodologías abordadas en el presente artículo, aunque ofrecen una medición de la causalidad y comovimiento de los retornos de deuda soberana con los retornos de los CDS, no brindan indicios sobre el origen de las relaciones entre las variables analizadas, lo que constituye en una limitación de los hallazgos del estudio.

DATOS, MODELACIÓN Y RESULTADOS

Datos

Los datos utilizados para el análisis pertenecen a los países latinoamericanos de Brasil, Chile, Colombia y México. Este conjunto de países se incluyó en el análisis por tratarse de las economías emergentes más fuertes del contexto latinoamericano. De esta manera, se utilizaron los precios de los bonos de deuda pública con vencimiento a diez años y de los CDS a cinco años. Para obtener una medida acertada, las estimaciones se realizaron sobre la serie de los retornos esperados de los precios de los activos de la muestra. Lo anterior tiene sentido, debido a que, al aplicar la prueba de Dickey-Fuller sobre los precios originales en todos los casos, no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. No obstante, al aplicar esa prueba sobre las series de retornos estos últimos, resultan ser estacionarios. Los valores no disponibles (*missing*), correspondientes a periodos no operativos en uno u otro mercado debidos a festivos, fueron reemplazados por el dato inmediatamente anterior para obtener semanas de cinco días.

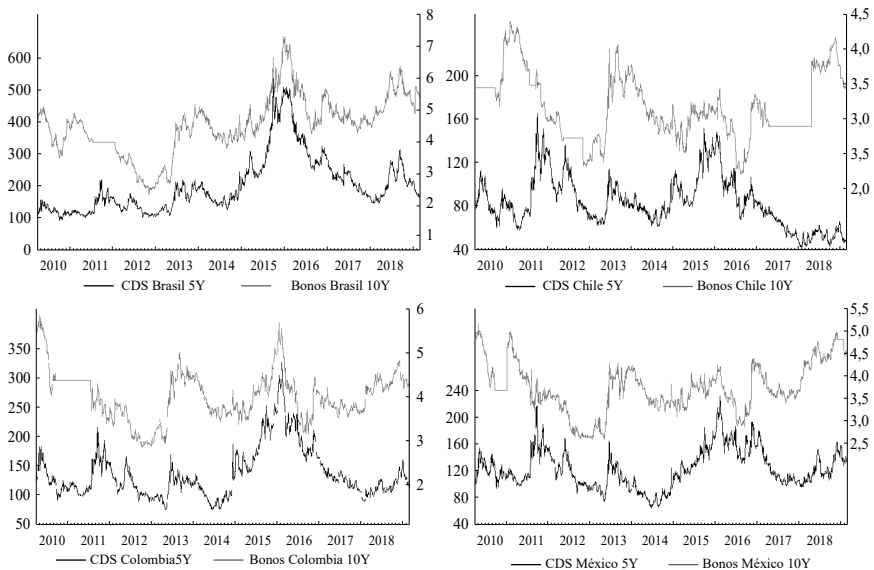
De esta manera, se tomaron datos diarios comprendidos entre el 12 de abril del 2010 hasta el 22 de febrero de 2019, para un total de 2315 observaciones. Las series inician en 2010 para eliminar los datos atípicos debidos a la crisis financiera de 2008 en Estados Unidos, cuyo impacto fue global. Adicionalmente, con el objeto de hacer un análisis que incluyera los principales países del contexto latinoamericano, se tuvo que iniciar desde 2010 dado que solo a partir de ese

año empezaron a emitirse estos títulos, para la totalidad de países considerados. La fuente de los datos fue la plataforma de información económica y financiera Bloomberg. Los cálculos del modelo DCC se hicieron en el software estadístico R.

La Figura 2 muestra la evolución de las series en el período seleccionado. Puede observarse que los precios de los bonos tienen baja volatilidad en el comportamiento de su precio a través del tiempo, realizando oscilaciones normales entre 0 y 7, e incluso, cuando su tasa asociada tiene volatilidad alta, el precio de los bonos se mantiene. Por el contrario, los CDS tienen alta volatilidad en cuanto a precios. Esto se debe a los informes de calificación soberana, que afectan el apetito de los inversionistas y los cambios en la TRM, lo cual, a su vez, tiene impacto en el valor de la deuda externa, en especial a finales de 2015 e inicios de 2016, cuando se observa alta fluctuación del precio.

Figura 2.

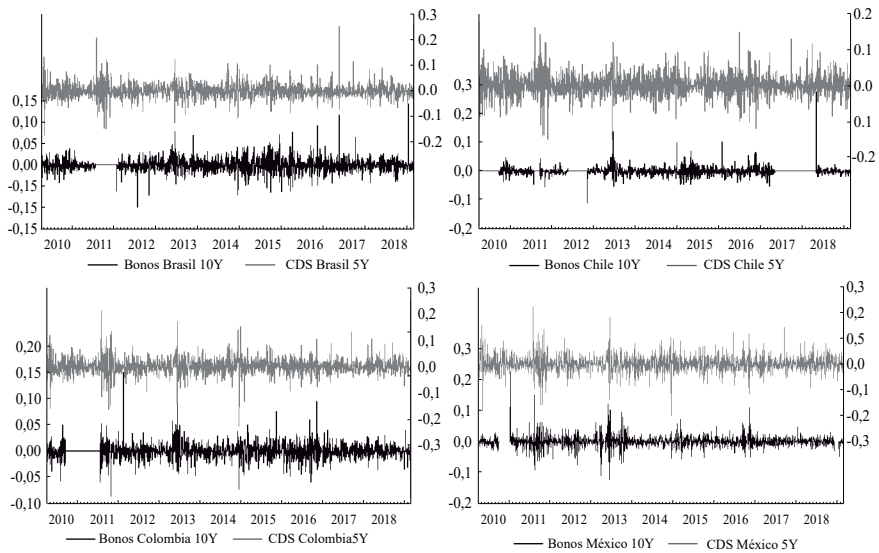
Evolución de los precios de los bonos y CDS, 2010-2019



Fuente: elaboración propia.

A su vez, la Figura 3 evidencia la baja variación de los rendimientos diarios de los bonos durante el periodo analizado, con retornos menores a 0,001 % diario, en promedio. Mientras que para los CDS el comportamiento de sus retornos es muy similar a la volatilidad presentada en sus precios diarios, a excepción de Chile, donde puede observarse mayor volatilidad en los CDS a cinco años, en comparación con su bono a diez años.

Figura 3.
Evolución de los retornos de los bonos y CDS, 2010-2019



Fuente: elaboración propia.

Modelación y resultados

La estrategia de evaluación de este artículo consiste en el uso del modelo DCC para analizar la relación dinámica entre las variables de los bonos de cada país con su respectivo CDS. Se tiene en cuenta la estacionariedad de las variables, tomando los retornos esperados de cada serie temporal para el modelo. A partir de los resultados, es posible determinar si existe alguna correlación entre los bonos de Brasil, Chile, Colombia y México y sus respectivos CDS a cinco años. De ese modo, se muestra si existe un mayor o menor impacto en la calificación soberana, pues los bonos son una variable importante para el cálculo de esta calificación. De comprobarse dicha correlación y tener inversiones de deuda, si existen noticias que afectan un mercado, el CDS puede minimizar el riesgo de baja rentabilidad del portafolio. Este sería el inicio de un análisis de cobertura de precios, donde se estudiaría la posibilidad de usar los CDS para cubrir la rentabilidad de portafolios de inversión que incluyan activos de renta fija, con un riesgo soberano asociado. Con base en los procedimientos ya presentados, se obtuvieron los resultados descritos a continuación.

Aplicación de la prueba de causalidad de Granger

Para evaluar la causalidad según Granger, se obtuvieron los resultados representados en la Tabla 1.

Tabla 1.
Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
Bonos Brasil 10y no causa en el sentido de Granger a los Brasil CDS 5y	10,354900	0,001300
Brasil CDS 5y no causa en el sentido de Granger a los bonos Brasil 10y	24,128000	0,000001
Bonos Chile 10y no causa en el sentido de Granger a los Chile CDS 5y	2,777290	0,095700
Chile CDS 5y no causa en el sentido de Granger a los bonos Chile 10y	27,679500	0,000000
Bonos Colombia 10y no causa en el sentido de Granger a los Colombia CDS 5y	16,282100	0,000060
Colombia CDS 5y no causa en el sentido de Granger a los bonos Colombia 10y	16,295900	0,000060
Bonos México 10y no causa en el sentido de Granger a los México CDS 5y	0,803920	0,370000
México CDS 5y no causa en el sentido de Granger a los bonos México 10y	0,323660	0,569500

Fuente: elaboración propia.

Según la Tabla 1, con base en un nivel de confianza del 95 %, se concluye que, para Brasil y Colombia, existe una causalidad de Granger dada por los CDS para los bonos, y viceversa, es decir, que los CDS tienen cierta influencia sobre el comportamiento de los bonos y se presenta una causalidad bidireccional (los bonos tienen cierta influencia sobre el comportamiento de los CDS).

Para Chile, se rechaza la hipótesis nula, es decir, Chile CDS 5 años no causa en el sentido de Granger a los Bonos Chile 10y. Por tanto, existe una causalidad de Granger dada por los CDS para los bonos de ese país. Es decir, los CDS tienen cierta influencia sobre el comportamiento de los bonos; sin presentarse una causalidad bidireccional (los bonos de Chile no tienen influencia sobre el comportamiento de los CDS). Esta influencia permite analizar si existe una correlación entre los CDS y los bonos, por medio de métodos adicionales como el DCC.

Para México, puede deducirse que no existe una causalidad de Granger dada por los CDS para los bonos, y viceversa. Es decir, los CDS no tienen influencia sobre el comportamiento de los bonos y no se presenta una causalidad bidireccional (los bonos no tienen influencia sobre el comportamiento de los CDS).

Asimismo, se obtuvieron los datos de estadística descriptiva para la muestra de precios diarios y sus retornos en el periodo analizado. En la tabla puede identificarse

que, en los diferentes países, los precios diarios de los bonos son muy cercanos a su media, ya que tienen una volatilidad baja; mientras tanto, para el caso de los CDS, existe una volatilidad más alta, por lo que puede evidenciarse que los precios fluctúan, de modo que se alejan más de su valor medio.

Tabla 2.

Estadística descriptiva precios diarios bonos y CDS

	Precios diarios Brasil CDS 5Y	Precios diarios bono Brasil 10Y	Precios diarios Chile CDS 5Y	Precios diarios bono Chile 10Y	Precios diarios Colombia CDS 5Y	Precios diarios bono Colombia 10Y	Precios diarios México CDS 5Y	Precios diarios bono México 10Y
Media	199,58770	4,29171	82,74511	2,46620	137,08490	3,59123	122,99690	3,53162
Mediana	172,40000	4,56400	79,51300	2,99600	125,51100	3,80800	116,98800	3,64000
Máximo	533,32300	7,29200	164,37000	4,40000	326,24800	5,91600	231,93100	5,27700
Mínimo	89,30800	0,00000	41,66500	0,00000	75,50000	0,00000	64,50300	0,00000
Desviación estándar	89,35838	1,39072	23,21977	1,42890	42,91163	1,29279	28,49086	0,97500

Fuente: elaboración propia

Por otro lado, para los retornos, en la Tabla 3, puede identificarse que, en promedio, los retornos diarios de los bonos y CDS fueron bajos, pues presentan valores menores a 0,001 %, con desviación estándar menor a 0,02 y 0,03, respectivamente. Mientras que los bonos han tenido un leve crecimiento y han mantenido en su precio, los CDS han disminuido hacia el presente, en gran parte, por la mejora de calificación de estos países ante el mundo y su caída del riesgo de inversión.

Para Colombia, según el Ministerio de Hacienda, a julio de 2016, se pagaban 1,4% menos en intereses de deuda pública en los mercados internacionales que en febrero de 2015, lo que en cierta medida explica el buen comportamiento del precio de los bonos. La desviación estándar indica, en ambos casos, que los precios han tenido un comportamiento estable, a pesar de los movimientos presentados en los mercados a los que pertenecen. Por su parte, México ha mantenido su calificación BBB+ en los últimos seis años y Chile obtuvo A+ para 2018; Brasil, a pesar de su disminución de BB+ a BB- en 2018 por el caso Odebrecht, mantiene una calificación menos vulnerable a incumplimiento que otras emisiones especulativas.

Tabla 3.

Estadística descriptiva retornos diarios bonos y CDS

	Retornos diarios bono Brasil 10Y	Retornos diarios Brasil CDS 5Y	Retornos diarios bono Chile 10Y	Retornos diarios Chile CDS 5Y	Retornos diarios bono Colombia 10Y	Retornos diarios Colombia CDS 5Y	Retornos diarios bono México 10Y	Retornos diarios México CDS 5Y
Media	0,00003	0,00012	0,00000	-0,00026	-0,00012	-0,00009	0,00007	-0,00005
Mediana	0,00000	-0,00123	0,00000	-0,00120	0,00000	-0,00131	-0,00071	0,00000
Máximo	0,14379	0,25421	0,27647	0,15984	0,14948	0,21243	0,22158	0,22619
Mínimo	-0,09876	-0,17523	-0,11198	-0,15176	-0,08641	-0,22817	-0,19919	-0,12158
Desviación estándar	0,01505	0,02741	0,01293	0,02865	0,01363	0,02847	0,02948	0,01762

Fuente: elaboración propia

Aplicación del modelo DCC

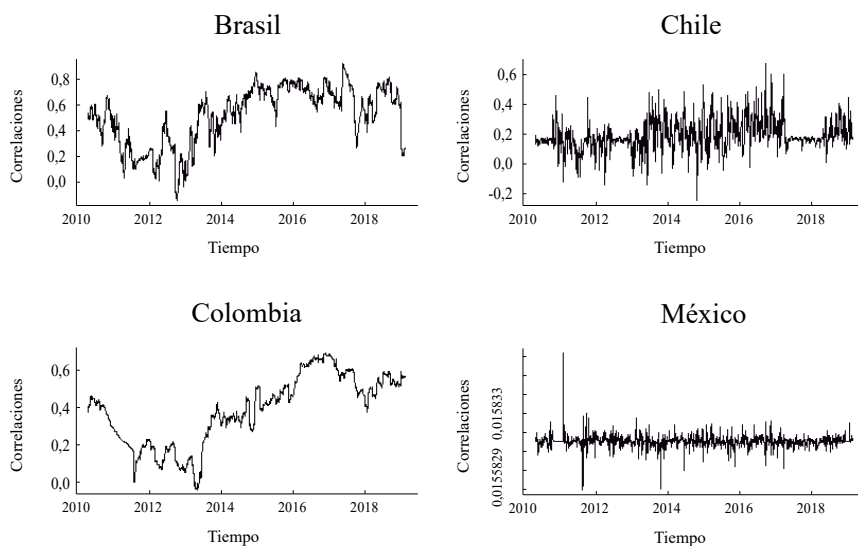
La Figura 4 muestra las correlaciones dinámicas entre los CDS y los bonos en el período seleccionado, en el cual se observa una correlación inversa entre los CDS y los bonos de los diferentes gobiernos, la cual se intensifica con el tiempo, pues se presentan periodos de alta volatilidad durante 2014 y 2016, similares a los presentados en los comportamientos de los precios y retornos de los activos analizados en este estudio.

En su estudio, Engle (2002) aumentó el dinamismo limitado existente en las correlaciones, a través del modelo de DCC, para capturar los cambios en la persistencia de la volatilidad a corto y largo plazo, traducido en una mayor percepción de las variables y menor margen error de ajuste, de modo que se obtienen resultados más concretos, con mayor confianza y más cercanos a la realidad.

Utilizando el modelo DCC, las correlaciones condicionales dinámicas en el tiempo se extraen del componente de varianza, para proporcionar una estimación de los comovimientos dinámicos de los bonos y CDS a lo largo del tiempo. Estas series se usan, después, en regresiones diferenciadas y por niveles para tener una dinámica y un nivel de co-movimiento entre ambos a lo largo del tiempo.

Figura 4.

Correlaciones dinámicas de los retornos de los bonos y CDS, 2010-2019



Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 4, se observan los valores correspondientes para α y β .

Tabla 4.

Valores estimados de correlación condicional dinámica (bonos y CDS)

	Brasil			Chile		
	α DCC	β DCC	$\alpha+\beta$ DCC	α DCC	β DCC	$\alpha+\beta$ DCC
Valores estimados	0,0421	0,9476	1	0,0748	0,7642	1
Error estándar	0,0619	0,0536	0,11544	0,0118	0,0100	0,02178

	Colombia			México		
	α DCC	β DCC	$\alpha+\beta$ DCC	α DCC	β DCC	$\alpha+\beta$ DCC
Valores estimados	0,0098	0,9900	1	0,00000023	0,6357	0,636
Error estándar	0,0269	0,0247	0,05158	0,0189	46873,0600	46873

Fuente: elaboración propia.

En cuanto a la ecuación del DCC, al ser la estimación de β cercana a 1, puede inferirse que las correlaciones son altamente persistentes, lo cual implica una alta relación entre ambos instrumentos financieros, a lo largo del tiempo de estudio. Sin embargo, como se indica en la Figura 4, se presenta una variación considerable en las correlaciones, donde la tendencia general es decreciente, lo que indica correlaciones negativas en los últimos años de la muestra e indica un comportamiento inverso entre los rendimientos de los bonos y los CDS.

Por ello, a pesar de que el coeficiente es positivo en algunos momentos, en la medida en que se acerca al presente, las correlaciones condicionales van disminuyendo y, con ello, su comportamiento a la par entre el mercado de bonos y CDS para Brasil, Chile y Colombia. Por otro lado, México es la excepción, si bien sus pares latinoamericanos presentan un comportamiento similar, para ese país, las correlaciones tienden a ser estables y con poca variación en los últimos años, pues es cercana a cero y coincide con la conclusión de la causalidad de Granger, donde puede observarse la poca relación en el comportamiento entre su bono y su CDS.

Debe aclararse que los *spreads* de los CDS incorporan una prima al riesgo ocasionado por percepción de los inversores, atada al comportamiento del riesgo crediticio del activo subyacente, más que en fundamentales económicos. Los bonos pueden verse afectados por diferentes factores económicos tanto en el corto como en el largo plazo. Noticias sobre alteración del orden público; cambios abruptos en el gabinete del Gobierno (en especial en el Ministerio de Hacienda y Crédito Público); cambios políticos; evolución de la política fiscal; las finanzas del Gobierno y las perspectivas de sostenibilidad de la deuda pública y las decisiones de política monetaria del Banco Central de cada país y el cumplimiento de la meta de inflación, entre otras, todas son variables cuyo desempeño puede afectar los precios a los que se negocian los bonos de deuda pública.

La suma de los parámetros del modelo DCC (+) es mayor que cero (lo que significa que la correlación condicional entre los bonos y los CDS no es constante). En realidad, al ser una suma igual o cercana a 1, indica que las varianzas condicionales son altamente persistentes y definen un efecto significativo no solo para la volatilidad futura tanto en el corto como en el largo plazo, lo cual permite abrir la posibilidad de realizar pronósticos, a partir de los resultados obtenidos en este estudio. En la Tabla 4, puede observarse una trayectoria de tiempo altamente volátil de correlación condicional entre los activos estudiados, esto reafirma un comportamiento inverso entre ambos instrumentos para Colombia, Chile y Brasil.

CONCLUSIONES

Es clara la correlación condicional dinámica entre los rendimientos de los bonos de deuda soberana y los rendimientos de los CDS, que cambia en el tiempo para Brasil, Chile y Colombia. En los resultados, se encontró una variación considerable en las correlaciones, donde la tendencia general es decreciente, con correlacio-

nes negativas en los últimos años de la muestra. Ello, a excepción de México, que presenta correlaciones positivas estables y cercanas a cero, lo cual refleja su historial de políticas fiscales y monetarias cautelosas que han contribuido a que el país mantenga bajos niveles de déficits gubernamentales e inflación, así como moderados niveles de deuda fiscal y externa. La combinación de políticas económicas previsibles y una economía flexible han permitido a México ajustarse a las cambiantes condiciones globales, caracterizadas por un marcado descenso en el precio del petróleo y la depreciación de la moneda local, al tiempo que mantiene un crecimiento estable y baja inflación.

A pesar de que el coeficiente es positivo en algunos momentos para Colombia, Chile y Brasil, como a finales de 2013, cuando disminuyó la calificación soberana con perspectiva negativa a la calificación de la deuda del país en moneda local. Ello encareció el precio de los CDS en esa época y disminuyó las perspectivas de inversión, lo que afectó negativamente el precio de los bonos. En la medida que se acerca al presente, las correlaciones condicionales van disminuyendo y se presenta un comportamiento inverso entre el mercado de bonos y CDS para estos países. Este fenómeno inverso se ve afectado por la mejoría de las calificaciones crediticias de deuda pública, la cual, para 2010, se encontraba en BB+, pasó a BBB- en 2013 y 2014 y se estabilizó en BBB de 2014 a 2018 para Colombia, según la Anif.

Ahora bien, para Brasil, *Standard & Poors* otorga una buena calificación en 2013 de BBB; sin embargo, a partir del caso de Odebrecht se aumentó el riesgo de incumplimiento de Brasil, de modo que pasó a BB- desde 2016. Chile por su parte, mantiene su calificación desde 2017, respaldado por su historial de políticas macroeconómicas sólidas, una buena democracia y un correcto ejercicio de la Ley, con lo que el país ha mantenido una continuidad de sus políticas económicas clave, a pesar de los cambios en el gabinete de su gobierno. El valor de los CDS ha disminuido hacia el presente gracias a dicha mejora en la calificación y su caída del riesgo de inversión. Esto, a su vez, genera un buen comportamiento del precio de los bonos, en general.

Los resultados obtenidos del modelo DCC y la prueba de causalidad concuerdan con las situaciones de los países analizados aquí y sus calificaciones, lo cual confirma su adecuado uso para este tipo de análisis y afirma la inclusión de los cambios en la persistencia de la volatilidad a corto y largo plazo. Ello cobra sentido, al considerar que, teniendo mayor percepción de las variables y menor margen de error de ajuste y, como se menciona en la descripción del modelo, se obtienen resultados más concretos, con mayor confianza y más cercanos a la realidad.

El desarrollo de esta investigación crea nuevos interrogantes, por ejemplo, el uso de los CDS como método de cobertura ante variaciones en el precio de los activos subyacentes, tanto en Colombia como en otros mercados emergentes (Brasil, México y Chile). El resultado de esta investigación en estos mercados sirve de guía para que surjan nuevas investigaciones acerca de los mercados latinoamericanos en general; el impacto de los CDS en índices accionarios locales, iniciativas

para la búsqueda de métodos de valoración de los CDS que permitan dar una estimación más precisa de su precio y su estimación de comportamiento futuro. Usar los CDS como herramienta de cobertura entre dos mercados en función del tiempo abre un análisis hacia el comportamiento y el uso de variables como la probabilidad de *default*, predicciones del comportamiento de los bonos soberanos y del mercado de divisas que impactan en la deuda externa, usando otros modelos econométricos dentro de la familia GARCH o modelos más robustos y parsimoniosos que permitan el análisis de estas variables, como fuente de estudios adicionales que complementarían los resultados de la presente investigación.

REFERENCIAS

1. Amstad, M., Remolona, E., & Shek, J. (2016). How do global investors differentiate between sovereign risks? The new normal versus the old. *Journal of International Money and Finance*, 66, 32-48. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.006>
2. Arbeláez, J. C., & Maya, C. (2008). Valoración de Credit Default Swaps (CDS). Una aproximación con el método Monte Carlo. *Cuadernos de Administración*, 21(36), 87-111.
3. Banco de la República. (2016, 18 de marzo). *Circular reglamentaria externa DODM-144. Asunto 6. Operaciones de derivados*. Bogotá: autor. <https://bit.ly/37V8Yso>
4. Bernardi, E., Falangi, F., & Romagnoli, S. (2015). A hierarchical copula-based world-wide valuation of sovereign risk. *Insurance: Mathematics and Economics*, 61, 155-169. <https://www.doi.org/10.1016/j.ins-matheco.2015.01.003>
5. Chiang, T. C., Jeon, B. N., & Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1206-1228. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.06.005>
6. Claußen, A., Löhr, S., Rösch, D., & Scheule, H. (2015). Valuation of systematic risk in the cross-section of credit default swap spreads. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 64, 183-195. <https://www.doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.007>
7. Diebold, F. X., & Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364. <https://www.doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.03.005>
8. Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. <https://www.doi.org/10.2307/2171846>
9. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350. <https://www.doi.org/10.1198/073500102288618487>

10. Gökğöz, I. H., Uğur, Ö., & Yolcu, Y. (2014). On the single name CDS price under structural modeling. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 259(Part B), 406-412. <https://www.doi.org/10.1016/j.cam.2013.07.052>
11. Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://www.doi.org/10.2307/1912791>
12. Guarin, A., Liu, X., & Ng, W. L. (2014). Recovering default risk from CDS spreads with a nonlinear filter. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 38(1), 87-104. <https://www.doi.org/10.1016/j.jedc.2013.09.006>
13. Hassan, M. K., Ngene, G. M., & Yu, J. S. (2015). Credit default swaps and sovereign debt markets. *Economic Systems*, 39(2), 240-252. <https://www.doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.07.002>
14. Houweling, P., & Vorst, T. (2005). Pricing default swaps: Empirical evidence. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1200-1225. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.009>
15. Jacquier, E., & Jarrow, R. (2000). Bayesian analysis of contingent claim model error. *Journal of Econometrics*, 94(1), 145-180. [https://www.doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00020-2](https://www.doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00020-2)
16. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12(2/3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
17. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. <https://www.doi.org/10.2307/2938278>
18. Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H., & Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 75-103. <https://www.doi.org/10.1257/mac.3.2.75>
19. Madan, D. B. (2014). Modeling and monitoring risk acceptability in markets: The case of the Credit Default Swap market. *Journal of Banking and Finance*, 47(1), 63-73. <https://www.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.05.024>
20. Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, 60(4), 473-489. <https://www.doi.org/10.1086/296409>
21. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://www.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
22. Ratner, M., & Chiu, C. C. (2013). Hedging stock sector risk with Credit Default Swaps. *International Review of Financial Analysis*, 30, 18-25. <https://www.doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.001>

23. Rubia, A., Sanchis, L., & Serrano, P. (2016). Market frictions and the pricing of sovereign credit default swaps. *Journal of International Money and Finance*, 60, 223-252. <https://www.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.04.006>
24. Schwarcz, D., & Schwarcz, S. L. (2016). Regulating systemic risk in insurance. *The University of Chicago Law Review*, 81(4), 1569-1640.
25. Shaw, F., Murphy, F., & O'Brien, F. (2014). The forecasting efficiency of the dynamic Nelson Siegel model on Credit Default Swaps. *Research in International Business and Finance*, 30, 348-368. <https://www.doi.org/10.1016/j.ribaf.2012.08.007>
26. Vuillemeys, G., & Peltonen, T. A. (2015). Disentangling the bond-CDS Nexus: A stress test model of the CDS market. *Economic Modelling*, 49, 32-45. <https://www.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.015>

THE JOINT DISTRIBUTION OF INCOME
AND WEALTH IN URUGUAY

Graciela Sanroman
Guillermo Santos

Sanroman, G., & Santos, G. (2021). The joint distribution of income and wealth in Uruguay. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 609-642.

We analyse the joint distribution of income and wealth in Uruguay and compare it to that of Chile, Spain, and the U.S., using data from Surveys of Household Finances. We analyse income and wealth separately and find that wealth is more concentrated and asymmetric than income. We provide a non-parametric estimation of copulas for income and wealth. It reveals that high-income households are among the wealthiest while low-income households are at the bottom of the wealth distribution. When assessing the sources of income and wealth heterogeneity for Uruguay, we found that education strongly influences income, wealth, and joint distribution.

G. Sanroman

Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Economía, Montevideo, Uruguay. E-mail: graciela.sanroman@cienciassociales.edu.uy

G. Santos

Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Economía, Montevideo, Uruguay. E-mail: guillermo.santos@cienciassociales.edu.uy

Sugerencia de citación: Sanroman, G., & Santos, G. (2021). The joint distribution of income and wealth in Uruguay. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 609-642. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.83315>

Este artículo fue recibido el 7 de noviembre de 2019, ajustado el 8 de abril de 2020, y su publicación aprobada el 27 de abril de 2020.

Keywords: Income; wealth; inequality; copula; non-parametric estimation.

JEL: C4, C31, D31.

Sanroman, G., & Santos, G. (2021). La distribución conjunta de la renta y riqueza en Uruguay. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 609-642.

Este artículo analiza la distribución conjunta del ingreso-riqueza en Uruguay y la compara con Chile, España y Estados Unidos, por medio de encuestas financieras de hogares. Se analizan las distribuciones univariantes de ingreso y riqueza, y se encuentra que la última es más concentrada y asimétrica que la primera. Se estiman cópulas no paramétricas para la distribución conjunta que revelan que los hogares de altos ingresos se encuentran entre los de mayor riqueza y que los de menores ingresos entre los de menor riqueza. Se descubre que, en Uruguay, la educación es la principal fuente de heterogeneidad del ingreso, la riqueza y la distribución conjunta.

Palabras clave: ingreso; riqueza; desigualdad; cópula; estimación no paramétrica.

JEL: C4, C31, D31.

Sanroman, G., & Santos, G. (2021). A distribuição conjunta de renda e riqueza no Uruguai. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 609-642.

Este artigo analisa a distribuição conjunta de renda-riqueza no Uruguai e a compara com Chile, Espanha e Estados Unidos, por meio de pesquisas financeiras domiciliares. As distribuições univariadas de renda e riqueza são analisadas, e a última se mostra mais concentrada e assimétrica do que a primeira. Cópulas não paramétricas são estimadas para a distribuição conjunta que revelam que as famílias de alta renda estão entre aquelas com maior riqueza e que aquelas com renda mais baixa estão entre aquelas com menos riqueza. Descobriu-se que, no Uruguai, a educação é a principal fonte de heterogeneidade de renda, riqueza e distribuição conjunta.

Palavras-chave: renda; fortuna; desigualdade; cópula; estimativa não paramétrica.

JEL: C4, C31, D31.

INTRODUCTION

Measuring wealth and income distribution while disentangling the dependence between both variables has not proven to be an easy task. A growing literature concerned with income inequality has pointed out the importance of measuring wealth distribution, not only to address welfare, but also to find explanations for the recent surge of income inequality observed in many economies (Piketty & Zucman, 2014; Saez & Zucman, 2016). While the dependence between income and wealth has been addressed in developed economies, in Cowell et al. (2017) and Jäntti et al. (2015), the evidence for developing countries is scarce. In this paper, we aim to fill this gap by analysing the joint distribution of income and wealth in Uruguay, a small Latin American economy currently ranking as one of the most equal in the continent according to income distribution indicators (CEPAL, 2019). We use survey data from the first wave of Encuesta Financiera de los Hogares Uruguayos (EFHU), which collects detailed, household financial, and economic information. We focus on Uruguay, but throughout most of the paper we compare Uruguayan data with that from Chile, Spain, and the U.S. The reason behind this is because these countries conduct surveys which have served as a framework for designing EFHU in several aspects such as sample design, questionnaire, treatment of non-response, among others. For Chile, we use the 2014 wave of the Encuesta Financiera de los Hogares (EFH). For Spain we use the 2011 wave of the Encuesta Financiera de las Familias (EFF). Finally, for the U.S. we use data from the 2013 Survey of Consumer Finances (SCF).

We start by analysing the univariate distribution of income and wealth. In Uruguay, wealth is much more concentrated than income, as seen in other countries (Jäntti et al., 2015; Kennickell, 2009). At the same time, income is less concentrated than in Chile and the U.S. but more concentrated than in Spain. Wealth, in turn, is less concentrated than in the U.S. and its distribution is similar to the one for Chile. To analyse the joint distribution of income and wealth, we construct empirical smoothed kernel copulas, as in Kennickell (2009) or Jäntti et al. (2015). However, instead of estimating parametric copulas, we estimate copulas which are model free. Results for Uruguay are in line with Kennickell (2009) and Jäntti et al. (2015); top income households are among the wealthiest, while low income households are likely to be more frequent among the poorest. Such dependence is stronger at the top of the joint distribution. To assess the Uruguayan copula, we apply a non-parametric test of equality between copulas proposed by Rémillard and Scaillet (2009). The test allows the full dependence of both variables to be compared across countries without relying on a parameter like the Pearson or Spearman correlation. Data only supports the hypothesis of equality between copulas for the Spain-Uruguay pair.

Finally, we analyse the main household determinants of the joint distribution of income and wealth in Uruguay. We firstly provide mean regression estimates for income and wealth using education, family structure, age structure, inheritances,

and region of residence as covariates. Education is the main source of heterogeneity for income and, although it also influences wealth, inheritances have the highest explanatory power for the latter. Family and age structure and region of residence also play a role on both variables. To address to which extent those covariates shape the joint distribution of income and wealth, we build copulas using the residuals from previously estimated mean regressions for the marginal distributions. Then, we test whether this copula is statistically different from the original copula built using observed variables. We find that education is the most relevant variable shaping the joint distribution of income and wealth. However, most of the variation in wealth and its dependence with income is not explained by the previous set of covariates.

Previous evidence for Uruguay is scarce. As part of a project aimed at measuring global wealth, Davies et al. (2017) estimate Uruguayan wealth distribution using EFHU. However, this work is not focused on the Uruguayan case. De Rosa (2019) estimates wealth distribution for Uruguay leveraging the literature on the capitalization method, such as Atkinson and Harrison (1978) or Saez and Zucman (2016) who analyse the UK and the U.S., respectively. In this paper, we extend the works studying wealth distribution in Uruguay by analysing its joint distribution with income. We do not apply the capitalization method; instead, we rely on survey data. Despite the literature having recognized the limitation of surveys to capture the wealthiest households as in Saez and Zucman (2016) or Vermeulen (2018), EFHU allows us to link income and wealth with socio-demographic characteristics, otherwise unavailable for Uruguay at this stage of research.

In searching for income and wealth determinants, Arrondel et al. (2014) analyse the relationship between household characteristics and the joint distribution of wealth and income for EU countries. In a related work, Martínez and Uribe (2017) perform a similar analysis but using data for Chile. Both find that family structure, inheritances, and household income increase the probability of being in higher wealth deciles.

We contribute to the literature by measuring the joint distribution of wealth and income in Uruguay, a small developing economy, using unique dataset. We provide estimations of non-parametric smoothed kernel copulas for income and wealth and identify the household characteristics that shape the dependence between both variables. We extend the literature by analysing the link between income and wealth in developed countries and developing economies (Cowell et al., 2017; Jäntti et al., 2015; among others). Emerging economies show limited access to credit, higher income volatility, and levels of income inequality; all these factors may contribute differently to the link between income and wealth.

DATA

We use data from household finance and wealth surveys for each country. For Uruguay we use data from the Encuesta Financiera de los Hogares Uruguayos

(EFHU) collected during 2013 and 2014 (Table 1). For Spain, we use data from the Encuesta Financiera de las Familias (EFF) collected in 2011, while for the U.S. we use the 2013 wave of the Survey of Consumer Finances (SCF). For Chile, data comes from the 2014 wave of the Encuesta Financiera de los Hogares (EFH).

The SCF was conducted by the University of Chicago as a cross-sectional survey on a triennial basis since the 1980s.¹ The EFF has been conducted by Banco de España every three years since 2002. The EFH of Banco de Chile is a panel dataset, its first wave was collected in 2007. Finally, the Uruguayan EFHU (conducted by dECON-UDELAR and sponsored by Banco Central del Uruguay and Ministerio de Economía) is from 2013-2014 and has only one wave. Both the EFH and the EFHU are similar to the SCF and the EFF. They were designed using the same technical features including questionnaire, sample design, type of interview, selection of the family member to be interviewed and the methods used to deal with non-response.

Consequently, there are important parallels among these surveys that allow us to use them as a framework for analysing Uruguayan data. Firstly, these surveys collect similar information on household assets, liabilities, income, expenditure and socio-economic data on household members. Secondly, they all use stochastic multiple imputation methods to deal with the non-response bias, a major characteristic of household financial surveys.

All these surveys oversample high income/wealth households, which accounts for the fact that some assets are held by a small fraction of the population (Kennickell, 2005, 2007). The SCF, EFH, and EFF follow a dual sample design based on tax records to oversample wealthy households. The EFHU, in turn, oversamples households at the top 20% of income distribution according to the ECH (Encuesta Continua de Hogares), an annually based cross-sectional survey capturing main household information such as living conditions, employment status and income profile.² Concerning sample sizes, EFF and SCF survey around 6,000 households, the size of the EFH is 4,500, and EFHU surveys 3,500 (Table 1).

Despite these similarities, each survey has its own unique characteristics. On the one hand, in Uruguay and Chile income data is collected after taxes, while in the U.S. and Spain, it is collected before taxes. For the U.S., data on payroll and federal taxes were computed and removed using TAXSIM programme.^{3 4} This was not possible for Spain, which posed a considerable restriction for the analysis. EFH does not collect information on wealth from business activity, which imposed a limitation since firm ownership has been recognized as a major determinant of the

¹ The SCF is sponsored by the U.S. Federal Reserve Board in cooperation with the Treasury Department.

² See Ferre et al. (2016) for a detailed description of EFHU.

³ TAXSIM is a NBER program which computes households federal, state, and payroll taxes in different surveys. State taxes cannot be deduced because geographical information in the SCF is not publicly disclosed.

⁴ See <http://users.nber.org/taxsim/>

Table 1.
Survey Description

	EFF	EFHU	EFH	SCF
Country	Spain	Uruguay	Chile	U.S.
Year	2011	2013-2014	2014	2013
Observations	6,106	3,490	4,502	6,015
Unit of analysis	Household	Household	Household	Household
Number of imputed datasets	5	10	30	5

right tail of the wealth distribution (Cagetti & De Nardi, 2008). Therefore, to compare data between Uruguay and Chile, we provide some indicators on Uruguayan wealth with and without business.

HOUSEHOLD BALANCE SHEETS

We focus on Uruguayan data, but also provide some cross-country similarities/differences. We perform a detailed comparison between Uruguayan and the U.S., Spanish, and Chilean case. We also use information from Badarínza et al. (2016) as well as data contained in the Household Finances Survey and Consumption Network (HFCS) collected by the European Central Bank (ECB, 2013). The former analyses household balance sheets for 13 developed economies. The latter is a dataset including financial household-level information for the Eurozone.

We define assets as the sum of financial and non-financial assets. Financial assets include deposits, transactions accounts, bonds, stocks, retirement funds, and mutual funds. For Uruguay, we do not include wealth from pensions. A large portion of pensions are provided by the State as a pay-as-you-go system with compulsory taxes and are not collected by the survey. Despite the survey collecting data on private pension funds, non-response rates were high enough to prevent reliable estimations from being obtained. Arguably, we include pensions for the U.S. because households voluntarily choose a pension plan, and we aim for a wide measure of household wealth. Non-financial assets comprise the main residence, other real estate, business ownership, vehicles, and other valuables such as jewelry or art. Liabilities include all outstanding debt owned by households, such as debts for purchasing the main residence and other real estate (mortgage and non-mortgage credit, debt arising from the purchase of durable and non-durable goods, financial loans, and credit card outstanding balances.

Table 2 reports participation rates for assets and liabilities computed as the percentage of households owning each asset/debt. The participation rate for the main residence in Uruguay is akin to one for Chile and the U.S. Meanwhile, the participation rate for the main residence in Spain is much higher, around 83%.

Table 2.
Participation Rates for Household Assets and Debts (% of Households)

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
Financial Assets	48.9	82.2	95.8	94.5
Non-Financial Assets	85.2	79.0	96.2	91.3
Main residence	61.7	61.9	83.1	65.2
Other real estate	12.7	13.3	40.2	13.3
Own business	20.9	.-	12.3	11.7
Vehicles	56.9	50.3	78.4	86.3
Art, jewellery, other	3.6	1.4	22.6	7.3
Liabilities	44.5	72.6	49.3	74.5
Main residence	8.0	17.0	26.6	44.5
Other real estate	1.2	3.5	9.5	5.3
Credit card	9.0	54.4	5.9	38.1
Consumption, vehicles	36.5	33.7	21.8	38.1
Education loans	.-	8.2	.-	20.0
Other debt	.-	4.8	3.8	6.6

Notes: Participation rate is computed as percentage of households owning each item. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

Data for Uruguay in Table 3 indicates that the main residence accounts for 55% of total assets, a figure close to the estimated for Chile. According to Badarinz et al. (2016), the main residence is the most valuable asset held by households, accounting for at least half of total household assets in countries such as Greece, Italy, Slovakia, Slovenia, and Spain. On average, real assets represent 85% of total gross assets in Europe (Cowell & Van Kerm, 2015), a figure close to that of Uruguay and Chile.

The participation rate for business wealth is substantially larger in Uruguay than in Spain and the U.S., probably due to the inclusion of self-employees and small-business owners in the definition of business. As the informal economy is larger in Uruguay than in developed economies, self-employment may account for a larger fraction of the workforce. Unfortunately, the EFH does not collect information on this item. According to the HFCS, on average 11% of EU households own a business. However, in Italy and Spain these figures were 15% (2010) and 18.4%, respectively, closer to what is found in Uruguay.

Financial assets show a substantially lower participation in Uruguay (49%) than in Chile (82%) and the developed countries analysed. Financial markets in emerging economies, such as Uruguay or Chile, are in an early stage of development.

In Uruguay there are almost no equity markets and the banking system is a stable oligopoly where active interest rates are comparatively very high and passive rates are very low, especially for family loans.

In terms of liabilities, almost 50% of Uruguayan households are indebted, a similar figure to that of Spain and lower than in Chile and the U.S. (75%). The proportion of indebted households in Uruguay is close to the average of the Euro Area, 43% in 2009-2010 (HFCS). Uruguay lacks an 'education' credit market like the ones in the U.S. or Chile, where school debt is significant. Nearly one third of Uruguayan households have consumer debt; this figure is similar to Chile and the U.S., and higher than Spain.

The participation rate for mortgage debt is substantially lower in Uruguay (8%) than in the other countries analysed, while housing tenure ranks in the middle. This fact poses a question regarding alternative funding mechanisms to acquire the main residence. For instance, nearly 19% of Uruguayan households inherit the asset, while 3% received it as a gift.

Table 3 reports the allocation of household liabilities. Debt for purchasing the main residence is the most valuable debt, followed by debt for consumption purposes. Another interesting finding is that consumer debt amounts to almost 40% of total

Table 3.

Allocation of Household Assets and Liabilities (% of Total Assets/Liabilities)

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
Financial Assets	4.5	9.2	15.1	40.8
Non-Financial Assets	95.5	90.7	84.8	59.2
Main residence	55.2	63.4	49.6	27.6
Other real estate	23.4	19.7	24.2	6.8
Own business	12.2	-.	7.8	20.8
Vehicles	4.5	6.8	2.4	3.1
Art, jewellery, other	0.2	0.8	0.8	0.7
Liabilities				
Main residence	52.3	58.4	62.4	73.7
Other real estate	9.2	15.2	24.3	8.9
Credit card	0.7	8.7	0.2	2.4
Consumption, vehicles	37.6	12.8	11.3	7.5
Education loans	-.	3.6	-.	6.3
Other debt	-.	1.3	1.6	1.0

Note: Each item share is computed as the proportion of each item in total assets/debt value. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

liabilities in Uruguay, while this figure sits at around 10% in the rest of the countries analysed.

INCOME AND WEALTH: A UNIVARIATE ANALYSIS

In this section, we separately analyse the univariate distribution of income and wealth for Uruguay and compare them to those of Spain, Chile and the U.S.. We report descriptive statistics for the distribution of both variables and provide commonly used indicators to assess wealth and income inequality.

We consider household net worth as a measure for net wealth. The variable is constructed as the difference between the value of total assets and liabilities defined in the previous section. Since we aim to measure the joint distribution of income and wealth with no explicit theoretical link between them, we define the variables as broadly as possible.⁵ For income, we capture income from all concepts. For wealth we include different items such as real estate, financial wealth, wealth from business, vehicles, jewellery, art, etc. We use household as a unit of analysis, since the survey does not collect personal data no data on the ‘legal ownership’ of assets and debts. To measure household income, we consider the sum of all revenues retrieved by the household. Income is considered after taxes in all cases, except for Spain for which we discuss the potential effects of taxes when referring to inequality measures. EFH and EFHU collect information about after-tax income directly, while the SCF and the EFF collect income before taxes. For the U.S., we obtain a measure for after tax income by using TAXSIM program.

Table 4 reports the main descriptive statistics for wealth distribution. In Uruguay, about 80% of households have positive net wealth. The figure is similar to Chile and lower than Spain or the U.S., where it is close to 90%. The proportion of households holding negative net wealth is similar in Uruguay, Chile and the U.S., but it almost doubles in Spain. The proportion of “hand to mouth” consumers is larger in Uruguay and Chile (the developing economies). Panel b of Table 4 shows that in Uruguay mean wealth is approximately USD 90,000, median wealth is close to USD 35,000, the 10th percentile is USD -357, and the 75th and 90th percentiles are USD 88,704 and USD 186,332, respectively. Uruguayan figures are closer to Chile than to the other countries.⁶ In panel c of Table 4, we compute the

⁵ The definition for income and wealth can be different depending on the objectives of the analysis. For instance, if one attempts to address consumption smoothing, measuring ‘liquid and non-liquid assets’ could be more effective. Other definitions of wealth and income could be also led by different objectives, such as measuring the joint distribution over the life-cycle or precautionary savings motives.

⁶ Since EFH does not collect information on business, we also compute the statistics for Uruguay removing wealth from business. In that case, the mean wealth in Uruguay is USD 78,615, while the 75th and the 90th percentiles are USD 86,258 and USD 177,168 respectively. Those figures are even closer to Chilean data.

Table 4.
Net Wealth -Main Descriptive Statistics

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
W>0	0.79	0.78	0.94	0.87
W=0	0.10	0.07	0.01	0.01
W<0	0.12	0.15	0.05	0.12
Mean	90,417	75,104	369,093	536,876
10th percentile	-357	-559	8,549	-2,099
25th percentile	857	2,498	93,205	8,924
50th percentile	35,534	31,298	215,011	82,759
75th percentile	88,704	75,993	414,357	320,763
90th percentile	186,332	172,532	732,717	958,754
p75th/p25th	103.00	30.4	4.45	35.9
Mean/Median	2.54	2.39	1.72	6.5

Note: The first panel corresponds to the number of households in each category as percentage of the total. In the second panel, figures are in 2014 U.S.D. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

“mean/median” and the 75th/25th ratios as measures of dispersion for wealth distribution. The first indicator for Uruguay is approximately 2.5 similar to Chile (2.4), lower than the U.S. (6.5) and higher than Spain (1.7). The 75th/25th ratio is remarkably higher in Uruguay (close to 100) than in the other countries. This might be due to the 25th percentile being considerably lower in Uruguay than in the other economies.

Annual mean income in Uruguay is close to USD 19,000, the lowest value among the analysed countries (Table 5). Despite income dispersion being lower in Uruguay, income for Spain is before taxes. To the extent that taxes have an equalizer effect on income distribution, inequality measures considering after tax income for Spain may indeed indicate a less unequal income distribution.

In Figure 1, we provide estimations for the marginal distribution of income (grey) and wealth (light grey). The variables are scaled by an inverse hyperbolic sine, a transformation that deals relatively well with negative and zero values while preserving data properties (Burbidge et al., 1988). We observe the same patterns for Uruguay that have been described before for developed economies (Cowell et al., 2017); Jäntti et al., 2015). Wealth distribution is asymmetric and bimodal, with a first mode at zero, and its dispersion is remarkably larger than for income. Kernel density estimates show that wealth inequality is substantially larger than income inequality in all analysed countries, particularly in the U.S.

Table 5.
Income - Main Descriptive Statistics

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
Mean	18,703	27,031	46,527	69,825
10th percentile	5,004	4,841	11,572	13,577
25th percentile	8,400	8,734	18,758	23,845
50th percentile	14,400	16,041	34,161	40,976
75th percentile	24,000	30,084	57,698	72,692
90th percentile	36,078	56,098	88,078	120,881
p75th/p25th	2.86	3.4	3.08	3.1
Mean/Median	1.30	1.69	1.36	1.7

Note: Figures are in 2014 U.S.D. After tax income is considered in all cases except for Spain. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

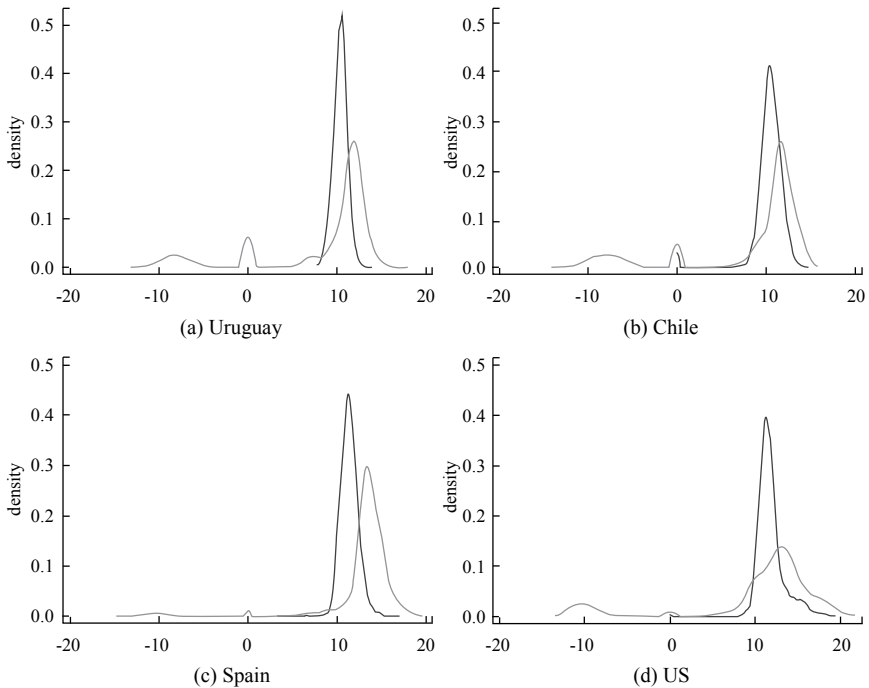
To further analyse wealth and income inequality we compute the Gini coefficient, shown in Table 6, and construct Lorenz curves as depicted in Figure 2. We first consider total household income and wealth and in a second step per capita income and wealth. The latter considers household size, which is important when measuring inequality in developing economies because numerous households could be more frequent among the poorest. While we compute the Gini coefficient in two ways, Lorenz curves are constructed considering total household income only to simplify the comparison with previous literature. In Uruguay, the Gini coefficient for income is 0.42 when taking the household as a unit of measure and 0.46 when income is considered per capita. Figures for Uruguay are similar to Spain and much lower than for Chile and the U.S. As previously mentioned, income for Spain is collected before taxes. When considering the Spanish scheme for taxes

Table 6.
Gini Coefficient: Income and Wealth

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
	Wealth				Income			
Gini	0.75	0.74	0.60	0.85	0.42	0.53	0.44	0.53
Gini (capita)	0.77	0.79	0.62	0.86	0.46	0.56	0.42	0.53

Note: After tax income is considered in all cases except for Spain. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used

Figure 1.
Kernel Densities For Income and Wealth

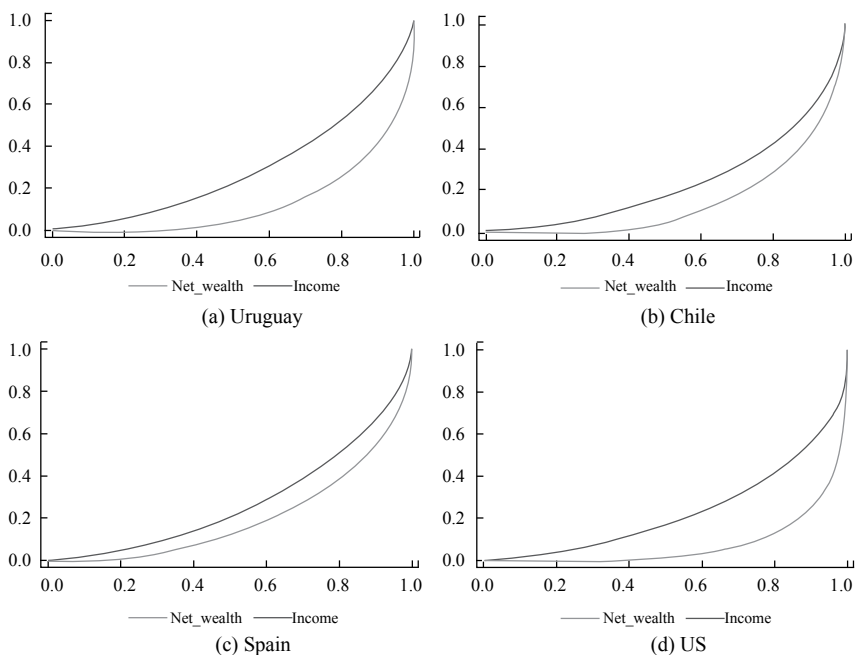


Note: x-scale is scaled by an inverse hyperbolic sine transformation.

and transfers, the literature found lower values for the Gini coefficient. Indeed, Anghel et al. (2018) compare the Gini coefficient for household income before and after personal taxes using data from the 2008 and 2014 EFF waves and conclude that the tax scheme in Spain reduces income inequality. Similar results have been obtained using other datasets and inequality indicators (see OECD, 2012). While the latter poses some obstacles to perform cross-country comparisons, the focus of the paper is to assess the joint distribution of income and wealth in Uruguay, and we provide data for other countries as a framework for assessing Uruguayan data.

There are some differences in the estimation of the Gini coefficients for the U.S. and Spain with respect to other datasets. For the U.S., the index is higher than the one computed using Census or OECD data, which may be due to the ability of the SCF to capture the top 1% of income distribution and revenues from capital (Guner et al., 2014). Census data is top censored, which may lead to lower estimates of the Gini coefficient in comparison to data from the SCF (Burkhauser et al. 2011; Guner et al., 2014). For Spain, the Gini coefficient is higher when using data from the EFF

Figure 2.
Lorenz Curves For Income and Wealth



Note: All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

in comparison to other data such as the ‘Encuesta de Condiciones de Vida’ (ECV), which was most commonly used to measure income distribution. In that survey, the Gini coefficient was 0.33 in 2011. Similarly to the U.S., differences could be due to survey design, mainly because the EFF is designed to capture the wealthiest households, which are also higher income households. This characteristic is absent in the ECV.

When considering wealth, the Gini coefficient is larger than income in all countries analysed. For Uruguay, the shape of the figure remains between that of the U.S. and Spain.⁷ When analysing Lorenz curves, Uruguay exhibits the same pattern as all other countries, income seems to be much less concentrated than wealth. This result is also observed in 13 of the 15 European countries analysed in Cowell and Van Kerm (2015).

Finally, we compute the concentration ratios, which are defined as the proportion of income and wealth held by percentiles of the population (Table 7). Wealth distribution in Uruguay is similar to Chile, lower than the U.S. and higher than

⁷ The Gini coefficient is well defined despite wealth taking negative values. (Chen et al., 1982)

Table 7.
Concentration Ratios (% of Income and Wealth)

	Uruguay	Chile	Spain	U.S.	Uruguay	Chile	Spain	U.S.
Percentiles	Wealth				Income			
Bottom 50	3.6	3.5	12.0	1.1	21.9	15.9	20.6	16.9
Middle 40	37.3	38.8	42.4	23.9	47.3	42.4	46.3	39.1
Top 10	59.1	57.6	45.5	75.0	30.7	41.6	33.1	44.0

Note: After tax income is considered in all cases except for Spain. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

Spain. In Uruguay, the 10th percentile at the top of the distribution holds nearly 59% of total wealth. The bottom 50% holds less than 10% in all countries except in Spain. In Uruguay, that figure is similar to Chile, but marginally higher than the U.S. The EFHU sample size (3,490 observations) prevents us providing concentration ratios for the top 1% or 0.1%. Unlike the other surveys which oversample according to estate tax records, EFHU oversamples the top 20% of income distribution, which may not be necessary the wealthiest due to the presence of “wealthy hand to mouth” households. This phenomenon is, partially, what we are trying to address.

De Rosa (2019) computes concentration ratios for Uruguay using the capitalization method, indicating that 63% of total wealth is owned by the top 10%, 31% by the middle 40%, and 5% by the bottom 50%. These results are surprisingly aligned with the survey, if one accepts that surveys are generally unable to capture wealthiest households.^{8 9} According to De Rosa (2019), results are similar in the survey and the capitalization method when considering different categories of assets, such as business, financial, and real estate wealth.¹⁰

THE JOINT DISTRIBUTION OF INCOME AND WEALTH: METHODS

This section presents the different approaches used in the paper to address the joint distribution of income and wealth. We first review single indices to measure the correlation between both variables, such as the Pearson and Spearman indices. Then we describe the estimations of empirical copulas and the non-parametric test by Rémillard and Scaillet (2009) to test the hypothesis of equality between copulas.

⁸ Davies et al. (2017) also computes wealth concentration ratios for Uruguay using EFHU; ratios for income are not computed.

⁹ See Vermeulen (2018) for a discussion

¹⁰De Rosa (2019) performs a detailed comparison between the two methods.

The Pearson index measures the linear correlation between both variables using cardinal data, while the Spearman index exploits ordinal information and evaluates the association between individual rankings within the distributions of income and wealth. As Jäntti et al. (2015) point out, an advantage of the Spearman index is that it is less sensitive to outliers, which may exert a strong influence on Pearson correlations.

Although single indices are useful to summarize wealth and income correlations, they may be unable to capture the complexity of the relationship between the two. Aiming to explore the full dependence between both variables, we construct copulas for the joint distribution of income and wealth, similarly to Kennickell (2009) or Jäntti et al. (2015). We estimate kernel smoothing copulas, an alternative to the purely empirical approach of Kennickell (2009), and to the fully parametric approach of Jäntti et al (2015). Subsequently, we perform the non-parametric test proposed by Rémillard and Scaillet (2009) for the hypothesis of equality between copulas of each pair of countries.

NON-PARAMETRIC ESTIMATION OF COPULAS

A copula is a joint distribution with uniform margins that allows the full dependence structure between random vectors (Chen & Huang, 2007) to be observed. The estimation of copulas is not the only way to assess the joint distribution of two variables and their degree of dependence. However, they enable the analysis of the full dependence structure, which may not be adequately captured by single summary statistics (Jäntti et al. 2015). This could be the case of income and wealth, as their marginal distribution has its own specificities.

In a different approach to Jäntti et al. (2015), who estimate parametric Plackett copulas for the joint distribution of income and wealth, we estimate non-parametric copulas. The Plackett copula is a single-parameter specification and has a one-to-one relation with Spearman’s index. A non-parametric copula is model free. Thus, we do not assume any parametric model for the marginal distributions of income and wealth or for the copula itself.

We first obtain purely empirical copulas, which is what Kennickell (2009) did. Considering $X = (X_1, X_2)$ a random vector and F a distribution function with marginal distributions F_1 and F_2 ; a copula can be defined as a bivariate distribution function C on $[0; 1]^2$ such that:

$$F(x_1, x_2) = C\{F_1(x_1), F_2(x_2)\} \tag{1}$$

We construct purely empirical copulas by computing the relative frequency of households located in different quantiles of the joint distribution of income and wealth. More formally, the empirical copula can be described as:

$$C\{\widehat{F}_1(x_1), \widehat{F}_2(x_2)\} = \frac{1}{N+1} \sum_{i=1}^N 1(X_{1,i} \leq x_1, X_{2,i} \leq x_2) \quad (2)$$

In addition to the previous estimations, we also provide smoothed kernel estimators for the empirical copula density. The kernel estimator is more efficient than the purely empirical approach and provides a clearer depiction of the graph, which makes the copula more comprehensible. The estimates are based on the following formula:

$$\hat{c}(u, v) = \frac{1}{Nh^2} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{u - \widehat{F}_{x1}(X_{1i})}{h}, \frac{v - \widehat{F}_{x2}(X_{2i})}{h}\right) \quad (3)$$

Where \hat{c} is the estimated copula density on u and v (pseudo-observations from the uniform marginal distributions), K is a primitive for $K: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$; $\int K - 1$ and h is the kernel bandwidth. We take Gaussian functions for K for simplicity, although other functions can also be used to estimate the copula (e.g. Charpentier et al., 2007). We use a bandwidth of 0.045.¹¹

Addressing the “boundary bias” of the kernel estimator for copulas is important for income and wealth, given that the dependence between them is larger at the top and bottom of the joint distribution, i.e. close to the boundaries. To deal with this bias, we use the “Mirror Image” technique (Deheuvels & Hominal, 1979; Schuster, 1985), consisting of adding observations using the “reflection” principle (see Appendix).

TESTING EQUALITY BETWEEN COPULAS

To deeply analyse the dependence structure between income and wealth, we use the test by Rémillard and Scaillet (2009) test equality between copulas. We perform the test with two goals. The first is to compare the dependence structure between income and wealth across the four considered countries. The second is to analyse which household characteristics influence the observed dependence pattern in Uruguay.

The test statistic relies on estimating rankings of individuals in each marginal distribution. Intuitively speaking, the statistic compares the pattern of concordances among individual rankings within the marginal distributions of two or more random variables between two populations.

The rank of each individual in the marginal distribution of each l random variable in a m population can be defined as,

$$Um_{il} = \frac{N_m}{1 + N_m} F_{l,m}(X_{il}) \quad \begin{array}{l} l = 1, \dots, K; K \geq 2 \\ m = 1, 2 \end{array} \quad (4)$$

¹¹There is still a debate in optimal bandwidth regarding kernel estimation of copulas.

$i = 1, \dots, Nm$

where Nm is the size of population m . $F_{l,m}(X_{il})$ denotes the cdf of the random variable l in population m evaluated at X_{il} . To obtain the statistic we first compute the sample analogous of Um_{il} , which is defined as,

$$\hat{U}_{m_{il}} = \frac{\text{rank}(X_{il})}{1 + N_m} \text{ with } \text{rank}(X_{il}) = \sum_{j=1}^N 1(X_{il} \geq X_{jl}) \tag{5}$$

The null hypothesis is that two copulas ($m = 1,2$) are equal, and the test statistic proposed by Rémillard and Scaillet (2009) is based on the Cramér-von Mises principle and given by:

$$S = \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)^{-1} \times \left[\begin{aligned} & \frac{1}{N_1^2} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_1} \prod_{l=1}^K (1 - \hat{U}_{1_{il}} \vee \hat{U}_{1_{jl}}) \\ & + \frac{1}{N_2^2} \sum_{i=1}^{N_2} \sum_{j=1}^{N_2} \prod_{l=1}^K (1 - \hat{U}_{2_{il}} \vee \hat{U}_{2_{jl}}) \\ & - \frac{2}{N_1 N_2} \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} \prod_{l=1}^K (1 - \hat{U}_{1_{il}} \vee \hat{U}_{2_{jl}}) \end{aligned} \right] \tag{6}$$

where $a \vee b$ stands for $\max(a, b)$. The distribution of the test statistic is obtained via simulation. S_j is defined as the value of the test statistic in the j -th replication, and the p-value of the test is obtained as,

$$\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J 1(\tilde{S}_j > S). \tag{7}$$

In this paper, we apply this test to a bivariate case ($K = 2$), where income and wealth are the two variables of interest. The application of the test in this case is not free of additional obstacles. First, the sample size of the Monte Carlo simulations provided by Rémillard and Scaillet (2009) are considerably smaller than those of the surveys we are analysing. Second, we need to account for the stratified design of the surveys under analysis by using sample weights in the test formula. Finally, to simulate the distribution for the test statistic, we follow these authors and draw univariate and independent standard normal for each margin.

RESULTS

In this section, we present the dependence structure between income and wealth by comparing Uruguay with the rest of the countries analysed. We first compare the synthetic indexes and the results of the non-parametric estimation of copulas together with the Rémillard and Scaillet (2009) test to examine the joint distribution of income and wealth. Then, we explore the determinants of income and

wealth in Uruguay and give some insights about the influence of those factors over the observed pattern of dependence between these variables.

Table 8.

Income and Wealth Correlation

	Pearson	Spearman	QI_1 & QW_1	QI_5 & QW_5
Uruguay	0.25	0.37	0.069	0.096
Uruguay (no bus)	0.29	0.36	0.069	0.096
Chile	0.37	0.28	0.053	0.094
Spain	0.51	0.40	0.060	0.089
U.S.	0.54	0.60	0.089	0.121

Notes: After tax income is considered in all cases except for Spain. All the imputation sets for each survey as well as sample weights were used.

We start by analysing the correlation index shown in Table 8. The Pearson index is 0.25 in Uruguay, the lowest value among the countries under analysis. The figure for Uruguay is close to the one estimated for Chile. Table 8 also shows the Spearman index for Uruguay at 0.37. The value is higher than Chile and, instead, similar to that of Spain.¹² Pearson indices assumes a linear correlation between variables; hence, a low value could be interpreted as a poor linear fit. In other words, the relationship between the variables is far from constant along the whole distribution. When looking at Pearson, Uruguay ranks at the bottom of the table. Instead, when looking at Spearman, Chile takes this place. This change in the ranking could be explained by the fact that Pearson assumes a linear correlation, which may not be suitable for Uruguayan data. While wealth distribution is similar in Chile and Uruguay, income is more equally distributed in the latter, hence a linear approximation will show a poor goodness of fit.

Table 8 also shows an indicator assessing the dependence of income and wealth at the bottom and at the top of the joint distribution. The QI1 & QW1 statistic is defined as the proportion of households belonging to the lowest 20% of income and wealth simultaneously. The QI5 & QW5 is analogous except for the top 20%. If the relationship between both variables is the same along the whole joint distribution, then the proportion of households in the QI1 & QW1 and QI5 & QW5 would have been around 0.04 (considering the variables in the $[0,1]^2$ domain). These statistics clearly

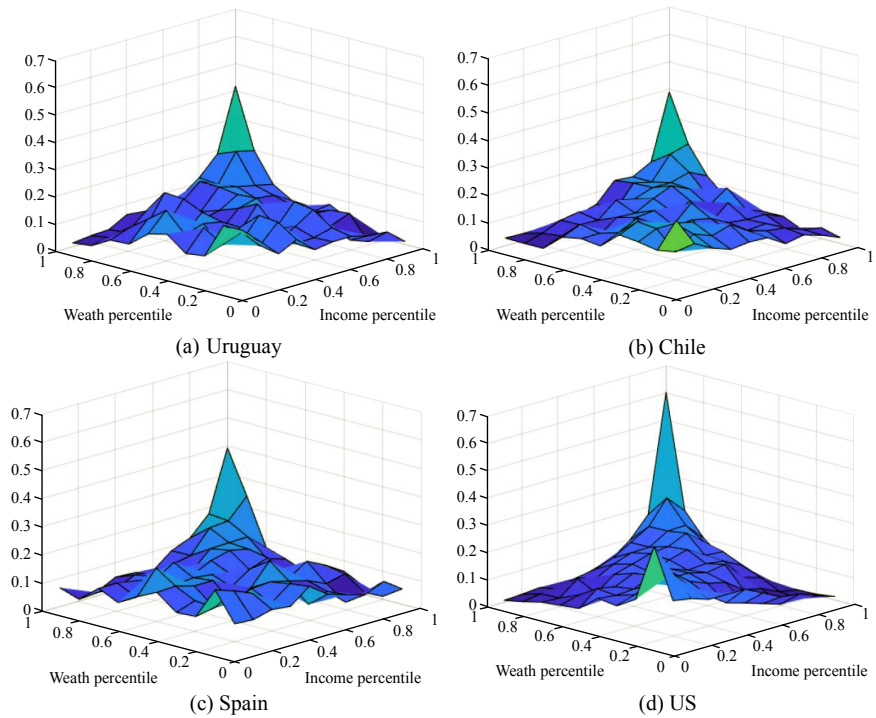
¹²The estimates for Spain (using the 2011 wave of the EFF) are well above those of various previous studies (Arrondel et al., 2014; Jäntti et al., 2015) that use the 2008 wave. The difference could be rationalized by the impact of the Great Recession on income and wealth distribution.

capture a dependence between income and wealth and unveil that the dependence is stronger at the top than at the bottom of the distribution.

INCOME AND WEALTH COPULAS

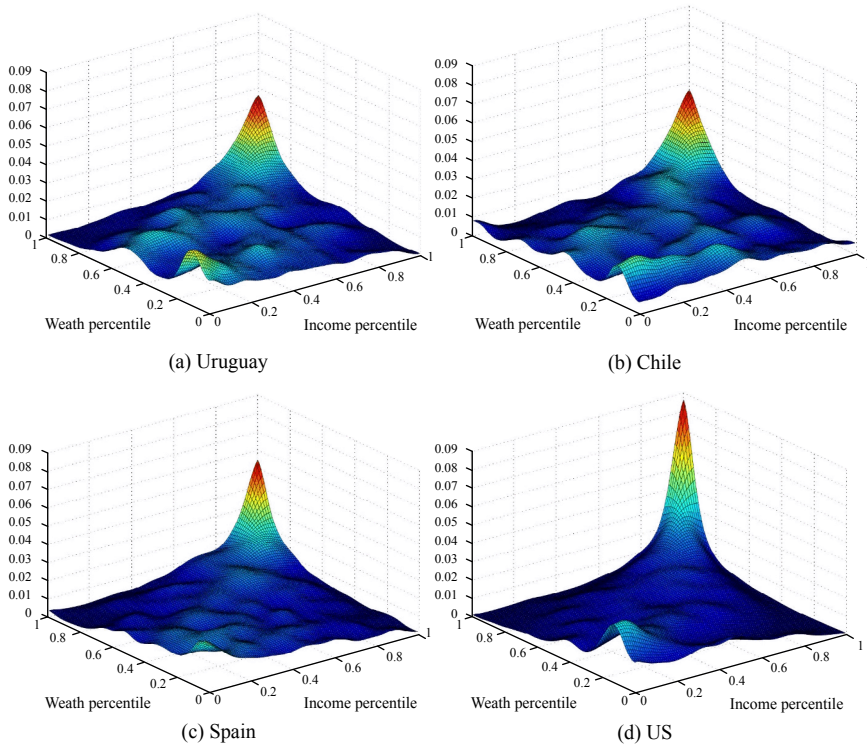
Figure 3 depicts densities of the empirical copulas in which we divide income and wealth distribution into 10 percentiles. The colour scale indicates the magnitude of the joint density. As with previous findings, the estimated copula for Uruguay has a sharp peak located at the top 10% of the joint distribution and a smaller peak at the opposite pole. A flatter density exists in the remaining areas of the distribution of income and wealth. This copula is visually similar to the ones estimated for Chile and Spain but different to the U.S., mostly due to the latter exhibiting a large peak at the top deciles of the joint distribution.

Figure 3.
Empirical Copulas For Income and Wealth



Note: Each sample is divided in 10 percentiles of income and wealth. All the imputation sets as well as sample weights for each survey were used.

Figure 4.
Kernel Smoothed Copulas For Income and Wealth

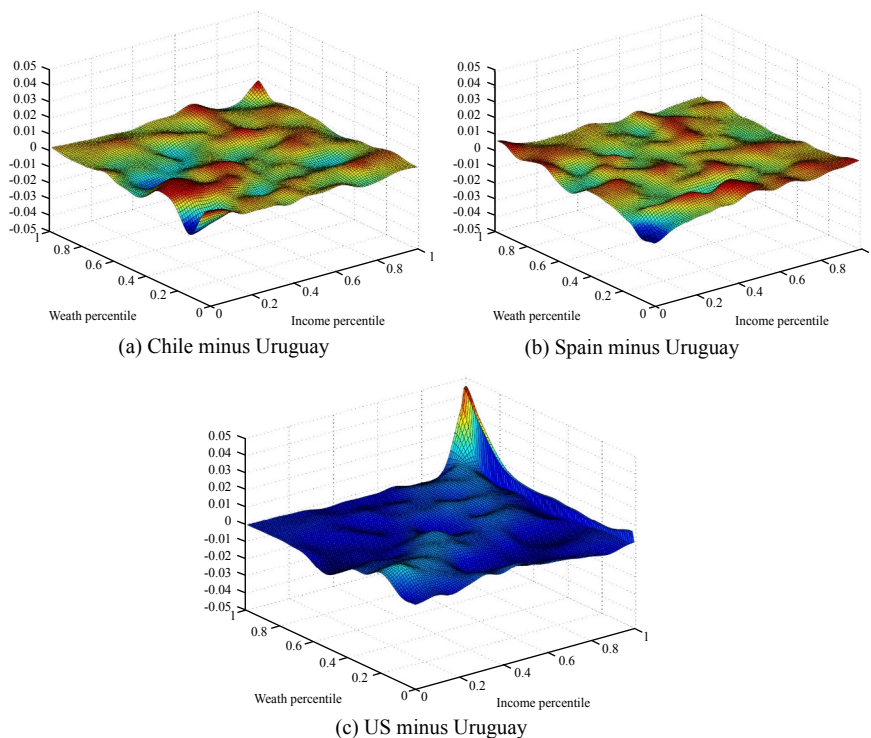


Note: Gaussian kernel copulas were built considering a bandwidth of 0.045. All the imputation sets as well as sample weights for each survey were used.

Smoothed kernel copulas are shown in Figure 4. It is still possible to notice the highest peak at the top of the joint distribution and the “smaller” one close to $[0,0]$. The peak at the top of the joint distribution is remarkably higher and sharper in the U.S. than in the other countries. To improve the visualization of the differences between the copulas, in Figure 5 we plot the simple difference between the estimation of the density copula for the “other” country and for Uruguay at each point. Those graphs also suggest that the pattern of dependence between income and wealth is similar in Chile, Spain, and Uruguay, but very different in the U.S.

Previous results provide only visual comparisons. To formally assess whether the copulas are statistically different, we use a non-parametric test of equality between copulas. Table 9 includes the p-values from the Rémillard and Scaillet (2009) test using 1,000 replications for each pair of countries. The hypothesis of equality

Figure 5. Differences Between Kernel Estimated Copulas: Chile, Spain, and the U.S. vs. Uruguay



Note: Kernel copulas were built considering a bandwidth of 0.045. All the imputation sets as well as sample weights for each survey were used.

between copulas is rejected in all cases, save for the Spain-Uruguay pair.¹³ We can link this result to the Spearman correlation shown in Table 8, where Uruguay and Spain are the closest to each other with estimated values of 0.37 and 0.4, respectively. This result could also be linked to the analysis of the marginal distribution of income, which shows a close relationship between Uruguay and Spain. A considerable limitation for analysing the previous result is that income collected in Spain is before taxes while in Uruguay it is after taxes. Accounting for taxes will certainly affect the copula, but it will most likely not change the shape: dependence may still be stronger at the top and bottom of the distribution. If one accepts that the Spanish tax system is not highly progressive and not that different from

¹³Despite focusing on Uruguay, we provide the p-value estimations from testing the equality between copulas for the rest of copula pair (Chile-Spain, Chile-U.S., Spain-U.S.).

Table 9.

Rémillard and Scaillet (2009) Test for Equality Between Each Pair of Copulas (p-values)

	Uruguay	Chile	Spain
Chile	0.001		
Spain	0.195	0.000	
U.S.	0.000	0.000	0.000

Notes: The null establishes that both copulas are equal. p-values are computed via simulation using 1,000 replications. Sample weights were used in all cases.

other EU countries, as suggested by the OECD report (see OECD, 2012), the pattern for copulas observed in countries such as Germany or Italy (analysed by Jäntti et al., 2015) should also be observed in Spain. Nevertheless, as taxes have an equalizer effect on income distribution, dependence at the top of the joint distribution will probably become less relevant. The latter could affect the result derived from the copula test.

SOURCES OF HETEROGENEITY AND THEIR INFLUENCE ON THE DEPENDENCE BETWEEN INCOME AND WEALTH IN URUGUAY

This section aims to analyse the main household determinants for income, wealth, and its joint distribution. We perform the analysis in three steps. First, we estimate separate mean regressions for income and wealth using household characteristics as covariates. Second, we build smoothed kernel copulas using the residuals obtained from the previous regressions. Third, we test the equality between copulas for income and wealth estimated in the section ‘Income and wealth copulas’ and the ones built using the residuals from the regressions. The two last steps allow us to examine the dependence between income and wealth once the effect of the covariates has been considered. We do not follow an identification strategy to estimate causal effects. Hence, our results are exploratory in nature as is most of the recent research on the topic.

In the first step, we estimate a set of mean regressions that considers each potential source of heterogeneity separately for each variable. We include the average age of household members aged 18 or older and its square as covariates to capture age dependent effects. Family composition effects are included through the number of household members; a dummy for the presence of children under 16; and family structure distinguishing between couple, single male, single female without children, and single female with children. The effect of education is measured

Table 10. Mean Regressions. Dependent Variable: Net Wealth (In Logs)

Age	0.00817***						0.00673***	0.00598***	0.00384***	0.00380***
	[0.00151]						[0.00146]	[0.00142]	[0.00135]	[0.00136]
Age squared	-0.00599***						-0.00473***	-0.00273**	-0.00106	-0.00101
	[0.00145]						[0.00145]	[0.00143]	[0.00135]	[0.00136]
Number of hh's members		-0.00726***					-0.00142	0.00772***	0.00853***	0.00848***
		[0.00277]					[0.00282]	[0.00286]	[0.00277]	[0.00277]
Male		-0.0583***					-0.0529***	-0.0238	-0.0214	-0.0218
		[0.0153]					[0.0151]	[0.0148]	[0.0142]	[0.0143]
Female without children		-0.0617***					-0.0640***	-0.0575***	-0.0460***	-0.0461***
		[0.0127]					[0.0127]	[0.0123]	[0.0115]	[0.0115]
Female without children		-0.0878***					-0.0787***	-0.0536***	-0.0473***	-0.0480***
		[0.00850]					[0.00825]	[0.00866]	[0.00827]	[0.00825]
Children under 16 at home		-0.0461***					-0.0391***	-0.0294***	-0.0255***	-0.0241***
		[0.00894]					[0.00894]	[0.00866]	[0.00811]	[0.00822]
Years of schooling			0.0159***					0.0175***	0.0146***	0.0142***
			[0.00117]					[0.00130]	[0.00111]	[0.00108]

(Continúa)

Table 11.
Mean Regressions. Dependent Variable: Income (In Logs)

Age	0.0308***						0.0211***	0.0165***	0.0157***	0.0153***
	[0.00582]						[0.00569]	[0.00479]	[0.00481]	[0.00477]
Age squared	-0.0332***						-0.0235***	-0.0116**	-0.0109**	-0.0105**
	[0.00549]						[0.00544]	[0.00457]	[0.00457]	[0.00454]
Number of hh's members		0.0273***					0.0112	0.0659***	0.0672***	0.0665***
		[0.0102]					[0.0105]	[0.00916]	[0.00917]	[0.00918]
Male		-0.396***					-0.398***	-0.223***	-0.215***	-0.220***
		[0.0465]					[0.0465]	[0.0397]	[0.0395]	[0.0393]
Female without children		-0.461***					-0.421***	-0.382***	-0.369***	-0.369***
		[0.0391]					[0.0399]	[0.0335]	[0.0333]	[0.0330]
Female without children		-0.610***					-0.621***	-0.471***	-0.466***	-0.473***
		[0.0481]					[0.0480]	[0.0409]	[0.0412]	[0.0409]
Children under 16 at home		-0.194***					-0.208***	-0.150***	-0.147***	-0.131***
		[0.0305]					[0.0304]	[0.0254]	[0.0253]	[0.0252]
Years of schooling			0.105***					0.105***	0.102***	0.0970***
			[0.00265]					[0.00267]	[0.00270]	[0.00273]

(Continúa)

by the years of schooling of the reference person. The effect of inheritances is captured through a set of dummy variables that consider whether the household inherited the main residence, other real estate and/or business equity (the survey does not collect data on the value of the inherited asset). We also include a geographical reference as a source of heterogeneity. Arrondel et al. (2014) perform a similar analysis for EU countries through the estimation of generalized ordered probit models, linking the household position in the wealth distribution to that in the income distribution.

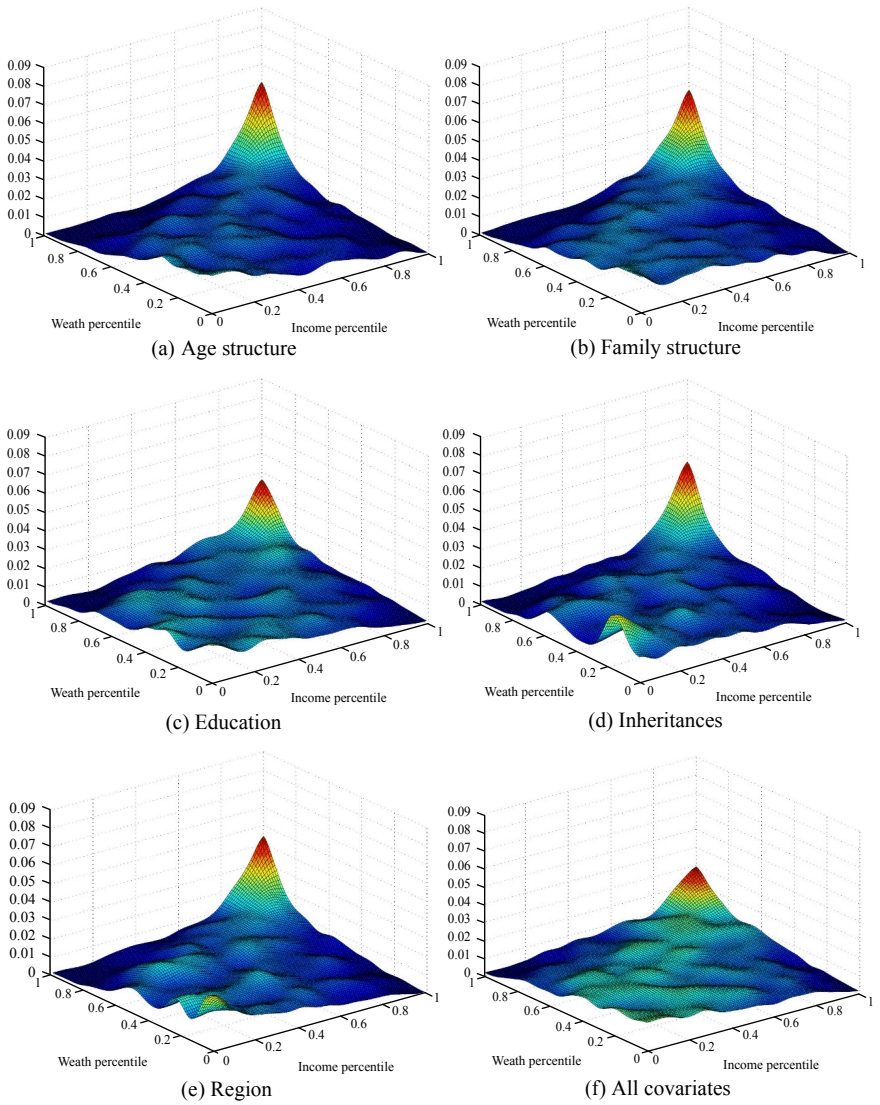
Table 10 and 11 depict the estimates of the mean regression for wealth and income, respectively. The first columns of each table show the estimates for each one of the group of covariates separately and the last column shows the estimated result when all the groups of covariates are included. When looking at the last column of each table, it can be seen that all groups of covariates are statistically significant for both variables. The effect of age can be seen in income. However, for wealth, age is significant at the 10th and the square of age is non-significant. Education is a major determinant for both variables, though the partial effect is larger for income than for wealth. Inheritances are the main determinant for wealth within the considered sources of heterogeneity. They explain 15% of wealth variance when considering this set of dummies as the only covariates. Inheritances also influence income, but their explanatory power is considerably lower at 3.6 %. While the inheritance of other real estate and business positively affects average income, the mean income of those who had inherited their main residence is lower than those who had not. Family structure also play a significant role. Both, average wealth and income increases with the number of household members, although the effect on income is sharper. Mean income is higher for couples than for singles. The average wealth of couples and single male households are greater than for single females. Average income and net wealth are lower when children under 16 years old are living in the house. Households in Montevideo (the capital and main city) retrieve, on average, a higher income and have a higher level of wealth.

Once the mean regressions for income and wealth are estimated, we build copulas using each regressions' residuals. The copulas are depicted in Figure 6. Panels *a* to *e* show the copulas using the residuals for each group of covariates separately. Panel *f* shows the copula when all covariates are included simultaneously in the regression. Visually, they retain the main characteristics observed in the section 'Income and wealth copulas'. There is a main peak at the top of the joint distribution and a "flat" relationship elsewhere, perhaps the small peak at the [0; 0] of the joint distribution is absent. This can be seen in Figure 7, which depicts the difference between each of the copulas shown in Figure 6 and the copula using the observed income and wealth estimated in the previously-mentioned section.

Finally, we perform the Rémillard and Scaillet (2009) test comparing the copulas estimated using the residuals of the regressions with the copula built with observed income and wealth. The first column in Table 12 shows the p-value from testing the equality between the copula built with the regressions considering each

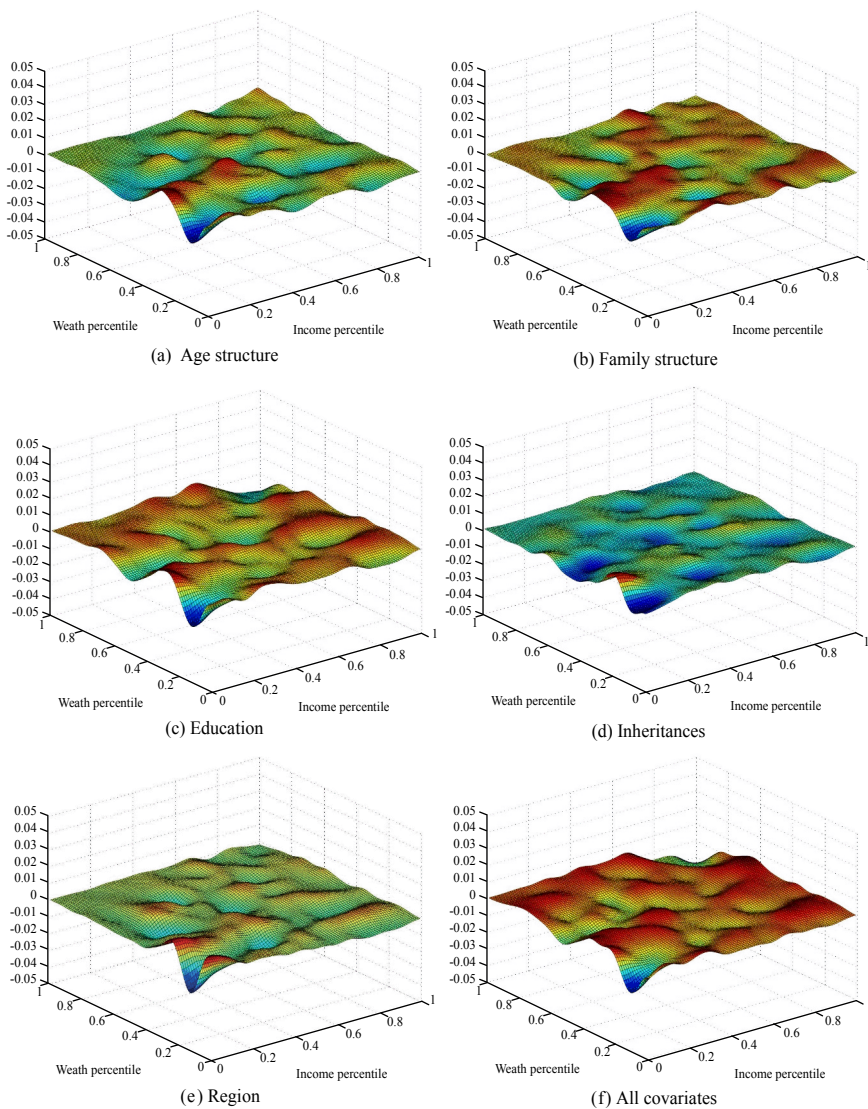
Figure 6.

Kernel Estimated Copulas For Residuals From Income and Wealth Mean Regressions



Note: Kernel copulas were built considering a bandwidth of 0.045. All the imputation sets as well as sample weights for each survey were used.

Figure 7.
Observed Versus Residuals: Differences Between Kernel Estimated Copulas



Note: Kernel copulas were built considering a bandwidth of 0.045. All the imputation sets as well as sample weights for each survey were used.

group of covariates separately (age, family structure, education, inheritances, and region) and the one built with the observed income and wealth. The second column shows the p-value from testing the equality between the copula estimated with the observed income and wealth against the copulas built with the residuals from regressions that sequentially add each factor (group of covariates). The last column tests the equality between copulas of residuals at each sequential step vs the previous one.

Table 12.

Rémillard and Scaillet (2009) Test for Equality Between Two Copulas (p-values)

Factor	Each factor	Sequential	Each added factor
Age	0.197		
Family structure	0.332	0.214	0.960
Education	0.000	0.000	0.000
Inheritances	0.868	0.000	1.000
Region	0.340	0.000	1.000

Notes: The null establishes that both copulas are equal; p-values are computed via simulation using 1,000 replications. 1 Test of equality between copulas of observed income and wealth versus residuals from a regression that includes each factor. 2 Test of equality between copulas of observed income and wealth versus residuals from regressions that sequentially add each factor. 3 Test of equality between copulas of residuals at each sequential step versus residuals of the previous one.

The data shows that education is the covariate with the highest influence on the dependence between income and wealth. Furthermore, the evidence from the tests reveals that, among all the covariates considered, education is the only one which significantly influences the shape of the copula. When removing the effect of education, Figure 6 shows that the dependence between income and wealth at the [0,0] corner vanishes, while the strong dependence observed at the [1,1] corner is reduced.

Despite the fact the test suggests that other factors are not statistically significant to explain the shape of the copula, we can analyse some differences between the copulas that consider the influence of those variables by looking at figures 6 and 7. By removing the influence of age structure, the peak at the bottom is smoothed but the peak at the top becomes slightly sharper. By addressing the differences between regions, we can conclude that households at the [0,0] and [1,1] corners of the distribution are more frequent in Montevideo than in the rest of the country. When considering the residuals of regressions that include all covariates, the corresponding copula is statistically different and flatter than that of the observed income and wealth. The Rémillard and Scaillet (2009) test indicates that education drives this

result. Visually, the copula of the residuals does not show the peak at the bottom of the joint distribution while the peak at the top is also reduced. Nevertheless, the peak at the [1,1] corner is still relevant in magnitude and it reveals evidence that the strong correspondence between high wealth and top income households can only be partially explained by the household characteristics considered.

The literature has analysed the role of education as one of the main determinants for wealth and income distribution. For instance, more educated households show higher levels of financial literacy, which allows them to benefit from financial market participation. However, financial knowledge and education are unevenly distributed across households, thus impacting on wealth and income distribution (Lusardi et al., 2017). In a study using U.S. data, Cagetti (2003) found that less educated consumers are more impatient and, thus, accumulate less precautionary savings. This creates a skewed wealth distribution with a right tail.

CONCLUDING REMARKS

In this paper, we analyse income and wealth distribution in Uruguay using data from EFHU, a household financial survey. We can summarize our results with three main findings. First, based on the marginal distribution for income and wealth, we conclude that wealth is more concentrated than income. Second, the analysis of copulas for income and wealth indicates that dependence between them is not constant along the whole joint distribution and, instead, is more relevant at the bottom and the top. When comparing the Uruguayan copulas to those from Chile, Spain, and the U.S., countries that have conducted financial surveys which served as basis for designing EFHU, we found similar results. Third, for Uruguay, we estimate mean regressions for income and wealth to assess the main sources of wealth and income heterogeneity. Despite household composition and bequests being among the main sources of heterogeneity for income and wealth, education is the most relevant explanatory variable for both the marginal distribution and the dependence structure of income and wealth.

The analysis could be extended at least in two important directions. First, to deeply analyse the role of education as the main variable shaping the distribution. This accounts for understanding not only the role of education, but also the channels through which consumption/savings behaviour and earning dynamics are affected. From a public policy view, if one aims to reduce income and wealth inequality, enhancing access to education could be a promising path. Second, the analysis provides some insights on wealth and income taxation. The more positive the dependence between both variables, the easier for a tax scheme targeting income to also tax wealth (Jäntti et al (2015)). In Uruguay, there is a high dependence at the top and at the bottom of the distribution, which could make progressive income taxes even more effective to reduce inequality.

REFERENCES

1. Anghel, B., Basso, H., Bover, O. et al., Casado J., Hospido, L., Izquierdo, M., Kataryniuk, I., Lacuesta, A., Montero, J., & Vozmediano, E. (2018). Income, consumption and wealth inequality in Spain. *SERIEs*, 9, 351-387.
2. Arrondel, L., Roger, M., & Savignac, F. (2014). *Wealth and income in the Euro area: Heterogeneity in households' behaviour?* (Working paper 1709). European Central Bank.
3. Atkinson, A. B., & Harrison, A. (1978). *Distribution of personal wealth in Britain*. Cambridge University Press.
4. Badarinza, C. Campbell, J., & Ramadorai, T. (2016). International comparative household finances. *Annual Review of Economics*, 8, 111-144.
5. Burkhauser, R., Feng, S., Jenkins, S., & Larrimore, J. (2011) Estimating trends in U.S. income inequality using the Current Population Survey: The importance of controlling for censoring. *The Journal of Economic Inequality*, 9(3), 393-415.
6. Burbidge, J., Maggie, L., & Robb, L. (1988). Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable. *Journal of the American Statistic Association*. 83(401), 123-127.
7. Cagetti, M. (2003). Wealth Accumulation over the life cycle and precautionary savings. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(3), 339-353.
8. Cagetti, M., & De Nardi, C. (2006): Entrepreneurship, frictions and wealth. *Journal of Political Economy*, 114(5), 835-870.
9. Charpentier, A., Fermanian, J., & Scaillet, O. (2007). The estimation of copulas: Theory and practice. In J. Rank (Ed.), *Copulas: From theory to application in finance* (pp. 35-64). London: Risk Books.
10. Chen, S., & Huang, T. (2007). Nonparametric estimation of copula functions for dependence modelling. *The Canadian Journal of Statistics*, 35(2), 265-282.
11. Comisión Económica para América Latina y el Caribe—CEPAL. (2019). *Panorama Social de América Latina, 2018*. LC/PUB.2019/3 Santiago.
12. Cowell, F. A., & Van Kerm, P. (2015). Wealth inequality a survey. *Journal of Economic Surveys*. 29(4), 671-710.
13. Cowell, F.A., Karagiannaki, E., & Mcknight, A. (2017). Accounting for Cross-country differences in wealth inequality. *Review of Income and Wealth*, 64(2), 332-356.
14. Davies, J.B., Lluberas, R., & Shorrocks, A.F. (2017). Estimating the level and distribution of global wealth, 2000-2014. *Review of Income and Wealth*, 63, 731-759.
15. De Rosa, M. (2019). *Wealth accumulation and its distribution in Uruguay: first estimates of the untold half of the story*. Paris School of Economics.

16. Deheuvels, P., & Hominal, P. (1979). Estimation non parametrique de la densité compte tenu d'informations sur le support. *Revue de Statistique Appliquée*, 27, 47-68.
17. European Central Bank. (2013). *The eurosystem household finance and consumption survey - Results from the first wave* (Statistic Paper Series 2). European Central Bank.
18. Ferre, Z., Rivero, J., Sanroman, G., & Santos, G. (2016). *Encuesta financiera de los hogares uruguayos. Metodología y guía para el usuario*. - Universidad de la República. Departamento de Economía.
19. Guner, N., Kaygusuz, R., & Ventura, G. (2014). Income taxation of U.S. households: Facts and parametric estimates. *Review of Economic Dynamics*, 17(4), 559-581.
20. Jäntti, M., Sierminska, E., & Van Kerm, P. (2015). *Modelling the joint distribution of income and wealth* (IZA 9190).
21. Kennickell, A. (2009). *Ponds and streams wealth and income in the U.S, 1989 to 2007*. Board of Governors of the Federal Reserve.
22. Kennickell, A. (2007). *The role of oversampling the wealthiest in the survey of consumer finances*. Board of Governors of the Federal Reserve.
23. Kennickell, A. (2005). *The good shepherd: Sample design and control for wealth measurements in the survey of consumer finances*. Board of Governors of the Federal Reserve.
24. Lusardi, A., Michaud, P. C., & Mitchell, O. (2017). Optimal financial knowledge and wealth inequality. *Journal of Political Economy*, 125(2), 431-477.
25. Martinez, F., & Uribe, F. (2017). *Distribucion de riqueza no previsional de los hogares chilenos* (Documento de Trabajo 806). Banco Central de Chile.
26. OECD. (2012). *Income inequality and growth: The role of taxes and transfers* (Economic Department Policy Notes 9). OECD.
27. Piketty, T., & Zucman, G. (2014). Capital is back: Wealth income ratios in rich countries 1700-2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1155-1210.
28. Rémillard, B., & Scaillet, O. (2009). Testing for equality between two copulas. *Journal of Multivariate Analysis*, 100, 377-386.
29. Rubin, D. B. (1987). *Multiple Imputation for non-response in surveys*. Wiley.
30. Saez, E., & Zucman, G. (2016). Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519-578.
31. Schuster, E. (1985). Incorporating support constraints into nonparametric estimators of densities. *Communications in statistics. Theory and Methods*, 14, 1123-1136.
32. Vermeulen, P. (2018). How fat is the top tail of the wealth distribution? *Review of Income and Wealth*, 64, 357-387.

APPENDIX

Following Charpentier et al. (2007), the “mirror image” technique consists of adding observations to reflect each point with respect to the edges and corners of the unit square. In the bivariate case, a copula is the joint CDF of $F(x_1; x_2) = C(Fx_1(X_1); F_{x_2}(X_2))$. When estimating the copula, the original dataset was converted to $(U^i; V^i) = C(\hat{F}_{x_1}(X_{1i}); \hat{F}_{x_2}(X_{2i}))$ for $i = 1; 2 \dots N$, and empirical CDF are used to estimate the marginal distributions:

$$\widehat{F}_{x_1}(X_{1i}) = \frac{1}{N+1} \sum_{i=1}^N 1(X_{1,i} \leq x_1)$$

$$\widehat{F}_{x_2}(X_{2i}) = \frac{1}{N+1} \sum_{i=1}^N 1(X_{2,i} \leq x_2)$$

More formally, the technique involved adding: $(\pm \widehat{U}_i, \pm \widehat{V}_i)$, $(\pm \widehat{U}_i, 2 - \widehat{V}_i)$, $(2 - \widehat{U}_i, \pm \widehat{V}_i)$, $(2 - \widehat{U}_i, 2 - \widehat{V}_i)$ such that the kernel smoothed version for the copula density is:

$$\begin{aligned} c(u, v) &= \frac{1}{Nh^2} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{u - \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - \widehat{V}_i}{h}\right) + K\left(\frac{u + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - \widehat{V}_i}{h}\right) \\ &+ K\left(\frac{u - \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v + \widehat{V}_i}{h}\right) + K\left(\frac{u + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v + \widehat{V}_i}{h}\right) \\ &+ K\left(\frac{u - \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - 2 + \widehat{V}_i}{h}\right) + K\left(\frac{u + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - 2 + \widehat{V}_i}{h}\right) \\ &+ K\left(\frac{u - 2 + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - \widehat{V}_i}{h}\right) + K\left(\frac{u - 2 + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v + \widehat{V}_i}{h}\right) \\ &+ K\left(\frac{u - 2 + \widehat{U}_i}{h}\right) K\left(\frac{v - 2 + \widehat{V}_i}{h}\right) \end{aligned}$$

where K is a primitive for $K : R \rightarrow R, \int K = 1$ and h is a bandwidth sequence such that

$h_N \rightarrow 0$ when $N \rightarrow \infty$.

HOMICIDE RATES AND HOUSING PRICES IN CALI AND BOGOTÁ, D. C.

Andrés Domínguez

Domínguez, A. (2021). Homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá, D. C. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 643-677.

Currently, the list of most violent cities in the world is dominated by Latin American cities. In 2015, Cali registered 65 homicides per 100,000 inhabitants. In Bogotá, the rate was 17 per 100,000 inhabitants. However, crime is not homogeneously distributed within the urban area, and literature indicates that the local response to crime affects the housing market. The objective of this paper is to estimate the relationship between housing prices and homicide rates in two Colombian cities: Cali and Bogotá. With the use of diverse sources of information and different econometric methodologies, we found that a 10% increase in homicide rates provokes a 2% decrease in housing prices in Cali and 1.8% in Bogotá.

Keywords: Urban economics, urban crime, housing prices.

JEL: D04; D1; R30; R31.

A. Domínguez

Observatorio de Dinámicas Urbano Regionales ODUR, Secretaría Distrital de Planeación SDP, Bogotá, Colombia. Email: jandresdominguezm@gmail.com.

Sugerencia de citación: Domínguez, A. (2021). Homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá, D. C. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 643-677. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.82495>

Este artículo fue recibido el 26 de septiembre de 2019, ajustado el 3 de junio de 2020, y su publicación aprobada el 30 de junio de 2020.

Domínguez, A. (2021). Tasas de homicidio y precios de la vivienda en Cali y Bogotá, D. C. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 643-677.

Actualmente, las ciudades más violentas del mundo se encuentran en Latinoamérica. En 2015, Cali registró 65 homicidios por cada 100 000 habitantes. Para ese mismo año, en Bogotá, la tasa de homicidios reportada fue 17 por cada 100 000 habitantes. Dado que la criminalidad se distribuye heterogéneamente dentro de las ciudades, la literatura señala que la respuesta de las personas ante la criminalidad afecta el mercado inmobiliario. El objetivo de este artículo es estimar la relación entre los precios de la vivienda y las tasas de homicidios en dos ciudades colombianas: Cali y Bogotá. Usando diversas fuentes de información y diferentes métodos cuantitativos de estimación, el principal resultado encontrado fue que ante un incremento del 10% en las tasas de homicidio, hay una disminución del 2% en los precios de vivienda en Cali y de 1,8% en Bogotá, D. C.

Palabras clave: economía urbana, crimen urbano, precios de viviendas.

JEL: D04; D1; R30; R31.

Domínguez, A. (2021). Taxas de homicídio e preços de habitação em Cali e Bogotá, D. C. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 643-677.

Atualmente, as cidades mais violentas do mundo estão na América Latina. Em 2015, Cali registrou 65 homicídios por cada 100.000 habitantes. Nesse mesmo ano, em Bogotá, a taxa de homicídio registrada foi de 17 por cada 100.000 habitantes. Dado que a criminalidade está distribuída de forma heterogênea nas cidades, a literatura indica que a resposta das pessoas ao crime afeta o mercado imobiliário. O objetivo deste artigo é estimar a relação entre os preços da habitação e as taxas de homicídio em duas cidades colombianas: Cali e Bogotá. Usando várias fontes de informação e diferentes métodos de estimativa quantitativa, o principal resultado encontrado foi que, diante de um aumento de 10% nas taxas de homicídio, há uma queda de 2% nos preços da habitação em Cali e uma queda de 1,8% em Bogotá DC.

Palavras-chave: economia urbana, crime urbano, preços da habitação.

JEL: D04; D1; R30; R31.

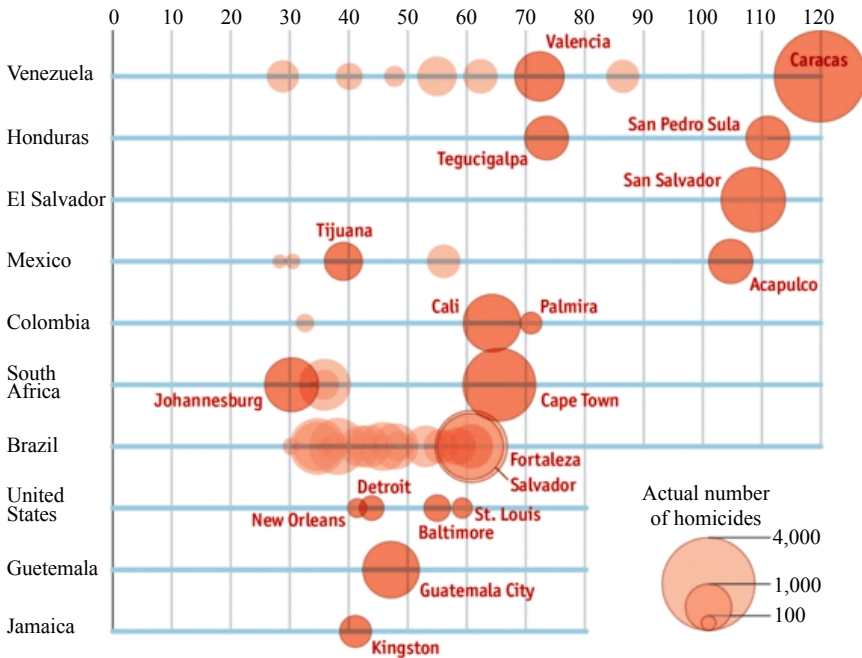
INTRODUCTION

Urban crime has a negative relationship with housing prices, which are the sums in money for which houses may be bought or sold on a real estate market. In the literature, crime is related to the theft of property; for instance, cars, wallets, and household goods; or more serious acts like murder or rape (Brueckner, 2011). Studying the relationship between housing prices and crime, from an economic perspective, is essential because it is a way of quantifying crime in terms of its representation families' wealth. Indeed, Hellman and Naroff (1979) argue that changes in utility levels derived from living in certain areas within the city, caused by variations in the crime rate, can affect property values and property tax revenues.

The housing market involves characteristics such as heterogeneity, durability, and spatial fixity. A house is a heterogeneous commodity due to characteristics such as design and age; hence, it is difficult to define a unit measure of analysis. In fact, the price of a transaction is the product of the value and the age of the dwelling. The second characteristic is durability, which refers to the fact that a homeowner acts both as an investor and as a consumer. Therefore, the owner's expectations about the future are essential, as well as their wealth and income. The third characteristic means that since a dwelling is located within a neighbourhood, both the characteristics of the neighbourhood as well as the accessibility to other urban facilities are fundamental determinants of the house price. Consequently, externalities such as level of noise, police protection, and crime are crucial factors in the housing market as this market takes a long time to adjust (Fallis, 1985).

High crime rates represent a significant welfare loss, a reduction of the expected lifespan, and an increase in uncertainty about the future (Soares, 2010). Furthermore, the quantity of money allocated to maintaining justice and prison systems is relevant. According to the Council for Public Security and Criminal Justice, (CCSP-JP, 2016), Latin American cities dominate the list of most violent cities in the world. Figure 1 shows the 50 cities with the highest homicide rates and a population higher than 300,000 people. The horizontal axis represents the homicide rate per 100,000 inhabitants, while the size of the circle represents the number of homicides. Caracas (Venezuela), San Pedro Sula (Honduras), and San Salvador (El Salvador) are at the top of the rankings. Two Colombian cities appear in this top ten: Palmira and Cali. The former is a medium-size city of 1.5 million inhabitants, and Cali is the third largest Colombian city in terms of population (2.3 million after Bogotá and Medellín). Additionally, in 2015 the registered homicide rate in Bogotá D.C. was 17 per 100,000 inhabitants, according to the Instituto Nacional de Medicina Legal (INML, 2015). Although the rate does not seem high in Bogotá D.C. —a city of 7.5 million people— the number of cases is significant.

Figure 1.
Homicides per 100,000 Inhabitants



Source: The Economist (2016) with information from 2015.

Glaeser and Sacerdote (1999) argue that there is an association between city size and crime. Furthermore, crime rates are not homogeneously distributed within an urban area, and this characteristic shows a clear association with the quality of the neighbourhood. In response to crime risk, residents generally have two options: either vote for anti-crime policies or vote with their feet, which means leaving space to demonstrate their opposition towards a situation. When individuals exercise the latter option, the local response to crime will be observed in the housing market (Buonanno et al., 2013; Gibbons, 2004). Indeed, the fear of crime, through its indirect effects on housing prices, may also hinder local regeneration and cause a downward spiral in the quality of the neighbourhood (Gibbons, 2004).

There is evidence of a relationship between urban crime and housing prices in European and North American cities. Soares (2010) indicates that death due to violence is 200% more common in Latin America than in North America and 450% more common than in Western Europe. The objective of this paper is to quantify the relationship between homicide rates and housing prices in two Colombian cities: Cali and

Bogotá D.C. We hypothesized that persistent cases of homicide will be capitalized in housing prices.

In the case of Cali, we used a cross section of cadastral housing prices from 2012 and the average homicide rates from 2000-2010 at a neighbourhood level. We found that a 10% increase in the homicide rate is related to a decrease of between 2% and 2.5% in housing prices in Cali.

For Bogotá D.C., we used the housing characteristics information registered in the *Encuesta Multipropósito* (DANE, 2017) and the crime information for 2015 registered in the INML. In this case, we estimated two models with two dependent variables: the hypothetical lease value and the effective lease value. The estimations showed that a 10% increase in the homicide rate was related with a 1.8% decrease in the hypothetical lease value and 1.7% in the effective lease value.

Additionally, we discussed a methodological issue: when the statistical information is clustered (e.g. classrooms, neighbourhoods, and economic sectors), the literature recommends estimating models using cluster standard errors. Nevertheless, there were some potentially harmful consequences derived from the formation of false clusters in the estimated standard errors. In this paper, we present a simulation exercise to show the magnitude and the direction of the bias in the standard error estimation. The remainder of the paper is organized as follows: section 2 relates the paper to the existing literature, section 3 describes data and provides the estimation results, and section 4 concludes.

LITERATURE REVIEW

The literature has affirmed that crime is a determinant social force. Individuals, households, and communities know first-hand the effects of crime on quality of life. Houser et al. (2015) have highlighted that in areas where crime is prevalent, residents notice direct effects on housing prices, education, and job availability. Then, fear of crime within urban areas has a powerful influence on perceptions of area deprivation and may discourage home-buyers, inhibit local regeneration, and catalyse a downward spiral in neighbourhood status (Gibbons, 2004). The literature has tried to measure the effect of crime on housing prices using two main methodologies: contingent evaluation and hedonic models.

Contingent evaluation tries to estimate the value of goods that are not transacted in a market. The strategy is to ask how much people would be willing to pay for them. For instance, in Cohen et al. (2004), respondents were asked if they would be willing to vote for a proposal requiring each household in their community to pay a certain amount to prevent one in ten crimes in their community. Meanwhile, in Atkinson et al. (2005), respondents were told the characteristics of a type of crime and the current risk of victimization. Then, they were asked to express their willingness to pay to reduce the chance of being a victim of this offence by 50% over the next 12 months.

In hedonic models (Rosen, 1974), a house may derive its value from the quality of its physical characteristics (e.g. living space, number of bedrooms, garage, amenities) and its location. Furthermore, the level of crime and violence in the surrounding area may be additional attributes of the property, and individuals may be willing to pay more to live in an area with lower levels of crime. Then, an estimate of how much the attribute “lower-level-of-crime” is worth in the housing price provides an estimation of the cost of crime.

Asking individuals how they would react in a certain hypothetical situation is not the same as how they will react in a real decision-making situation. Consequently, economists have long been sceptical of information extracted from stated preferences, rather than revealed ones (Carson et al., 2001; Levitt & List, 2007). This is the reason why hedonic price models have been mostly used to estimate the relationship between crime and housing prices. Hedonic models rely on the preferences revealed by market behaviour by analysing the actual amount that people pay to avoid living in high crime areas. Some literature that uses this methodology has found a negative and significant relationship between crime and housing prices.

Because there could be a potential simultaneity relationship between crime and housing prices, Table 1 and Table 2 present the literature review divided into two categories.¹ The first is related to studies that have not instrumented for crime, and the second part includes studies that have instrumented for crime. For Rochester, New York, one standard deviation increase in the crime rate caused a 3% reduction in house prices (Thaler, 1978). The measures of crime used by the author are total offences, property crimes, crimes against persons, and property crimes committed in or around homes. Hellman and Naroff (1979) obtained an elasticity of property value concerning crime equal to -0.63 for Boston. For Jacksonville, Florida, Lynch and Rasmussen (2001) found an elasticity of -0.05 for violent crimes. Meanwhile, for Atlanta, Bowes and Ihlanfeldt (2001) argued that crime may be higher in train station areas; moreover, train stations may be the source of more crime in higher-income than in lower-income neighbourhoods. Authors found that an additional crime per acre per year decreases housing prices by around 3%. Besley and Mueller (2012) presented evidence that supports the assumption that housing prices depend on the level and persistence of historical crime rates. Authors argued that houses are assets whose prices reflect the present and future expected attractiveness of living in an area. They used the information from 11 regions of Northern Ireland to evaluate the increased housing prices in response to a reduction in murders. Using a Markov switching model, the authors predicted that peace in Northern Ireland leads to an increase in housing prices of between 1.3% and 3.5% percent (nevertheless, the result is heterogeneous across regions).

¹ There is an extensive literature about urban crime (e.g. O’Flaherty & Sethi, 2015). Nevertheless, the literature review in this paper was filtered to consider the relationship between crime and housing prices.

Table 1.
Studies That Have Not Instrumented for Crime

Author	Place and Time	Results
Thaler (1978).	Rochester, New York (1971).	One standard deviation increase in the crime rate caused a 3% reduction in house prices.
Hellman and Naroff (1979).	Boston (1976).	They reported a negative elasticity of property value with respect to total crime (-0.63).
Lynch and Rasmussen (2001).	Jacksonville, Florida.	They found an elasticity of -0.05 for violent crimes.
Bowes and Ihlanfeldt (2001).	Atlanta (1991-1994).	An additional crime per acre per year in a given census tract had the effect of reducing house prices by around 3%.
Shapiro and Hassett (2012).	Seattle, Milwaukee, Huston, Dallas, Boston, Philadelphia, Chicago, and Jacksonville.	A 10% reduction in homicides would lead to a 0.83% increase in housing values the following year.
Besley and Mueller (2012).	11 regions of Northern Ireland (1984-2009).	Property prices depended on the level and persistence of historical crime rates.
Frischtak and Mandel (2012).	Rio de Janeiro.	Homicides dropped by between 10% and 25% and robberies by between 10% and 20%, while the selling price of the properties increased by between 5% and 10% and was proportionally higher in low-income neighbourhoods.

The literature shown in Table 1 has deemed crime as an exogenous regressor. Relaxing that assumption in Table 2, Rizzo (1979) found similar qualitative results for Chicago and remarked that in the housing market people reveal the cost of crime as they perceive it. Gibbons (2004) estimated the impact of recorded domestic property crime on property prices in the London area. This author considered information for five types of crime: home burglaries, burglary in other buildings, criminal damage to a dwelling, criminal damage to other buildings, and theft from shops. As a result, a one-tenth standard deviation increase in the recorded density of incidents of criminal damage had a capitalized cost of just under 1% of property values. These results meant that incoming residents perceived criminal damage as a deterioration of the neighbourhood.

Table 2.
Studies That Have Instrumented for Crime

Author	Place and Time	Instruments For Crime	Results
Rizzo (1979).	Chicago (1970).	Proportion of population between ages 15 and 24; median years of schooling; unemployment rate; population density; proportion of population receiving welfare; ratio of males to females; and the labour force participation rate.	The estimated elasticity of crime with respect to prices is -0.23.
Gibbons (2004).	London (2001).	Crimes on non-residential properties; spatial lags of crime density; distance to the nearest alcohol licensed premises.	A one-tenth standard deviation increase in the recorded density of incidents of criminal damage had a capitalized cost of just under 1% of property values.
Tita, Petras, and Greenbaum (2006).	Columbus, Ohio (1995-1998).	Homicide rate.	Negative significant relationship between prices and violent crimes.
Ceccato and Wilhelmsson (2011).	Stockholm (2008).	Murders as an instrument for crime.	If total crime increases by 1%, apartment prices are expected to fall by 0.04%.
Buonanno et al. (2013).	Barcelona (2004-2006).	Victimization rate 20 years ago; share of youth aged between 15 and 24.	One standard deviation increase in perceived security was associated with a 0.57% increase in the valuation of districts.

The difference with previous papers is that Gibbon paid attention to identification issues and deals with the endogeneity problem using instrumental variables. Ceccato and Wilhelmsson (2011) analysed the relationship between apartment prices and different measures of crime in Stockholm. The authors found that when total crime increases by 1%, apartment prices are expected to fall by 0.04%. Buonanno et al. (2013), for Barcelona, found that one standard deviation increase in perceived security is associated with a 0.57% increase in the valuation of districts.

Although comparing results is somewhat arbitrary because of the differences in the types of crimes, the empirical literature presented evidence of a negative relationship between crime and housing prices. This relationship implies that high crime rates deter new residents and motivate those-who-can to move out to lower-crime rate neighbourhoods (Gibbons, 2004).

DATA AND RESULTS

In this section, we present data, theoretical approximation, quantitative methodologies, and the estimated results of the relationship between homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá D. C. (Appendix A presents a map of Colombia that shows the geographic location of both cities). In this context, it is relevant to note that Cadastral information in Colombia is one of the oldest and most extensive in Latin America. Nevertheless, it is limited to formulate politics (Departamento Administrativo de Hacienda Municipal, 2012).

For Cali, we used the cadastral housing prices of 2012 to estimate the relationship between homicide and housing prices, using homicide rates from a neighbourhood level. For Bogotá D.C., we used information registered in the *Encuesta Multipropósito* (2017), specifically the hypothetical lease value and effective lease value. As we stated in the introduction, the homicide rate is defined as the number of homicides committed in a year per 100,000 inhabitants, excluding homicides committed as a result of armed conflict.

Table 3 summarizes the key variables from the housing price and homicide data for Cali. The mean log of housing prices is 17.16, with a standard deviation of 1.21 (Figure 2 shows the distribution of this variable); the homicide rate that we used is a ten-year average (2000-2010) at neighbourhood level. This average measure was included in the econometric model to avoid simultaneity effects with the housing

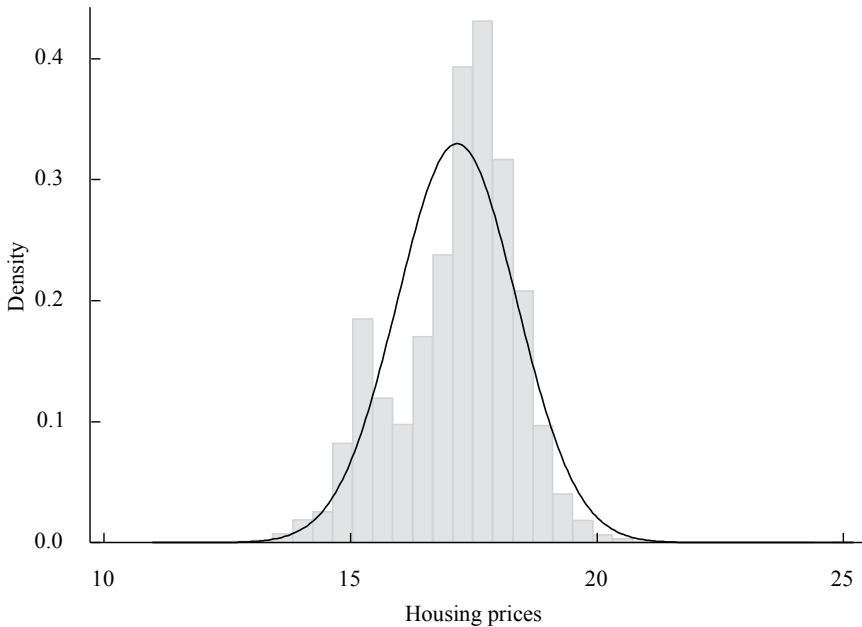
Table 3.
Summary Statistics for Cali

	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
ln (Housing price)	17.16	1.21	10.99	25.20
Homicide rate	104	155	0	1628
Area (km^2)	0.36	0.50	0.02	7.84
Distance to CBD (km)	4.76	2.12	0	9.78
Distance to main roads (km)	0.41	0.59	0	5.23

Note: 338 Neighbourhoods.

Source: Cadastral housing prices of 2012 and *Observatorio Social de Cali*.

Figure 2.
Distribution of Log Housing Prices for Cali



Source: Cadastral housing prices of 2012.

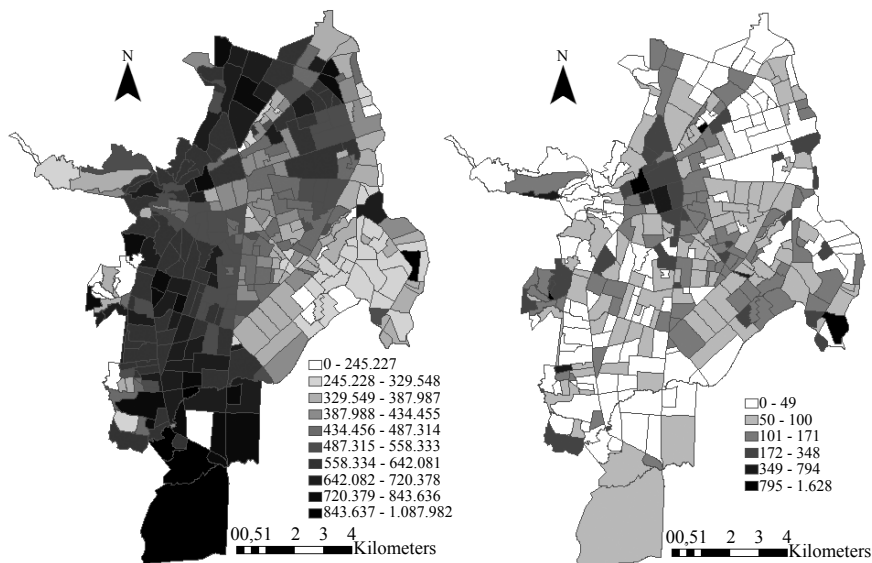
prices variable, which is from 2012. This rate could be interpreted as the violence environment for each neighbourhood. The variable had a mean of 104 with a standard deviation equal to 155.²

The urban area is divided into 338 neighbourhoods: the average size of a neighbourhood is 360 square meters; the average distance between the Central Business District (CBD) and the centroid of a neighbourhood is 4.76 kilometres. The CBD is the area within the city where the most important economic activity is concentrated (the CBD could or could not coincide with the historical place where the city was founded). The average distance from the centroid of a neighbourhood to the closest main road is 0.41 kilometres.

The left map in Figure 3 displays the average housing prices per square meter in Colombian pesos while the second map (right) exhibits the homicide rates at neighbourhood level. The map of housing prices shows that neighbourhoods with higher housing prices are distributed in the western part of the city. In the second,

² Appendix 2 shows information about neighbourhoods within *Comuna 6* (Cali is divided into 22 *comunas* and 338 neighbourhoods). A *Comuna* is an administrative division within the city and it is made up of neighbourhoods.

Figure 3.
Housing Prices per Square Meter (left) and Homicide Rates (right) in Cali



Source: Cadastral housing prices of 2012 and Observatorio Social de Cali.

it can be observed that there are high homicide rates in central areas and some peripheral areas of the city. We hypothesized that persistent cases of homicide will be capitalized in housing prices.

Table 4 summarises key variables related to housing prices and homicide data for Bogotá D.C. The mean log of hypothetical lease value was 13.31, with a standard deviation of 1.27, and the mean log of effective lease value was 13.13 with a standard deviation of 0.8 (Figure 4 shows the distribution of these variables). The mean for the homicide rate was 18.93 per 100,000 inhabitants with a standard deviation equal to 27.55. It is important to highlight that this homicide rate of 18.93 was slightly different from the homicide rate of 17, which was the official data from the INML (2015). The difference is due to disparate official calculations. One estimation came from the 2005 national census population projections conducted by *Departamento Administrativo Nacional de Estadística*, DANE; however, the rate that we are reporting in this paper was calculated with projections from the planning office of Bogotá D. C. (*Secretaría de Planeación Distrital*, SDP).

Figure 4 shows the distribution of the logarithm of housing prices: hypothetical lease value (left) and the effective lease value (right) from the *Encuesta Multipropósito* report (2017). As we observed in Table 4, the hypothetical lease value was slightly higher than the effective lease value. This characteristic is

Table 4.
Summary Statistics for Bogotá D.C.

	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
ln (hypothetical lease value)	13.31	1.27	4.60	19.52
ln (effective lease value)	13.13	0.80	4.59	16.81
Homicide rate	18.93	27.55	0	145
Population 2015	70,024	62,075	932	351,846
ln (Accessibility (friction = 1))	9.88	0.85	6.83	11.55

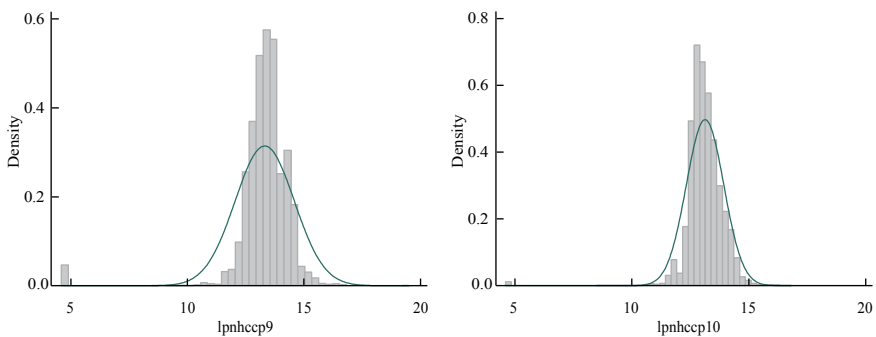
Note: 112 spatial units (Unidades de Planeación Zonal - UPZ).

Source: *Encuesta Multipropósito* (2017) and INML (2015).

relevant because in the econometric models, the set of explanatory variables was similar, and the estimated coefficient related to the homicide rate was not that different.

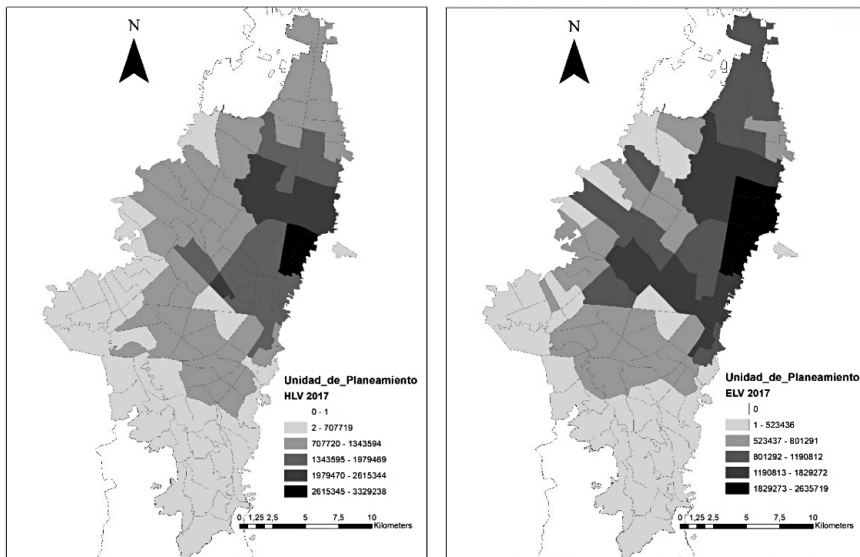
The maps in Figure 5 display the hypothetical lease value (left) and the effective lease value (right) from the information in the *Encuesta Multipropósito* (2017). Both maps indicate that the higher lease values at the level of *Unidades de Planeación Zonal* (UPZ)³ were in the north-eastern part of the city. The lower lease values were distributed in the periphery: predominantly the south and west.

Figure 4
Distribution of Log Hypothetical Lease Value (left) and the Effective Lease Value (right) for Bogotá D.C.



³ UPZs are planning instruments that establish urban regulations for a set of neighbourhoods that have common characteristics in their urban development, as well as in their predominant uses and activities.

Figure 5.
Hypothetical Lease Value (left), Effective Lease Value (right)

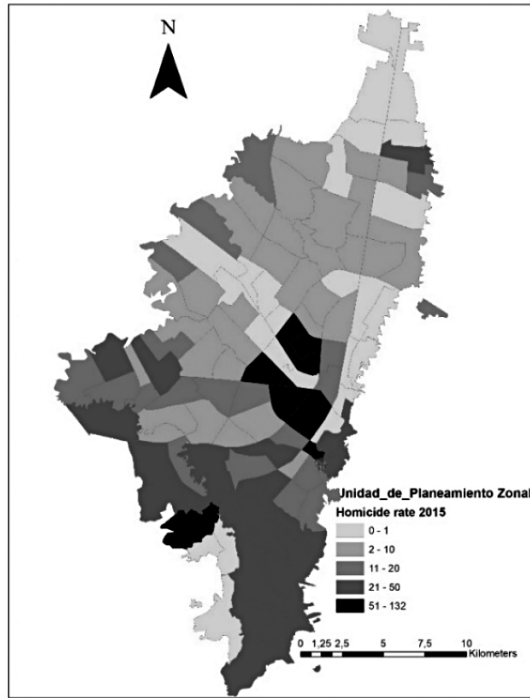


Source: *Encuesta Multipropósito* (2017) and own calculation.

Finally, Figure 6 shows the homicide rates at the UPZ level for 2015. In the case of Cali, we used the average homicide rate for one decade to avoid simultaneity effects with housing prices. Meanwhile, for Bogotá, we used homicides for 2015 and housing prices for 2017. The urban area is divided into 112 UPZs according to the *Encuesta Multipropósito* (2017). The map shows that higher homicide rates were in UPZs in the geographical centre of the city and the south area. As Table 4 demonstrates, the average population in a UPZ was 70,024; the average of the log accessibility indicator was 9.88. The log accessibility indicator was calculated as the weighted average of the number of jobs for each UPZ. In the next section, which presents the regression model, we will explain the construction of this variable.

This section exhibited the geographical distribution of housing prices and homicide rates for Cali and Bogotá D.C. The sources of data used were different as were the years and the spatial units of reference. Nevertheless, in both cases, it was possible to use a theoretical model of reference and econometric estimations methodologies.

Figure 6.
Homicide Rates in Bogotá D.C. 2015



Source: INLM (2015) and own calculations.

THEORETICAL MODEL

In this section, we present a theoretical model to identify the relationship between both variables of interest: homicide rates and housing prices in the urban structures of Cali and Bogotá D.C., and the model's main equation, which we estimated with econometric methodologies. It is worth highlighting that in the literature review Hellman and Naroff (1979) provided a theoretical alternative to consider a crime indicator within the residential location model.

The theoretical problem for the typical household was to maximize a utility function, $U = U[z, Q, Hr(j)]$, subject to $Y = z + P(j)Q + T(j)$. In this model, the variable z represents a composite good (numeraire), Q represents the quantity of housing attributes per unit of land, $Hr(j)$ is the homicide rate in a neighbourhood j , Y represents the income, $P(j)$ is the price per unit of housing, and $T(j)$ the transportation cost.

The maximization problem, for which the utility function of an individual agent or household includes the residential location and for which the budget constraint includes the commuting cost, was replicated in more current literature, including Brueckner (2011, chapter 2), Fujita and Thisse (2013, chapter 3), and others. The difference was that Hellman and Naroff (1979) assumed that the homicide rate only enters the utility function for the household in the location with a negative relationship: $\partial U / \partial Hr < 0$.

Using a Cobb-Douglas utility function $U = z^\alpha Q^\beta Hr^{-\gamma}$ and the budget constraint, the indirect utility function can be obtained, which can be solved for P to get the bid-rent function (remember that P is the price per unit of housing in the budget constraint):

$$P = \left[\left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{\beta}{\alpha + \beta} \right)^\beta \frac{1}{\bar{U}} \right]^{1/\beta} (Y - T)^{(\alpha + \beta)/\beta} Hr^{-\gamma/\beta}$$

$$= C_* (Y - T)^{(\alpha + \beta)/\beta} Hr^{-\gamma/\beta}$$

where \bar{U} equals the constant and equal utility level for each household in the city. The bid-rent in the equation above can be interpreted as the willingness to pay for housing. This is positively related to income and negatively related to the transportation cost. The equation demonstrates that when the homicide rate increases beyond a threshold level ($Hr > 1$), the bid-rent shifts down:⁴

$$\frac{\partial P}{\partial Hr} = \frac{-\gamma}{\beta} C_* (Y - T)^{(\alpha + \beta)/\beta} Hr^{(-\gamma/\beta) - 1} < 0$$

It is possible to demonstrate that the function decreases at an increasing rate, which means that the second derivative is positive. Hellman and Naroff (1979) argued that the impact on residential property values at any location j is the combined effect of a decrease in bid rents and a resulting decline in density. Then, the total residential property value at any location j is given by:

$$V(j) = P(j)D(j) = B_* (Y - T)^{(2\alpha + \beta - \alpha\delta)/\beta(1-\delta)} Hr^{(-2\gamma - \gamma\delta)/\beta(1-\delta)}$$

Taking the log of both sides of the equation resulted in an equation where housing price was a linear function of income, distance from the Central Business District (CBD), and the homicide rate. In the literature, the value of the coefficient of the homicide rate variable represents the elasticity of housing prices regarding the homicide rate. Considering the model developed by Hellman and Naroff (1979) and following Thaler (1978), the econometric model can be estimated as follows:

⁴ A value of one is given when the crime level is at a minimum acceptable level or when it has no perceptible impact on utility.

$$V_{ij} = \mu + \delta Hr_j + \sum_k \beta_k Q_{ik} + u_{ij}$$

where V_{ij} is the logarithm of housing price i in a neighbourhood j ; μ is the constant term; Hr_j is the homicide rate in the neighbourhood j ; Q_{ik} is the attribute k of a house i ; β_k is the estimated price associated with each attribute k ; and u_{ij} is an error term. Indeed, Thaler (1978) argued that the willingness to pay for housing depends not only on the structure and land, but also on the surrounding neighbourhood. Ridker and Henning (1967) estimated the effect of air pollution on property values with a similar econometric specification, and Gibbons (2004) and Tita et al. (2006) evaluated the cost of urban property crime in London and Columbus, Ohio, respectively. With these references in mind, we estimated the relationship between homicide rates and housing prices for the Colombian cities.

In section 3.2, for Cali, we use a cross section of cadastral housing prices from 2012 and the average homicide rates from 2000-2010 at the neighbourhood level. Due to data availability, it was possible to estimate two model specifications, one was similar to those from Thaler (1978), Gibbons (2004) and Tita et al. (2006), and the second was an econometric strategy developed following Buonanno et al. (2013). In section 3.3, for Bogotá D.C., we used information about lease values and housing characteristics registered in the *Encuesta Multipropósito* (2017), and information of crime from 2015 registered in the INML.

HOMICIDE RATES AND HOUSING PRICES IN CALI

The literature mentioned that it is possible to estimate standard errors of the coefficients using an Ordinary Least Square (OLS) equation, assuming that all observations in the database are unrelated. However, the correct standard error estimation procedure was given by the underlying structure of the data. Indeed, some economic phenomena did not affect observations individually, but they affected groups of observations within each cluster. In our case, it was more appropriate to use clusters at neighbourhood level. This resulted in a data structure where unobservable elements of housing prices within a cluster were correlated, while they were uncorrelated across clusters. This kind of correlation occurs because some regressors take the same value for all observations within clusters. In fact, Hr_j is perfectly correlated within neighbourhoods (Cameron & Miller, 2015).

Table 5 shows the results for different estimation strategies using data for Cali: OLS model; the heteroscedasticity correction suggested by White (1980), which is known as having robust standard errors; cluster-robust standard errors;⁵ and

⁵ For a regressor k , the variance inflation factor, $\tau_k \approx 1 + \rho_{xk} \rho_u (\bar{N}_j - 1)$, is increasing in the within-cluster correlation of the regressor, ρ_{xk} ; the within-cluster correlation of the error, ρ_u ; and the number of observations in each cluster, \bar{N}_j (Cameron & Miller, 2015).

Table 5.
Dependent Variable: Log Housing Prices for Cali

	OLS	Robust	Cluster	RE
Homicide rates	-0.0037***	-0.0037***	-0.0037***	-0.0031***
	(-229.35)	(-188.17)	(-6.77)	(-9.42)
ln (Area in square meters)	1.27***	1.27***	1.27***	1.39***
	(370.37)	(257.79)	(18.95)	(465.55)
ln (Area in square meters) ²	-0.02***	-0.02***	-0.02**	-0.03***
	(-50.03)	(-35.78)	(-2.34)	(-79.29)
Liquefaction risk	-0.33***	-0.33***	-0.33***	-0.29***
	(-222.15)	(-211.40)	(-8.36)	(-8.98)
Distance from main roads	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0002***
	(-245.23)	(-210.46)	(-8.98)	(-9.52)
Constant	12.82***	12.82***	12.82***	12.32***
	(2001.17)	(1388.66)	(119.70)	(356.56)
R-squared	84%	84%	84%	84%
N	504,617	504,617	504,617	504,617

Note: t-statistics in parenthesis. Significant level: *** 1%; ** 5%; * 10%.

a Random Effects (RE) model, where j represents clusters and i represents individual housing prices as follows:

$$V_{ij} = \mu + \delta Hr_j + \sum_k \beta_k Q_{ik} + (\alpha_j + u_{ij}),$$

In the RE model, the estimation of standard errors is valid because it considers correlations of residuals within each cluster. Furthermore, if residuals α_j are asymptotically correlated with explanatory variables, coefficients of the RE model tend to coefficients of a fixed-effects model. Consequently, the correlation between random effects and explanatory variables is corrected. Therefore, a consistent estimate with N observations was obtained.⁶

⁶ A strong assumption of the RE model is the dependence pattern within each cluster: if $u_{ij} = \alpha_j + \varepsilon_{ij}$ and $u_{hj} = \alpha_j + \varepsilon_{hj}$ then $E(u_{ij}, u_{hj}) = \sigma_\alpha^2$ for all j .

We found a significant negative relationship between housing prices and homicide rates. The elasticity is around -0.24, which means that a 10% increase in the homicide rate is related to a 2.4% decrease in housing prices. The reported elasticity was calculated using the estimated coefficient of the model as follows:

$$E_h = \frac{dPrice / Price}{dHr / Hr} = \hat{\beta}_{Hr}(Hr),$$

where E represents the elasticity for the housing price; $\hat{\beta}_{Hr}$ is the estimated coefficient; and Hr is the homicide rate variable.

The coefficient of the area variable was significant and positive. In contrast, the coefficient of the squared area was significantly negative (this variable was included to control for nonlinear effects). As an additional control variable, we included a geological variable called liquefaction risk. Geological variables such as soil composition, rock depth, water capacity, soil erodibility, and seismic and landslide hazard have been used in the literature about urban structures (Combes et al., 2010; Combes & Gobillon, 2015; Rosenthal & Strange, 2008).

The soil characteristics were important to be able to identify original settlements, and they have been determinant in developing agglomeration processes in those areas. Liquefaction risk refers to the strength and hardness of the soil when it is affected by earthquakes. The risk is present in areas where the soil is saturated with water and then acts like a liquid when shaken by an earthquake. Earthquake waves cause water pressure to increase in the sediment, so sand grains lose contact with each other, and the soil loses its ability to support high buildings. Nobody would be willing to pay the same price for two equivalent houses when one is in an at-risk area and the other is not. The coefficient of the liquefaction risk variable was significantly negative. We included the distance to main roads, and we also found a significantly negative coefficient.

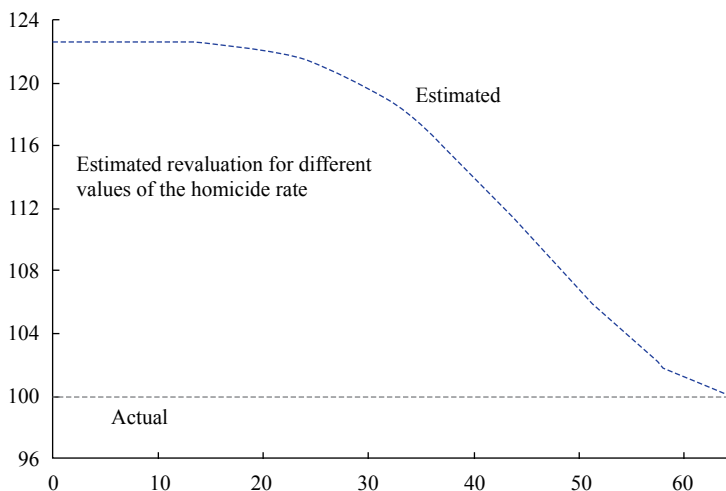
The results reported in Table 5 reveal that in the presence of correlation within each cluster (neighbourhood), the OLS standard errors can overvalue the estimator precision. The literature mentioned that when there is a large number of clusters, statistical inference after OLS should be based on cluster-robust standard errors (Cameron & Miller, 2015).⁷ An alternative to this methodology is to estimate a RE model because it considers the within dependency and, in this way, provides efficient estimates. Furthermore, the RE model is consistent in N even in when there is correlation between the random effects and the explanatory variables.

With the estimated coefficients, the increase in housing prices when the homicide rate diminishes can be simulated. In Figure 7, the horizontal axis measures the homicide rate, while the vertical axis indicates the average (percentage) increase

⁷ In Appendix 3, we present a simulation procedure that analyses the potential consequences on the estimated standard errors derived from forming false clusters. As shown in Table 5, the formation of false clusters has important implications on the significance level of estimated coefficients.

Figure 7.

Estimated Housing Prices for Different Values of the Homicide Rate



of a housing prices index. In this graph, 100 is the observed value of the housing prices for the actual homicide rate of 64.45. As the graph shows, when the homicide rate is “zero”, the estimated real estate value (property value in the form of land and buildings) reaches 122.64— a 22.64% increase—which can be interpreted as an increase in people’s welfare.

AN ALTERNATIVE ESTIMATION: HEDONIC PRICES

A standard method to estimate the effect of crime on housing prices is to use a two-stage model. In the first stage, we estimated the shadow price of the location of houses and in the second, we tested if crime could explain some of the variability of the estimated locational valuation (Buonanno, et al., 2012; Gibbons, 2004; Thaler, 1978; and others). Table 6 displays the estimation of the hedonic housing price regarding the size of the property (area in square meters and the square of the area to include nonlinear effects) to obtain the hedonic housing price at the neighbourhood level (see Figure 8).

In the second stage, we tested if the homicide rate explains some of the variability of the hedonic price at neighbourhood level. It was difficult to find exogenous variables to explain housing prices. We used liquefaction risk as a control variable. As we argued in the previous section, nobody would be willing to pay the same price for two equivalent residences when one is located in an at-risk area and the other is in an area with no risk, so we expected a negative coefficient.

Table 6.
Hedonic First Stage: Dependent Variable Log Housing Prices

ln (Area in square meters)	1.40***
	(258.28)
ln (Area in square meters) ²	-0.03***
	(-47.03)
Fixed effects by neighbourhood	Yes
Constant	-28.44***
	(-10.69)
R-squared	89%
N	524,400

Note: Robust t-statistics in parenthesis. Significant level: *** 1%; ** 5%; * 10%

Figure 9 shows the distribution of homicide rates at the neighbourhood level up to 400. However, there are several neighbourhoods with homicide rates of 500, 1000, and 1628. Table 7 exhibits the second stage estimation. The estimated regression excluded neighbourhoods with more than 400, 300, 200, and 100 homicides per 100,000 inhabitants to check whether the coefficient was stable across the distribution of the variable. The number of neighbourhoods was reduced in each econometric estimation. We controlled for liquefaction risk, and the coefficient associated with this variable was negative as expected.

Figure 8.
Hedonic Housing Prices at the Neighbourhood Level

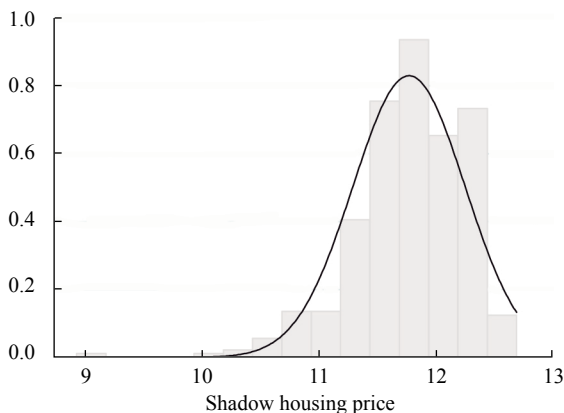
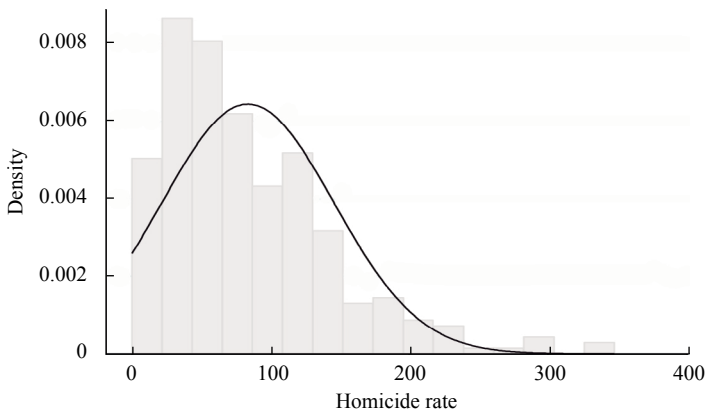


Figure 9.
Homicide Rates at Neighbourhood Level



In Table 8, we report the “price-homicide” elasticity derived from the hedonic second stage estimation:

$$E_h = \frac{dPrice / Price}{dHr / Hr} = \hat{\beta}_{Hr}(Hr)$$

Table 7.
Hedonic Second Stage

	<400	<300	<200	<100
Homicide rate	-0.0024***	-0.0026***	-0.0033***	-0.0044
	(-6.33)	(-6.38)	(-6.78)	(-4.80)
Liquefaction risk	-0.2737***	-0.2661***	-0.2638***	-0.2365
	(-6.69)	(-6.46)	(-6.38)	(-4.79)
Distance from main roads	-0.0002***	-0.0002***	-0.0002***	-0.0002***
	(-7.16)	(-7.12)	(-7.35)	(-6.79)
Constant	12.24***	12.25***	12.30***	12.34
	(282.15)	(277.15)	(258.25)	(227.56)
R-squared	28%	29%	29%	23%
N	319	317	302	215

Note: Robust t-statistics in parenthesis. Significant level: *** 1%; ** 5%; * 10%

where E_h represents the elasticity for the housing price for a neighbourhood in strata; h ; $\hat{\beta}_{H_r}$ is the estimated coefficient; and H_r is the homicide rate.

We found that a 10% increase in the homicide rate was related to a 2% decrease in housing prices, excluding neighbourhoods with homicide rates higher than 400. The decrease in housing prices is 2.1%, 2.5%, and 2.1%, excluding neighbourhoods with homicide rates of more than 300, 200, and 100, respectively. However, as mentioned by some of the literature, the homicide rate has higher consequences in lower socioeconomic strata neighbourhoods. For that reason, we differentiated results by socioeconomic strata.

Table 8.
Housing Prices, Homicide Rate, and Elasticity by Strata

Strata	Observations	Average Price	H_r	E_h			
				<400	<300	<200	<100
1	12.74%	327,914	119	-0.26	-0.28	-0.30	-0.21
2	23.52%	384,455	128	-0.23	-0.25	-0.30	-0.25
3	28.52%	533,101	111	-0.20	-0.21	-0.24	-0.22
4	10.19%	639,195	56	-0.13	-0.14	-0.19	-0.19
5	19.74%	684,311	63	-0.15	-0.16	-0.19	-0.18
6	5.29%	784,783	48	-0.11	-0.12	-0.16	-0.15
All	100%	533,051	104	-0.20	-0.21	-0.25	-0.21

Source: Cadastral housing prices of 2012 and Observatorio Social de Cali, own calculations.

In Colombia, residential areas have been divided into six socioeconomic status (strata) since 1988. The stratification system, where 1 is the lowest strata, and 6 is the highest, divides the city into areas of wealth and poverty. With this socioeconomic stratification system, the public administration guarantees that the upper strata pay a higher rate for public utilities (electricity, water, and sewage) to subsidize the cost of those utilities for the lower strata. Thus, the stratification makes low-income families settle in areas where they can afford to pay housing and basic services. Income-based class division explicitly categorized via public policy is strange. However, in our case, we used it to differentiate the negative effect of the homicide rate on housing prices according to different wealth levels because the stratification classifies neighbourhoods with similar characteristics. The second column in Table 8 reveals that around 65% of dwellings in Cali are in strata 1, 2, and 3.

The third column in Table 8 presents the average price of the square meter by strata; column 4 shows the homicide rate per 100,000 inhabitants (it is clear that the rate is higher in lower strata). The last four columns indicate that the price-homicide rate elasticity is more negative in lower strata. In any case, the fact that the elasticity decreases with strata may be the result of the definition of elasticity: (percentage change price) / (percentage change homicide rate). This situation implies that if the homicide rate goes from 1 to 2 in a wealthy neighbourhood, the percentage change is 100%. If the homicide rate goes from 100 to 150 in an impoverished neighbourhood, the percentage of variation is 50%. Lastly, if the homicide rate goes from 0 to 1 in a wealthy neighbourhood, the percentage of variation is infinite, so that elasticity must be zero.

In Colombia, crime is constant across the income distribution. For that reason, the rich are more likely to adopt costly protective behaviour and neighbourhood watch programmes, install anti-theft devices at home, hire private security personnel or migrate (Gaviria & Vélez, 2002). In fact, in Brazil, homicide victimization is also more common in lower socioeconomic strata (Soares, 2006). Also, in Argentina, most of the increase in burglary rates were shouldered by the poor, since the rich were able to adopt effective protective strategies (Di Tella et al., 2010).

HOMICIDE RATES AND HOUSING PRICES IN BOGOTÁ D. C.

As we previously mentioned, for Bogotá D.C., we used the housing characteristics information and two dependent variables: the hypothetical lease value and the effective lease value. The information comes from the *Encuesta Multipropósito* (2017), and it is possible to control for different characteristics of each house. The information about the number of homicides corresponds to the data registered in the INML (2015). The estimations reported in Table 9 allow it to be concluded that a 10% increase in the homicide rate is related with a 1.8% decrease in the hypothetical lease value and a decrease of 1.7% in the effective lease value.

In these regression models, we included an accessibility indicator, z_s , to consider the distribution of employment within the city. This indicator is calculated as a weighted mean of the number of jobs at locations h , with weights that are a decreasing function of distance between s and h (Koster & Rouwendal, 2013; Lucas & Rossi-Hansberg, 2002). To be specific, z_s is defined as follows:

$$z_s = \int J_h e^{-\delta d_{sh}} dh,$$

where J_h denotes the number of jobs at location h , d_{sh} denotes the distance between locations s and h , and $\delta > 0$ is a given decay parameter. The external effect is

more localized for higher values of δ , which implies that for a company the value of establishing itself close to other producers is also higher. As we mentioned, it is important to include the employment gradient of the urban structure in this variable.

The regression models include control variables, for instance, if the housing is an apartment, control variables would be the number of people living in the house, the strata, track quality, and variables of the house quality. The complete regressions are presented in Tables 4A and 4B (Appendix D). Using, quantitative methodologies, we revealed a negative relationship between homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá D.C. As we previously mentioned, studying this relationship is essential to quantify crime in terms of its representation in property values, property tax revenues, and family heritage.

Table 9.

Models for Bogotá D.C.: Dependent Variable Hypothetical Lease Value (HLV) and Effective Lease Value (ELV)

	Ln(HLV)	Ln(ELV)
Homicide rate	-0.0018***	-0.0017**
	(-4.69)	(-2.60)
ln(Accessibility (friction = 1))	0.1091***	0.1226***
	(8.69)	(4.44)
People	0.0441***	0.0467***
	(11.09)	(8.90)
House/Apartment	0.1168***	0.0949***
	(8.36)	(5.44)
Strata	(+)	(+)
Track quality	(+)	(+)
House quality	(+)	(+)
Constant	11.75***	11.48***
	(98.54)	(43.96)
R-squared	9%	31%
N	43,160	30,580

Note: Robust t-statistics in parenthesis. Significant level: *** 1%; ** 5%; * 10%

Source: *Encuesta Multipropósito* (2017), own calculations.

A COMMENT ABOUT ENDOGENEITY

The literature mentioned that problems of endogeneity arise through the correlation between the regressors and the random disturbances. Consequently, treating the crime rate as an exogenous variable may result in a biased estimated elasticity in a regression to explain housing prices. This bias appears because crime occurs disproportionately in more impoverished neighbourhoods, with low housing prices, or conversely if criminals target areas with high housing prices. In both cases, the neighbours' behaviour will depend on their individual characteristics, and these may well be systematically related to unobserved housing prices determinants (Buonanno et al., 2013; Gibbons, 2004). We may infer a causal relationship between local characteristics and housing prices, when, in fact, the unobserved component is the one that drives neighbourhood characteristics.

Estimating the impact of crime on housing prices is empirically challenging because of omitted variables. Furthermore, it is difficult to find valid instruments for crime. To mention several examples, Gibbons (2004) used instruments such as crimes on non-residential properties, spatial lags of crime, or the distance to the nearest public house or wine bar. Buonanno et al. (2012) used a 20-year lag in the victimization rate and the percentage of youth aged between 15 and 24 as instruments of crime rates. Nevertheless, it is hard to instrument murders.

In the present paper, the explanatory variable referred to homicides, but not to theft or crime in general. Homicide and theft could be correlated, but motives for homicide may differ from the motivations of theft. Indeed, the propensity to report a theft varies with the severity of the incidence. Faced with the difficulty of finding valid instruments, we tried to address endogeneity problems by including homicide rates and all the variables that may provoke the correlation between regressors and random disturbances on the right-hand side of the equation lags.

CONCLUSIONS

High homicide rates discourage attracting new residents to a neighbourhood but encourage those people-who-can to move to neighbourhoods with a lower homicide rate. This phenomenon has consequences on the housing market. The objective of this paper was to estimate the relationship between homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá D.C. For Cali, we used housing prices cadastral information from 2012 and the average homicide rates between 2000-2010 at the neighbourhood level. For Bogotá D.C., we used the information relating to housing characteristics and two dependent variables: the hypothetical lease value and the effective lease value, from *Encuesta Multipropósito* (2017). With the information from this survey, it was possible to control for different characteristics of each house.

The analysis was performed using different estimation strategies. In the first methodological strategy for Cali, we estimated a model where the dependent variable

was housing prices and one of the explanatory variables was the homicide rate. We found that a 10% increase in the homicide rate is related to a 2.4% decrease in housing prices. In the second strategy, we estimated a two-stage model: in one stage we estimated the hedonic price at neighbourhood level, and then we estimated a regression to test whether the homicide rate has a negative relationship with the estimated hedonic price. We found that, on average, a 10% increase in the homicide rate is related to a decrease of between 2% and 2.5% in housing prices. In the third strategy, with data for Bogotá, the estimations showed that a 10% increase in the homicide rate is related to a 1.8% decrease in the hypothetical lease value and 1.7% in the effective lease value. Indeed, when estimating the models with different strategies and different data, the estimated coefficient of the homicide rate variable does not result that different.

To diminish homicide rates, judiciary and police procedures need to be strengthened (the Minister of Defence of Colombia revealed that in 2018, Cali and Bogotá had approximately 300 police officers per 100,000 inhabitants, while medium-sized cities such as Bucaramanga or Tunja have more than 600 (Semana, 2019). Therefore, the number of police officers per city could be more efficiently reorganized). Also, sites where crime is concentrated need to be identified, criminal gangs must be deactivated, and the illegal carrying of weapons must be controlled more effectively (Appendix B shows that in Cali, 90% of the homicides were committed with guns). Finally, to improve estimations, future work will be to include additional house characteristics and evaluate strategies to deal with potential endogeneity problems.

ACKNOWLEDGMENT

This paper obtained funding from the research projects: "Phase I Territorial Planning" identified with the code IN.BG.098.20.009, Escuela de Economía - Universidad Sergio Arboleda; and "Development of a Simulator to Model the Occupation of the Bogotá- Region" BIPN code 2016000100031 financed with resources from the Sistema General de Regalías, Agreement 369, between Secretaría Distrital de Planeación and Universidad Sergio Arboleda. The author would like to thank Josep Lluís Raymond, Universidad Autónoma de Barcelona, for the rigorous methodological discussions and his kind mentorship.

REFERENCES

1. Atkinson, G., Healey, A., & Mourato, S. (2005). Valuing the cost of violent crime: A stated preference approach. *Oxford Economic Papers*, 57(4), 559-585.
2. Besley, T., & Mueller, H. (2012). Estimating the peace dividend: The impact of violence on housing prices in Northern Ireland. *American Economic Review*, 102(2), 810-813.

3. Bowes, D., & Ihlanfeldt, K. (2001). Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 1-25.
4. Buonanno, P., Montolio, D., & Raya-Vílchez, J. (2013). Housing prices and crime perception. *Empirical Economics*, 45(1), 305-321.
5. Brueckner, J. (2011). *Lectures on urban economics*. The MIT Press.
6. Cameron, C., & Miller, D. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *The Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372.
7. Carson, R., Flores, N., & Meade, N. (2001). Contingent valuation: Controversies and evidence. *Environmental and Resource Economics*, 19(2), 173-210.
8. Ceccato, V., & Wilhelmsson, M. (2011). The impact of crime on apartment prices: Evidence from Stockholm, Sweden. *Geografiska Annaler: Series B*, Swedish Society for Anthropology and Geography, 81-103.
9. Combes, P., Duranton, P., Gobillon, L., & Roux, S. (2010). Estimating agglomeration effects with history, geology and worker fixed effects. In E. Glaeser (Ed.) *Agglomeration economies*. Chicago IL: University of Chicago Press.
10. Combes, P., & Gobillon, L. (2015). The empirics of agglomeration economies. In G. Duranton, V. Henderson & W. Strange (Eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics* (Vol. 5, 247-348). Elsevier.
11. Consejo Ciudadano para la Seguridad Pública y la Justicia Penal – CCSPJP (2016). *Caracas, Venezuela, the Most Violent City in the World*. En Seguridad Justicia y Paz. <http://www.seguridadjusticiaypaz.org.mx/biblioteca/download/6-prensa/231-caracas-venezuela-the-most-violent-city-in-the-world>
12. Cohen, M., Rust, R., Steen, S., & Tidd, S. (2004). Willingness-to-Pay for crime control programs. *Criminology*, 42(1), 89-109.
13. DANE. (2017). *Encuesta Multipropósito 2017*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística, República de Colombia.
14. Departamento Administrativo de Hacienda Municipal (2012). *El catastro en Cali: Evolución y recomendaciones de política*. Alcaldía de Santiago de Cali.
15. Di Tella, R., Edwards, S., & Schargrodsy, E. (2010). Introduction to "The economics of crime: Lessons for and from Latin America." In R. Di Tella, S. Edwards, & E. Schargrodsy (Eds.), *The Economics of Crime: Lessons for and from Latin America* (pp. 1-15). National Bureau of Economic Research. University of Chicago Press.
16. Fallis, G. (1985). *Housing economics*. Butterworths.
17. Frischtak, C., & Mandel, B. (2012). Crime, house price, and inequality: The effect of UPPs in Rio. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 542.

18. Fujita, M., & Thisse, J. F. (2013). *Economics of agglomeration: Cities, industrial location and globalization* (2 ed.). Cambridge University Press.
19. Gaviria, A., & Vélez, C. (2002). Who bears the burden of crime and violence in Colombia? In *Colombia poverty report* (Vol. 2, pp. 146-161). World Bank.
20. Gibbons, S. (2004). The cost of urban property crime. *The Economic Journal*, 114(499), 441-463.
21. Glaeser, E., & Sacerdote, B. (1999). Why is there more Crime in Cities? *Journal of Political Economy*, 107(S6), S225-S258.
22. Hellman, D., & Naroff, J. (1979). the impact of crime on urban residential property values. *Urban Studies*, 16(1), 105-112.
23. Houser, T., Hsiang, S., Kopp, R., & Larsen, K. (2015). *Economic risk of climate change: An American prospectus*. Columbia University Press.
24. INML. (2015). *Comportamiento del homicidio. Colombia 2015*. Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. República de Colombia.
25. Koster, H., & Rouwendal, J. (2013). Agglomeration, commuting costs, and the internal structure of cities. *Regional Science and Urban Economics*, 43(2), 352-366.
26. Levitt, S., & List, J. (2007). What do laboratory experiments measuring social preferences reveal about the real world? *The Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 153-174.
27. Lynch, A. & Rasmussen, D. (2001). Measuring the impact of crime on house prices. *Applied Economics*, 33(15), 1981-1989.
28. Lucas, R., & Rossi-Hansberg, E. (2002). On the internal structure of cities. *Econometrica*, 70(4) 1445-1476.
29. O'Flaherty, B., & Sethi, R. (2015). Urban Crime. In G. Duranton, J. V. Henderson & W. Strange (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics* (1st. ed., Vol. 5A, pp. 1519-1621). Elsevier.
30. Ridker, R., & Henning, J. A. (1967). The determinants of residential property values with special reference to air pollution. *The Review of Economics and Statistics*, 49(2), 246-257.
31. Rizzo, M. (1979). The effect of crime on residential rents and property values. *The American Economist*, 23(1), 16-21.
32. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
33. Rosenthal, S., & Strange, W. (2008), The attenuation of human capital spillovers, *Journal of Urban Economics*, 64(2), 373-389.
34. Semana (2019, May 4). Aumenta el número de policías para Bogotá, ¿es suficiente? *Revista Semana*. <https://www.semana.com/nacion/articulo/aumento-del-pie-de-fuerza-y-parque-automotor-para-bogota/608245>.

35. Shapiro, R. & Hassett, K. (2012). The economic benefits of reducing violent crime: A case study of 8 American cities. *Center for American Progress*, June 2012.
36. Soares, R. (2006). the welfare cost of violence across countries. *Journal of Health Economics*, 25(5), 821-846.
37. Soares, R. (2010). *Welfare costs of crime and common violence: A critical review* (Working Paper, 581). Departamento de Economía, Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro and IZA.
38. Thaler, R. (1978). a note on the value of crime control: Evidence from the property market. *Journal of Urban Economics*, 5(1), 137-145.
39. The Economist. (2016, February 3). The world's most violent cities. <http://www.economist.com/blogs/graphicdetail/2016/02/daily-chart-3>
40. Tita, G., Petras, T., & Greenbaum, R. (2006). Crime and residential choice: A neighbourhood level analysis of the impact of crime on housing prices. *Journal of Quantitative Criminology*, 22(4), 299-317.
41. White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.

APPENDIX A

Colombian municipalities



Source: *Instituto Geográfico Agustín Codazzi, IGAC, own design.*

APPENDIX C

Potential consequences on the estimated standard errors derived from forming false clusters

When the statistical information is clustered (e.g. classrooms, neighbourhoods, economic sectors), the specialized literature recommends estimating models using cluster standard errors. In this section, we have conducted a simulation exercise to show potential consequences on the estimated standard errors derived from forming false clusters. The starting point is the OLS estimation of the regression model in Table 5:

$$y = X\beta + u,$$

where y represents the log of housing price, and the explanatory variables are the area, the square of the area, and the fixed effects of neighbourhoods. Using the OLS estimation of $\beta = \hat{\beta}$ and the standard error of disturbances $\hat{\sigma}_u = 0.39$, we generated a new dependent variable y^s as follows:

$$y^s = X\hat{\beta} + u^s,$$

where u^s is a normal independent random number distribution with a zero mean and a standard deviation of $\hat{\sigma}_u = 0.39$. These random disturbances verify the standard hypothesis of the regression model; then, the population matrix of variances and covariances of the estimated coefficients was obtained as follows:

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = (0.39)^2 (X'X)^{-1}$$

Once the simulated dependent variable, y^s , has been generated, we estimated the equation with errors clustered at neighbourhood level, which means that we are dealing with false clusters. The new estimated covariance matrix is $\text{cov}(\tilde{\beta})$. This strategy facilitates the comparison between the population covariance matrix $\text{cov}(\tilde{\beta})$ and the estimated covariance matrix $\text{cov}(\hat{\beta})$. We estimated the equation with clustered errors 1,000 times. For each standard error of the coefficient, we calculated the percentage of error, pe_j , as follows:

$$pe_j = \left[\frac{\sqrt{\text{var}(\tilde{\beta}_j)} - \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_j)}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_j)}} \right] \cdot 100$$

Figure 1A presents the percentage of error. The area error seems to be free from bias; however, the absolute value of the error is 6.3%. The worrying results for the cluster option are those related to neighbourhood fixed effects, which implies an important negative bias. Figure 1A shows the distributions of the percentage of error, pe_j , for two groups of variables: area of the house and neighbourhood

fixed effects. The average of the distribution of errors for neighbourhood fixed effects is -96%. The main conclusion is that false cluster can have an important cost. Nevertheless, in this paper, the statistical significance of the coefficients is invariant to the option selected, as shown in Table 5 of the main text.

Figure 1A.
Consequences of Forming False Clusters

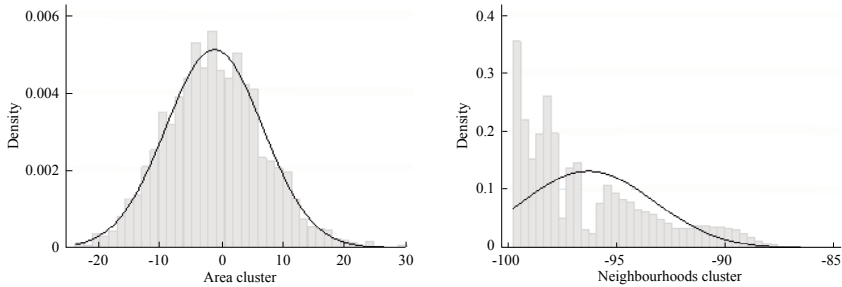
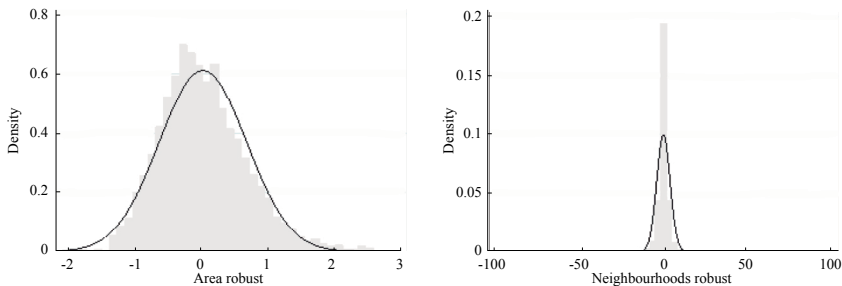


Figure 2A shows results from a similar simulation process using the heteroscedasticity correction suggested by White (1980). The estimations of the covariance matrix are denominated *robust*. As in the previous exercise, the robust correction is unnecessary, but enables us to analyse the potential effects of making such corrections.

Figure 2A.
Consequences of Unnecessary Robust Correction



APPENDIX D

Complete Regression Models for Bogotá D.C.

Table 4A.

Dependent Variable: Hypothetical Lease Value (HLV)

Variable	Coef.	Std. Err.	t	[95% Conf. Interval]	
Homicide rate	-0.0018	0.000	-4.690	-0.003	-0.001
Accessibility	0.109	0.013	8.690	0.085	0.134
People	0.044	0.004	11.090	0.036	0.052
Unpaved street	-0.089	0.033	-2.720	-0.153	-0.025
Pedestrian	-0.071	0.013	-5.420	-0.096	-0.045
Path	-0.114	0.026	-4.370	-0.165	-0.063
Residential complex	0.059	0.014	4.100	0.031	0.088
Elevator	0.076	0.022	3.430	0.033	0.120
Cracks in the wall	-0.093	0.030	-3.130	-0.151	-0.035
Shingle roof	-0.100	0.028	-3.570	-0.154	-0.045
Business	0.056	0.027	2.090	0.004	0.108
House	0.117	0.014	8.360	0.089	0.144
Room	-0.430	0.069	-6.270	-0.564	-0.296
<i>Estrato 2</i>	0.184	0.027	6.890	0.131	0.236
<i>Estrato 3</i>	0.519	0.031	17.010	0.459	0.579
<i>Estrato 4</i>	1.030	0.036	28.280	0.958	1.101
<i>Estrato 5</i>	1.204	0.043	28.170	1.120	1.288
<i>Estrato 6</i>	0.495	0.051	9.700	0.395	0.596
Wall material	0.133	0.064	2.070	0.007	0.260
Floor material	-0.123	0.025	-4.980	-0.172	-0.075
Factories	0.050	0.018	2.760	0.015	0.086
Buses	-0.063	0.021	-3.050	-0.103	-0.022
_cons	11.754	0.119	98.540	11.520	11.988

Source: *Encuesta Multipropósito* (2017), own calculations.

Table 4B.
Dependent Variable: Effective Lease Value (ELV)

Variable	Coef.	Robust Std. Err.	t	[95% Conf. Interval]	
Homicide rate	-0.0017	0.001	-2.600	-0.003	0.000
Accessibility	0.123	0.028	4.440	0.068	0.177
People	0.047	0.005	8.900	0.036	0.057
Unpaved street	-0.090	0.026	-3.430	-0.143	-0.038
Pedestrian	0.049	0.026	1.920	-0.002	0.100
Street in fair condition	0.039	0.013	2.900	0.012	0.065
Street in bad condition	0.067	0.020	3.300	0.027	0.108
Residential complex	0.239	0.020	12.200	0.200	0.278
Elevator	0.284	0.039	7.230	0.206	0.362
Cracks	-0.044	0.017	-2.620	-0.077	-0.011
Faults or deficiencies	0.054	0.019	2.890	0.017	0.091
Cracks in the wall	-0.067	0.028	-2.370	-0.124	-0.011
Shingle roof	-0.065	0.023	-2.800	-0.110	-0.019
Ventilation	-0.061	0.027	-2.280	-0.114	-0.008
Business	0.091	0.023	3.970	0.045	0.136
House	0.095	0.017	5.440	0.060	0.130
Room	-0.473	0.028	-16.980	-0.528	-0.418
<i>Estrato 2</i>	0.093	0.030	3.100	0.033	0.153
<i>Estrato 3</i>	0.357	0.048	7.460	0.262	0.453
<i>Estrato 4</i>	0.863	0.055	15.810	0.754	0.971
<i>Estrato 5</i>	0.977	0.109	8.990	0.761	1.193
<i>Estrato 6</i>	1.312	0.117	11.250	1.080	1.544
Floor material	-0.101	0.018	-5.630	-0.137	-0.066
Pubs in the UPZ	0.040	0.018	2.270	0.005	0.076
Drug sales in the UPZ	-0.044	0.015	-2.830	-0.074	-0.013
_cons	11.483	0.261	43.960	10.964	12.002

Source: *Encuesta Multipropósito* (2017), own calculations.

DETERMINANTES DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN BOLIVIA. UN ENFOQUE INSTITUCIONALISTA

Juan Carlos Barrios Gutiérrez

Barrios Gutiérrez, J. C. (2021). Determinantes de la inversión extranjera directa en Bolivia. Un enfoque institucionalista. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 679-711.

Este artículo se planteó con el fin de analizar los determinantes de la inversión extranjera directa (IED), en Bolivia, en sus dos periodos de inserción, que corresponden a dos paradigmas contrapuestos, los cuales, con sus peculiaridades, han logrado atraer flujos importantes de capital hacia las actividades extractivas, principalmente. El enfoque de la investigación corresponde al de la escuela neoinstitucionalista, que permite dilucidar el efecto de las instituciones sobre el comportamiento de la IED localizada en los sectores de la economía nacional. Para ello, se usaron las técnicas de datos panel. Los resultados muestran que instituciones del tipo “creadoras de mercado” solo han sido relevantes para la atracción del capital foráneo al sector primario exportador, mientras que los otros tipos de instituciones sí juegan un papel preponderante para la IED.

J. C. Barrios Gutiérrez

Universidad Mayor de San Andrés, La Paz, Bolivia. Correo electrónico: juan_barrios_g@hotmail.com

Sugerencia de citación: Barrios Gutiérrez, J. C. (2021). Determinantes de la inversión extranjera directa en Bolivia. Un enfoque institucionalista. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 679-711. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.81477>

Este artículo fue recibido el 4 de agosto de 2019, ajustado el 12 de junio de 2020, y su publicación aprobada el 27 de julio de 2020.

Palabras clave: actividad económica; datos de panel; instituciones; inversión extranjera directa.

JEL: F21, B52, C33.

Barrios Gutiérrez, J. C. (2021). Determinants of Foreign Direct Investment in Bolivia. An institutional approach. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 679-711.

This paper was proposed to analyse the determinants of foreign direct investment (FDI) in Bolivia, in its two periods of insertion, that correspond to two opposed paradigms that, with their peculiarities, have managed to attract significant capital flow to mainly extractive activities. For this purpose, the approach applied to the investigation corresponds to that of the neo-institutionalist school, which allows to elucidate the effect of the institutions on the behaviour of the FDI in the sectors of the national economy, using panel data techniques. The results show that institutions of the “market maker” type have only been relevant for attracting foreign capital to the exporting primary sector, while the other types of institutions play a predominant role for FDI.

Keywords: Economic activity; foreign direct investment; institutions; panel data.

JEL: F21, B52, C33.

Barrios Gutiérrez, J. C. (2021). Determinantes do investimento estrangeiro direto na Bolívia. Uma abordagem institucionalista. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 679-711.

Este artigo foi proposto com o objetivo de analisar os determinantes do investimento estrangeiro direto (IED), na Bolívia, em seus dois períodos de inserção, que correspondem a dois paradigmas opostos, que, com suas peculiaridades, têm conseguido atrair importantes fluxos de capitais para o extrativismo. atividades, principalmente. O foco da pesquisa corresponde ao da escola neo-institucionalista, o que permite elucidar o efeito das instituições sobre o comportamento do IED localizado nos setores da economia nacional. Para isso, foram utilizadas as técnicas de dados em painel. Os resultados mostram que as instituições do tipo “criadoras de mercado” têm sido relevantes apenas para atrair capital estrangeiro para o setor primário de exportação, enquanto os demais tipos de instituições desempenham um papel preponderante para o IED.

Palavras-chave: atividade econômica; dados em painel; instituições; investimento estrangeiro direto.

JEL: F21, B52, C33.

INTRODUCCIÓN

La inversión extranjera directa (IED)¹ ha sido una fuente muy importante de financiación y, por tanto, determinante del crecimiento de las economías en desarrollo. Este aspecto ha sido demostrado en diversos estudios sobre el tema, pues, por un lado, permite la transferencia tecnológica y la transformación del capital humano y, por otro, facilita el acceso al comercio internacional. Diversos factores determinan la inserción de la IED en las economías, los cuales han sido objeto de teorizaciones y demostraciones empíricas que sirven de marco referencial para la aplicación de políticas públicas dirigidas a la atracción de capitales. Entre las teorías más relevantes se tienen:

1. *Teoría de localización*, según la cual la ubicación de la producción está determinada, en gran medida, por los recursos necesarios. Se basa en los principios de la teoría general del comercio internacional.
2. *Teoría de la internalización*, de acuerdo con la cual las operaciones con diferentes países conducen a altos costos de transacción que pueden reducirse si se internalizan, lo que da lugar a la creación de empresas multinacionales.
3. *Teoría del “ciclo de vida del producto”*. Esta teoría señala que las empresas multinacionales comienzan a mudarse a países con bajo desarrollo en su ciclo de declive.
4. *Teoría ecléctica*. Enfatiza en la tecnología, las comunicaciones y los medios de transporte, como factores esenciales para el desarrollo de las multinacionales.
5. *Modelo ownership, locational, internalization (OLI) o propiedad, localización, internalización*. En este modelo, los patrones de propiedad y la actividad de las multinacionales dependen de la configuración de sus ventajas competitivas, la atracción de competitividad de un país o región y los beneficios que obtendrán las empresas al internalizar el mercado (Lascurain y Villafuerte, 2018).

En Bolivia se han realizado estudios sobre la IED y sus determinantes basados en enfoques de teoría de localización (Sucre, 2002); paradigma ecléctico y comercio internacional (Saravia, 2008); y enfoque sectorial-institucional (Aguilar, 2012).

En años recientes se ha puesto en relieve el papel de las instituciones sobre el desarrollo económico y su influencia en variables como la inversión. De ese modo, se ha planteado que las instituciones no solo son importantes, sino que además influyen de manera decisiva en el comportamiento de los individuos y las organizaciones.

¹ La IED es la inversión de capital realizada por una entidad extranjera en un país, en vistas al largo plazo, para la creación de empresas agrícolas, industriales y de servicios. El Fondo Monetario Internacional (FMI) la define como la participación directa o indirecta del 10% o más de las acciones con capacidad de voto en una empresa extranjera.

La economía boliviana ha estado sujeta a reformas estructurales importantes, propiciadas por marcos institucionales basados en una visión ideológica del Estado, modelos económicos que han tratado de dar respuesta a los principales problemas de la economía nacional. Concretamente, dos modelos implementados después de la fase de crisis económica de 1980, el modelo propugnado por el Consenso de Washington y el modelo de Economía Plural de mediados de la década del 2000, que han influido en el comportamiento de la variable IED. Este aspecto invita a la reflexión sobre los determinantes o factores que, atraen o repelen a dicha variable: ¿influyen estos determinantes sobre la IED?, ¿cómo influyen? y ¿su influencia es perdurable en el tiempo?

Con el objeto de dar respuesta a estos interrogantes, la presente investigación se estructura de la siguiente manera: primero, se presenta un repaso somero a la teoría institucionalista; enseguida, se da a conocer la situación de la IED en Bolivia y, finalmente, se propone un planteamiento econométrico basado en datos de panel.

Consideraciones teóricas

La escuela institucionalista plantea como tesis fundamental la comprensión de la sociedad a través de sus instituciones, reglas, hábitos y evolución. Por su parte, el institucionalismo económico, crítico del modelo neoclásico, fundamenta el análisis de la realidad económica en el estudio de la estructura y funcionamiento de las instituciones formales.

El institucionalismo se fundamenta en cinco postulados planteados por Atkins: (1) los comportamientos de grupo, y no los precios, como centro del análisis económico; (2) énfasis en las regularidades de las costumbres, hábitos y leyes; (3) las motivaciones de los individuos no pueden ser medidas cuantitativamente; (4) la economía evoluciona constantemente y (5) el estudio de las fuentes de los conflictos de intereses en la estructura social existente (Hodgson, 2003).

Nuevos enfoques, formalistas y racionalistas, sobre el estudio de las instituciones, dieron pie al surgimiento del neoinstitucionalismo, que utiliza los instrumentos de la economía para explicar la historia, el comportamiento humano, el derecho, los contratos, la empresa, las redes de información, el Gobierno, la familia y otras instituciones sociales. El neoinstitucionalismo económico surgió como una nueva visión del institucionalismo, desarrollada de una forma sistemática y disciplinaria, que toma los postulados del institucionalismo, reconociendo la importancia del mercado como la mejor forma de asignar los recursos, pero considerando las fuentes de su imperfección; acepta que una de las formas vitales para hacer que un mercado sea lo más eficiente posible son las instituciones, pues mediante estas pueden evitarse muchas de sus imperfecciones.

Al tomar algunos componentes de la escuela neoclásica, el neoinstitucionalismo intenta explicar el surgimiento de instituciones, como la empresa o el Estado, en referencia a un modelo de comportamiento individual racional. Para

la política pública, surge como el análisis de reglas, que determinan los procesos de reforma institucional a partir de los marcos de incentivos y restricciones, impuestos a los comportamientos de los diferentes agentes y actores económicos, sociales y políticos y que tienen un impacto en el crecimiento y desarrollo económico (Vargas, 2008).

El principio básico del neoinstitucionalismo es que en toda actividad económica se establecen vínculos entre los agentes económicos, que vendrán representados por alguna clase de contrato, explícito o no. De acuerdo con el nivel de complejidad que cada contrato exija, para que la relación entre los agentes ocurra satisfactoriamente, se opta por algún tipo de estructura que se elige siguiendo un criterio de eficiencia².

No existe universalidad en la definición de qué es una institución, pues estas están sujetas a modificaciones en su proceso evolutivo. Para algunos neoinstitucionalistas, las instituciones son un “sistema de creencias compartidas acerca del equilibrio resultante de un juego que es repetidamente jugado” (Aoki, 2001). También “factores sociales, reglas, normas, creencias, valores y organizaciones que, en conjunto, motivan una regularidad en el comportamiento individual y social; las instituciones conforman una especie de contrato intertemporal al que los agentes someten su conducta” (Greif, 2006) y “conjunto de esquemas, normas y regulaciones humanamente divisados que permiten y constriñen la conducta de los actores sociales y hacen predecible y significativa la vida social” (Vargas, 2008).

El desenvolvimiento de las empresas extranjeras está condicionado por el modelo económico e institucional vigente en el país receptor de los flujos de IED y comprende no solo organizaciones, como entidades públicas, empresas y bancos, sino también entidades sociales integradas y sistemáticas, como el dinero, la lengua y el derecho (Hodgson, 2003).

Como característica, las instituciones se desarrollan en torno a modelos económicos y sistemas legales que pueden clasificarse en dos. Por un lado, los modelos económicos, que a su vez pueden ser (1) liberales (*liberal market economies*), que se apoyan en las reglas del libre mercado, o (2) regulados (*coordinated market economies*), que se basan en la coordinación de los factores de producción. Por otro lado, se encuentran los sistemas legales, que pueden ser de tradición anglosajona (*common law*) o del tipo de códigos civiles, como el francés o el alemán (*civil law*) (Durán y Bajo, 2013).

No existe una manera única de establecer las funciones de las instituciones. Para Edward C. North (1990) la principal función de las instituciones es reducir la incertidumbre, al determinar los costos de transacción y de producción.

Rodrik y Subramanian (2003) definen las funciones de las instituciones sobre la economía de acuerdo con las siguientes categorías:

² Se distinguen dos tipos de instituciones: las formales (legislación) y las informales (hábitos y costumbres).

1. Las *creadoras de mercado* protegen los derechos de propiedad y garantizan el cumplimiento de los contratos. Por ejemplo, leyes e instrumentos jurídicos, tratados internacionales, organismos nacionales e internacionales
2. Las *reguladoras de mercado* se ocupan de las externalidades, las economías de escala y la información imperfecta. Por ejemplo, entidades reguladoras sectoriales.
3. Las *estabilizadoras de mercado* aseguran una inflación baja, minimizan la volatilidad macroeconómica y evitan las crisis financieras. Por ejemplo, bancos centrales, regímenes cambiarios, normas presupuestarias y fiscales.
4. Las *legitimadoras de mercado* proporcionan seguro y protección social, se ocupan de la redistribución y controlan el conflicto. Por ejemplo, sistemas de pensiones, planes de seguro de desempleo y otros fondos sociales.

Sumado a lo anterior, para Williamson, las funciones de las instituciones se establecen por los niveles que tienen frecuencia de cambio, con efectos determinados (Oriol, 2007).

En cuanto a la metodología, los exponentes del neoinstitucionalismo utilizan el individualismo metodológico, por lo que conciben al individuo aislado de su entorno, con funciones de preferencia dadas e independientes, considerando que cualquier movimiento explicativo va de los individuos a las instituciones. Opera desde hechos estilizados del sistema macroeconómico, intentando revelar las características estructurales fundamentales del sistema que ayuden a explicarlo. Esto exige análisis cuantitativos y cualitativos a la vez (Hodgson, 2003).

La inversión extranjera directa en Bolivia

El crecimiento exponencial de la IED, mayor participación de la IED sobre el producto, la mayor localización de la IED en las economías en desarrollo, los movimientos intersectoriales de los flujos de IED y las reformas institucionales para atraer IED a las economías en desarrollo han sido las características mundiales que marcan las pautas de la inserción de la IED en Bolivia. Después del colapso de la economía boliviana en la década de 1980, la IED ha pasado dos fases en su inserción en el país boliviano: una primera fase (1990-2005), que corresponde al periodo de implementación del denominado Consenso de Washington y una segunda fase (2006-2018) de instauración del Modelo Económico Social Comunitario Productivo —MESCP— (Arce, 2016).

En el periodo del Consenso de Washington, el modelo económico postulaba alcanzar las transformaciones productivas a través del mercado, reorientando la política pública hacia la promoción de la liberalización del comercio internacional, de los precios y de los capitales, otorgando al sector privado el rol protagónico de impulsor del crecimiento económico y reduciendo al Estado a una función reguladora. Para tal fin, se implementó una serie de medidas, como la eliminación de regulaciones

que obstruían las inversiones privadas, la capitalización y la privatización de varias empresas públicas, normativa para garantizar la seguridad jurídica de los inversores, la mejoría de la infraestructura vial para aumentar la competitividad, minimización del Estado en el aparato productivo y reformas tributarias favorables a los inversionistas, entre otras.

Entre 1990 y 2005, se acumularon flujos netos de IED por 6126 millones de USD, registrando un máximo de 1010 millones de USD en 1999 (una participación récord del 12% de la economía). Esa fase fue revertida por la crisis económica mundial de 2001, originada en Estados Unidos, y la crisis política nacional de 2003, situaciones que provocaron desinversiones anuales del orden de 238 millones de USD y desinversiones acumuladas de 2222 millones de USD que duraron hasta 2005. Pese al ciclo económico y la inestabilidad política, en este periodo la IED neta creció en promedio en un 6%.

La segunda fase en la historia de la IED se da con la implementación del MESCP, que produjo un viraje a la política económica, retornando al Estado un papel protagónico en la producción y dirección de la economía. Esta nueva política económica prepondera el capital nacional e introduce el concepto de economía plural, como aquella que, con una lógica redistributiva, se halla constituida por las formas de organización económica comunitaria, estatal, privada y social cooperativa³ (Arce, 2016). El cambio de paradigma significó subvertir el rol protagónico del sector privado, con políticas orientadas a retomar el control de la producción para el Estado, como la nacionalización de paquetes accionarios de empresas estratégicas y creación de otras. Estos cambios repercuten negativamente en la atracción de IED, pues generan incertidumbre e inseguridad jurídica (Aguilar, 2012).

A partir de 2006, el superciclo de las materias primas con China como demandante mundial de *commodities* y la caída de las tasas de interés, dio un ambiente propicio para que la IED de los inversores en el sector extractivo terminen aceptando los términos y condiciones del MESCP.

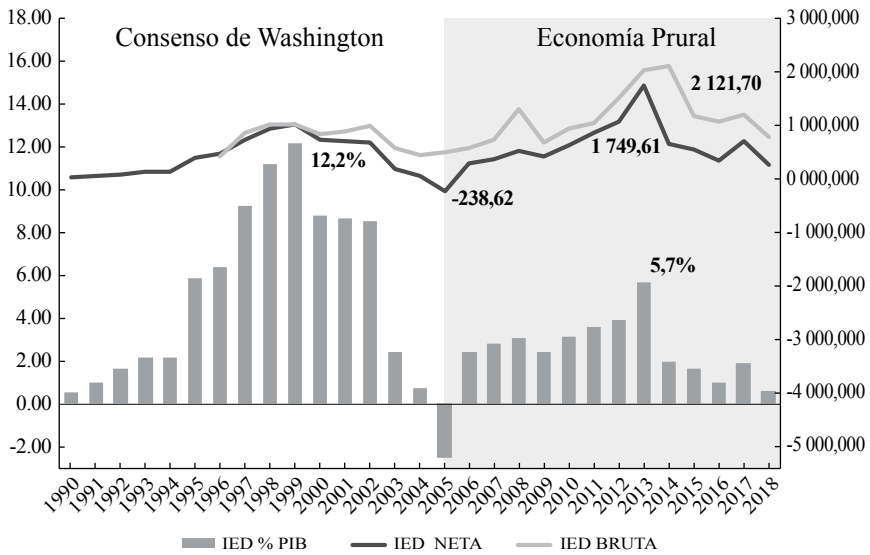
Entre 2006 y 2018, se acumuló IED neta por 8387 millones de USD, participación promedio de 2,9% de la economía. En estos trece años la IED neta decreció a un ritmo promedio de -0,8%, con un máximo de 1749 millones de USD en 2013.

Coyunturalmente, la caída en la cotización mundial de varias *commodities* repercutió de manera negativa en los flujos netos de IED, debido a sus efectos sobre las utilidades de las empresas que participan en los sectores de hidrocarburos y minería; también en sus utilidades reinvertidas registradas como inversión directa. En consecuencia, la IED neta cayó a 656 millones de USD en 2014, a 555 millones en 2015 y a 255 millones en el 2018, es decir, un decremento promedio de -32%.

³ Esta nueva política económica fue plasmada en la CPE 2009. Se constitucionalizaron los derechos de los actores de la economía plural, privilegiando la explotación de los recursos naturales para las organizaciones comunitarias y cooperativas.

Figura 1.

Inversión extranjera directa en Bolivia, en millones de USD y porcentaje



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

La característica procíclica de la IED determina que, cuando un Estado tiene estructura económica diversificada, la IED busca satisfacer los requerimientos de la demanda interna. Sin embargo, cuando una economía depende de un solo sector, como el extractivo, la IED se mueve al ritmo de las variaciones de los precios de las materias primas o por la expansión de las economías demandantes. Bolivia depende fuertemente de lo que suceda con los precios internacionales de las *commodities*.

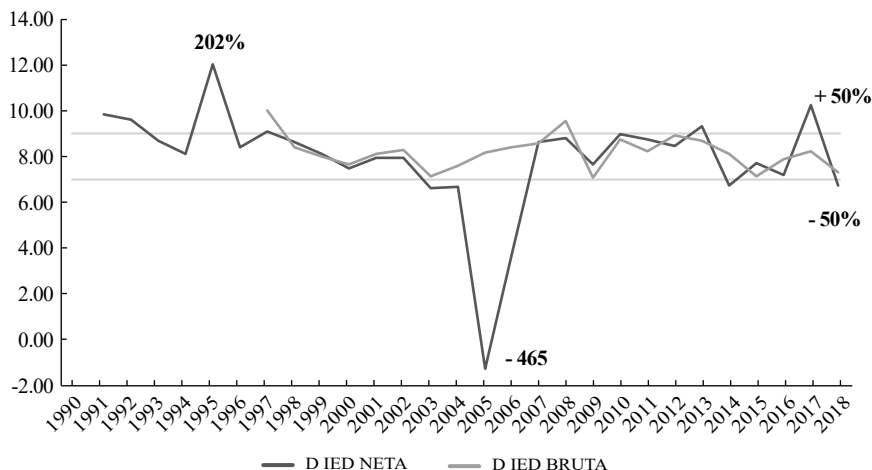
El ciclo económico se manifiesta en las economías receptoras de IED con cierto rezago, debido a que a las empresas transnacionales toma tiempo ajustar sus decisiones de inversión. Lo anterior se puede apreciar para la economía boliviana en el comportamiento de la IED bruta y neta⁴, que tienen un rezago por el periodo de desinversión.

La IED bruta ha tenido un comportamiento similar al de la IED neta, a excepción del periodo de atracción de capitales por la implementación de las políticas del Consenso de Washington. En Bolivia, estas fueron efectuadas mediante la capitalización de la mayoría de las empresas públicas y un conjunto de reformas de segunda generación, iniciadas en esos años que determinaron un contexto en el

⁴ La IED neta resulta de restar a la IED bruta los retiros de capital, las ventas de acciones (desinversión) y amortizaciones.

Figura 2.

Variación interanual de la IED (porcentaje)



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

que no se tiene retiros de capital ni ventas de acciones. Por ello, la IED bruta, salvo por amortizaciones, es prácticamente igual a la IED neta.

También resalta que la economía boliviana en el contexto del Consenso de Washington comenzaba a volverse altamente dependiente de la IED, pues, al momento de mayor influjo de capitales extranjeros, estos representaron el 12,2 % de la economía; mientras que el mayor influjo de capital extranjero en la economía plural solo representó el 5,7 %. En ambos periodos se acumuló IED neta por un monto de 14 513 millones de USD; en promedio los flujos significaron el 4 % del PIB, con una tasa de crecimiento promedio de 8 % (Figura 1).

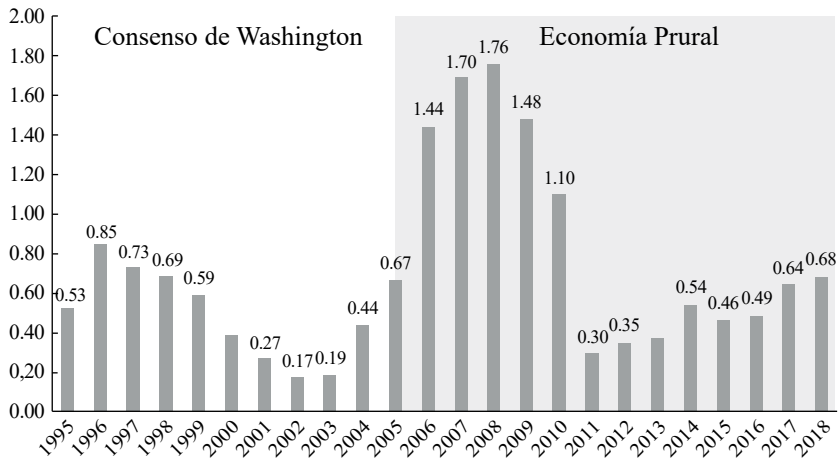
La variación interanual de la IED neta ha estado en el intervalo $\pm 50\%$, a excepción de algunos periodos, entre los que resaltan el de 1995, cuyo crecimiento fue de 202 %, y el de 2005, que tuvo un decrecimiento de 465 % (Figura 2).

En cuanto al grado de variabilidad en los flujos de IED, medida por el coeficiente de variación, puede observarse que el periodo 2006-2018 presentó mayor inestabilidad, pues la dispersión de los flujos representa más del 100 % del promedio de 2006 y 2009. Ello se explica principalmente por la incertidumbre jurídica, despejada en 2009 con la nueva Constitución Política del Estado (CPE, 2009), según se muestra en la Figura 3.

La inestabilidad de los flujos de IED también puede obtenerse al observar los cambios en su composición por modalidad. Mientras que, en 1996, el 88,2 % de IED ingresaba bajo la forma de acciones y otras participaciones de capital distintas a la reinversión de utilidades (frente a solo 5,8 % bajo instrumentos de deuda), a partir

Figura 3.

Volatilidad de los flujos de IED (porcentaje)



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

de 2002 solo el 13 % ingresaba como acciones y otras participaciones de capital, frente a un 82,6 % bajo la modalidad de instrumentos de deuda, como préstamos intrafirma y otros aportes (Tabla 1).

En el MESCP, la inestabilidad del capital foráneo se manifiesta al cambiar su composición por modalidad, preponderando los instrumentos de deuda y la reinversión de utilidades. Esto último se explica principalmente por los requisitos impuestos al capital privado en la CPE 2009, al señalar que los contratos de asociación con el Estado deben asegurar la reinversión de utilidades, y por la legislación sectorial que cambia la participación accionaria a favor del Estado. En ese contexto, la participación del capital foráneo cayó a menos del 4 % entre 2007 y 2013; y se incrementó a 14,8 % en 2014 y a 9 % en 2018. En cuanto a la reinversión de utilidades, esta ha sido la mayor fuente de IED, que ha incrementado a partir de 2009 hasta llegar a 82,9 % de participación en 2013, para luego caer a menos del 52 % en 2018, debido a la crisis de las *commodities* (Tabla 1).

En el caso boliviano, el factor principal por el que la IED ha arribado al país, considerando los distintos motivos estratégicos que la guían, como la búsqueda de mercados, eficiencia, reducción de costos, seguridad jurídica, entre otros, ha sido la búsqueda de materias primas, cuya cotización se ha incrementado en la reciente década, lo que se refleja en mayor rentabilidad de la IED, principalmente en los sectores de hidrocarburos y minería. El comportamiento procíclico de la rentabilidad en Bolivia ha determinado que, en los años 2010 a 2013, esta haya llegado

Tabla 1.

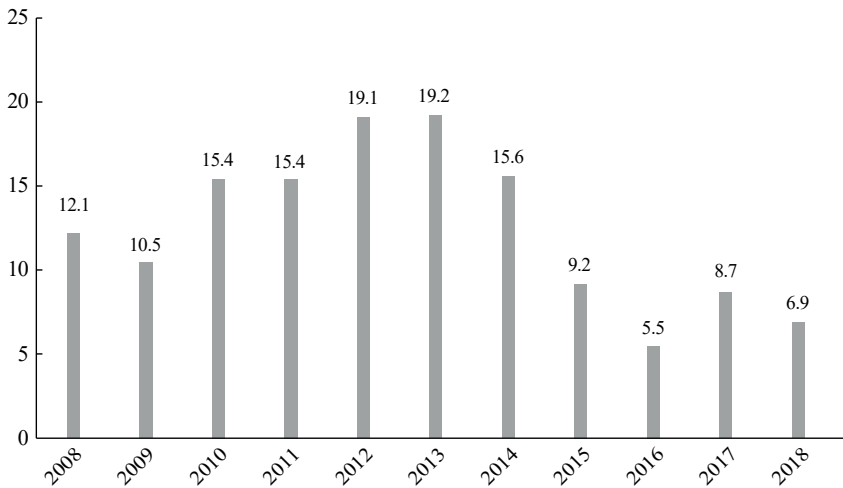
IED por modalidad para el periodo 1996-2018 (porcentaje)

Años	Ied bruta recibida	Participaciones de capital distintas a la reinversión de utilidades	Reinversión de utilidades	Instrumentos de deuda
1996	100,00%	88,20%	6,00%	5,80%
1997	100,00%	76,10%	3,40%	20,50%
1998	100,00%	70,70%	8,90%	20,40%
1999	100,00%	59,15%	2,67%	38,18%
2000	100,00%	44,80%	7,50%	47,70%
2001	100,00%	41,40%	10,20%	48,40%
2002	100,00%	13,10%	4,30%	82,60%
2003	100,00%	9,70%	17,10%	73,20%
2004	100,00%	25,26%	6,16%	68,58%
2005	100,00%	21,01%	10,35%	68,64%
2006	100,00%	1,81%	45,79%	52,39%
2007	100,00%	2,90%	28,50%	68,60%
2008	100,00%	3,50%	31,30%	65,20%
2009	100,00%	0,07%	74,17%	25,76%
2010	100,00%	0,10%	84,80%	15,10%
2011	100,00%	0,46%	86,99%	12,55%
2012	100,00%	1,30%	80,00%	18,70%
2013	100,00%	0,86%	82,86%	16,29%
2014	100,00%	14,80%	43,30%	41,90%
2015	100,00%	1,70%	34,70%	63,60%
2016	100,00%	37,40%	19,20%	43,40%
2017	100,00%	12,57%	52,92%	34,51%
2018	100,00%	8,99%	51,72%	39,30%

Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

Figura 4.

Comportamiento de la rentabilidad de IED (porcentaje)



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

a una cima de 19,2%, para luego caer hasta 6,9% en 2018, como producto de la coyuntura negativa de los precios (Figura 4).

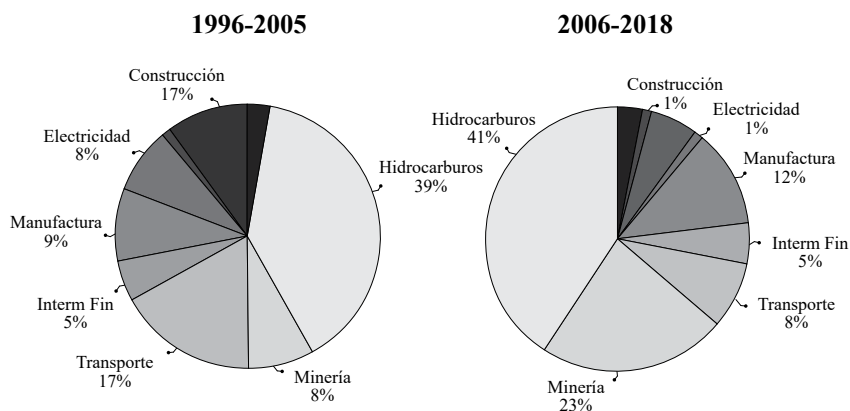
En cuanto a la participación de la IED en las actividades económicas, resalta el cambio de composición entre los periodos de evaluación, pues se pasó de una estructura diversificada entre 1996 y 2005, a una estructura más concentrada en algunos sectores entre 2006 y 2018 (Figura 5).

Estructuralmente, la IED se ha alojado principalmente en los sectores de hidrocarburos, minería, industria manufacturera y transportes, actividades que, juntas, participan con 79% de la IED. Por ello, se pondrá énfasis en la evaluación de esos sectores. También se nota mayor participación de la industria manufacturera, que pondera con el 12% (Figura 5).

En el sector hidrocarburos, la política pública en el contexto del Consenso de Washington dio lugar a la reducción de Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos (YPFB) en la cadena productiva y a una mayor participación de las empresas privadas en la exploración, explotación y comercialización de hidrocarburos, con un marco legal (Ley de inversiones, Ley de privatización, Ley de capitalización y Ley de hidrocarburos), lo que posibilitó la constitución de tres sociedades de economía mixta con YPFB: Empresa Petrolera Andina SAM, Empresa Petrolera Chaco SAM y Transportadora Boliviana SAM (Transredes SA). Estas empresas realizaron inversiones en las actividades propias de la industria, *upstream* y *downstream*.

Figura 5.

Participación de IED en actividades económicas, periodo 1996-2018 (porcentaje)



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

La capitalización de los campos productores de petróleo Andina y Chaco y de la red de gasoductos Transredes, así como la reconversión de los contratos petroleros existentes y la licitación de nuevas áreas, permitió que, a partir de 1997, aumenten los flujos de IED provenientes de Estados Unidos, España, Brasil, Reino Unido y Francia.

En este periodo, se realizaron fuertes inversiones para la exportación de gas, entre las más destacables la construcción del gasoducto Santa Cruz (Bolivia)-São Paulo (Brasil), que fue concluido en 1999 y el gasoducto Río Grande (Bolivia)-Cuiabá (Brasil), que culminó el 2002. Cabe señalar que el gasoducto forma parte del rubro “Transporte, almacenamiento y comunicaciones”, por lo que se tiene un encadenamiento extrasectorial entre hidrocarburos y transportes, que dan cuenta de la realización de la producción de gas natural con un valor de exportaciones por ductos que representaron en promedio alrededor del 55 % del total de exportaciones⁵.

Una vez finalizados los compromisos de capitalización, las capitalizadoras declararon haber invertido en sus actividades un monto superior al definido en sus contratos de capitalización. Sin embargo, la capitalización no contemplaba mecanismos ni facultades a instituciones estatales para realizar un seguimiento pormenorizado a los compromisos de inversión, poniéndose en tela de juicio los índices de cumplimiento de capitalización (Villegas, 2004).

En 2006, inició un nuevo ciclo de la IED con un mínimo de 58 millones de USD, por la desinversión acumulada, en un contexto en el que los cambios institucionales

⁵ CEPAL “Reformas e inversiones en América Latina” (2004), UDAPE “Diagnósticos sectoriales-Transporte” (2015).

se dieron a través de nuevos contratos con las empresas del rubro. El Estado aumentó su participación accionaria en varias empresas petroleras, conformadas por transnacionales y debió compensar por los paquetes accionarios adquiridos. Con ese objeto el Estado estructuró un fideicomiso a favor de YPFB por 352 millones de USD. La empresa YPFB se convirtió en accionista mayoritario de empresas que a la fecha se constituyen en subsidiarias: YPFB Andina SA (50,4 %); YPFB Chaco SA (99,3 %); YPFB Transporte SA (98,6 %), YPFB Refinación (99,9 %), Petroandina SAM (60 %) y YPFB Logística (99,7 %)⁶.

Entre 1996 y 2005, hidrocarburos acumuló IED bruta por 3064 millones de USD, con una desinversión de 872 millones y flujos netos por 2192 millones. En ese periodo, se tuvo un crecimiento promedio del 11,25 %, cuyo máximo alcanzó los 463 millones de USD en 2002, año después del cual, debido a los conflictos sociales y al contexto internacional adverso, se presentaron caídas recurrentes y significativas en los flujos. Después de 2005, pese al ambiente institucional adverso, la IED hacia hidrocarburos siguió incrementando de manera sostenida, con un crecimiento promedio de 14 % en 2006-2018, habiendo acumulado 7095 millones de USD (Tabla 2).

Cabe señalar que el superciclo de las materias primas hace que los flujos de IED a hidrocarburos lleguen a un máximo de 1399 millones de USD el 2013, para luego contraerse hasta los 58,08 millones, indicativo de que la IED al sector se debe a los precios internacionales. Este aspecto puede corroborarse por la alta correlación de la IED con los precios del gas en 2006-2018 (Tabla 2).

La minería es la segunda actividad de importancia para la IED. Al ser un recurso estratégico de propiedad del Estado, su evolución ha estado marcada por los cambios institucionales en el sector. En el periodo liberal, la IED bruta minera acumuló flujos por 467,3 millones de USD, con un máximo de 223,6 millones en 2005 y un mínimo de 11,56 millones en 2002, debido a la crisis mundial de 2001 y contracción de precios. La emisión de normativa para atraer IED al sector permitió que en 1996-2005 esos flujos crecieran en 31,5 % (Tabla 2).

A partir de 2006, la implementación del MESCP modifica la estructura del sector minero, lo que conlleva fortalecimiento de la estatal Comibol, el debilitamiento de la minería privada y el aumento del número de cooperativas mineras. En el periodo 2006-2018, la IED en la actividad minera presenta dos fases que se desarrollan en torno a un antes y un después de la CPE 2009. Una primera fase de ascenso significativo de los flujos de IED, que llegan a un máximo de 478 millones de USD el 2008, y una segunda fase de descensos en los flujos hasta registrar un mínimo de 41 millones de USD en 2016. Incluso con la cotización internacional favorable de los minerales, el cambio en la evolución de la IED se manifiesta en su decrecimiento, que cae vertiginosamente a una tasa de 8,15 % entre 2006 y 2018 (Tabla 2).

⁶ Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos - Notas a los Estados Financieros a diciembre de 2011.

Tabla 2.

Estadísticos IED – Sectores importantes (en millones de USD y porcentaje)

Estadísticas	1996-2005	2006-2018	1996-2018
Obs	10	13	23
Hidrocarburos			
Media	306,43	545,80	441,73
Coefficiente de variación	2,10	1,26	1,24
Coef. Correlación IED-Precio del gas a Brasil	(0,11)	0,79	0,71
Máximo	462,82	1.399,50	1.399,50
Mínimo	53,38	58,08	53,38
Crecimiento promedio	11,25	14,06	7,85
Acumulado	3.064,34	7.095,36	10.159,70
Minería			
Media	46,74	219,05	144,13
Coefficiente de variación	1,34	0,52	0,88
Coef. Correlación IED-Precio de exportación	0,72	(0,55)	0,45
Máximo	223,63	477,81	477,81
Mínimo	11,56	40,90	11,56
Crecimiento promedio	31,01	(8,15)	8,67
Acumulado	467,36	2.847,70	3.315,06
Manufactura			
Media	67,31	165,77	122,96
Coefficiente de variación	0,63	0,73	0,86
Coef. Correlación IED-Precio de exportación	(0,55)	0,50	0,60
Máximo	149,55	426,00	426,00
Mínimo	16,15	27,60	16,15
Crecimiento promedio	1,06	5,73	6,01
Acumulado	673,13	2.154,96	2.828,09

(Continúa)

Tabla 2.

Estadísticos IED – Sectores importantes (en millones de USD y porcentaje)

Estadísticas	1996-2005	2006-2018	1996-2018
Otros sectores			
Media	122,29	58,93	86,48
Coefficiente de variación	0,75	0,53	0,82
Máximo	244,13	101,60	244,13
Mínimo	6,85	(0,30)	(0,30)
Crecimiento promedio	1,49	0,77	(5,62)
Acumulado	1.222,89	766,08	1.988,96

Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

Se presenta una correlación negativa de 55 % entre el índice de precios de exportación de los minerales y la IED bruta, que es un indicativo de que los precios no son determinantes para la evolución de la IED en la minería nacional. Debido a que otros factores inciden en su trayectoria, se pone en relieve la precariedad jurídica que ha caracterizado al sector minero entre 2009 y 2018, lo que ha dado lugar a un desplazamiento forzoso de la minería privada hacia la cooperativizada.

La política pública neoliberal promovía la inversión privada industrial, proporcionando un marco jurídico que alcanzaba al capital extranjero. Sin embargo, en la industria manufacturera no tuvo los efectos esperados, por una serie de factores estructurales que todavía no se han podido superar, los cuales, por la baja rentabilidad, hacen poco atractiva a la IED. Este aspecto se refleja en la dinámica del capital foráneo que, en el periodo 1993-2005, solo acumuló IED por 778 millones de USD y un crecimiento de solo 3,4 %. El contexto económico favorable en 2006-2018 provocó incrementos en los flujos de IED hacia la industria manufacturera por 2155 millones de USD. En este periodo el crecimiento de la IED en el sector manufacturero llegó al 6 % (Tabla 2).

En lo que respecta a los otros sectores (agricultura, construcción, comercio y servicios), individualmente, participan con el 10 %; en algunos años no tienen flujos de IED o presentan fuertes desinversiones. En el periodo neoliberal, estos sectores con pocos flujos de IED crecieron a una tasa promedio de 0,11 %, mientras que en el periodo de MESP crecieron al 12,3 %, impulsado por los subsectores de construcción y comercio (Tabla 2).

En los otros sectores no extractivos, resalta la participación de Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones que, entre 1996 y 2018, acumuló IED por un importe de 1989 millones de USD. En el periodo neoliberal, la IED bruta en el rubro trans-

portes llegó a 1223 millones de dólares, destinado principalmente a la construcción de los gasoductos hacia el Brasil, con un máximo de 244 millones en 2006 y un mínimo de 7 millones en 2004. Esto último debido a la finalización de la obra mencionada. En el periodo de implementación del MESCP, los flujos de IED en Transporte acumularon 766 millones de USD, con destino principal hacia obras de infraestructura en comunicaciones; sin embargo, solo creció, en promedio, en 0,77% (Tabla 2).

En cuanto a los determinantes de la IED en Bolivia, pueden considerarse algunos cuya evolución también estuvo influida por los dos modelos económicos. El PIB, como determinante tradicional de la IED, sobre el cual la evidencia empírica ha concluido que es principal para los flujos de IED y que representa el tamaño del mercado de los países receptores (Mogrovejo, 2005). El PIB de Bolivia tuvo un crecimiento promedio de 3,14% en los años de vigencia del modelo neoliberal y de 4,86% en el periodo del MESCP. La correlación IED-PIB en 1996-2005 fue negativa (-0,33%) y en 2006-2018, positiva (0,31%), según se muestra en la Tabla 3.

El rol del control de la inflación es dar certidumbre a la IED, al ser un *proxy* del grado de incertidumbre política, que es un factor de atracción de capitales (Ramírez, 2003). Los flujos de capital en Bolivia, en ambos periodos, se dieron en un entorno de inflación controlada que, en promedio en el periodo 1996-2005, fue de 3,85%, inferior al 5,14% en promedio, registrado en 2006-2018. Sin embargo, la correlación IED-Inflación fue negativa en el periodo de libre mercado y positiva en el contexto del MESCP (Tabla 3).

No existe evidencia contundente de que los niveles salariales disminuyan la IED. Se argumenta que las empresas extranjeras pagan mejor la mano de obra calificada, por lo que, al competir el capital extranjero con el capital nacional por los trabajadores domésticos, aumentan los salarios y disminuye la rentabilidad de las empresas nacionales (Suanes, 2015). La figura cambia cuando existe una elevada carga salarial e inamovilidad laboral, impuestos como política pública, lo que se atribuye a un régimen financiero que funciona con elevados impuestos y fiscalización continua (Molina, 2019). Para la economía boliviana, Aguilar (2012) encontró que los salarios de los sectores hidrocarburos y minero resultaron estar relacionados positivamente con la IED. Por tanto, el aspecto laboral sectorial constituye un incentivo para el inversor. La correlación salarios-IED en el modelo neoliberal fue negativa (-32%), mientras que en el MESCP fue positiva (1%), según se muestra en la Tabla 3.

Wong (2010) argumenta que aumentos en los términos de intercambio conllevan aumentos en la productividad y la inversión, lo cual se traduce en mayor crecimiento económico. Grimes (2006), plantea que mayores términos de intercambio implican mayores retornos a los productores, lo que aumenta el nivel de inversión. Por otro lado, la volatilidad de los términos de intercambio suele asociarse de manera negativa con el crecimiento a través de inversión, pues genera altos nive-

les de incertidumbre que deprimen la inversión (Catalano, 2015). En 1996-2005, los términos de intercambio crecieron en 0,28 %, mientras que entre 2006 y 2018 decrecieron en 3,64 %, aspecto que pone en evidencia el deterioro de los precios de exportación desde la gestión 2015. Todo ello ha afectado los flujos de IED al sector primario (Tabla 3).

Los incrementos de precio de un recurso natural pueden generar renta, cuyo valor generado por el sector privado puede ser recuperado por el Estado (Leiva, 2016). Debido a la volatilidad de los términos de intercambio, la renta de los recursos naturales después de llegar a un máximo de 15,4 %, decreció en 7,47 % en 2015-2018, pero registra un crecimiento promedio 2,24 % en 1996-2018. Las correlaciones de la renta extractiva con la IED reflejan este comportamiento (Tabla 3).

La reducción de la tasa de impuestos corporativos ha sido una política de atracción de capitales, implementada en países con libre mercado. También se evidencia la influencia de una política fiscal expansiva sobre la inversión privada, a partir de nacionalizaciones o monopolios legales que sustituyen directamente las actividades privadas por la actividad pública. Aguilar (2012), encontró que la política impositiva habría afectado negativamente a la IED del sector hidrocarburos. En Bolivia, la presión fiscal llegó a 30 % del PIB en 2015, el más alto entre 1996 y 2018, que en promedio creció a un ritmo de 3,31 %. Pese a esta alta presión tributaria, en el periodo de implementación del MESCP se registra una correlación del 58 % con la IED, que difiere con el periodo neoliberal, cuya correlación negativa fue de 14 % (Tabla 3).

Existe una controversia del rol de la inversión pública sobre la privada, si existe complementariedad entre ambas, si son sustitutos o independientes. Existe la idea de que el gasto público productivo, está dirigido a la producción de bienes y servicios que el sector privado no produciría, por el incremento sustancial de sus costos o por los beneficios compartidos que ocasionaría su adquisición. La inversión pública puede tener un efecto indirecto sobre la formación de capital privado, lo que permite incrementar la demanda agregada de bienes y servicios producidos por el sector privado. También influye en las expectativas de los inversores privados sobre ventas y beneficios futuros (Hernández, 2010). En el MESCP, la presencia del Estado en la inversión agregada aumentó: entre 2006 y 2018 la inversión pública quintuplicó a la registrada en el periodo neoliberal. El crecimiento de la inversión pública en 1996-2005 fue 0,74 %, inferior al crecimiento registrado en 2006-2018, cuando llegó a 14,5 %. Esta variable, como apoyo a la inversión privada, tuvo efectos en la correlación con la IED que, en 1996-2018, llegó a 60 % (Tabla 3).

METODOLOGÍA

Una vez realizado el análisis exploratorio de la inserción de la IED en Bolivia, en esta sección se da respuesta, por medio de estimaciones econométricas, a los tres interrogantes formulados en la introducción del documento: (1) ¿influyen los

Tabla 3.
Estadísticas determinantes de la IED

Estadísticas	1996-2005	2006-2018	1996-2018
Obs	10	13	23
PIB real (millones de USD)			
Media	3264,05	5312,92	4422,11
Máximo	3739,98	6923,67	6923,67
Mínimo	2830,56	3384,50	2830,56
Coef. Correlación IED-PIB	(0,33)	0,31	0,51
Crecimiento promedio	3,14	4,86	4,15
Inflación			
Media	3,98	5,44	4,81
Máximo	86,57	171,33	171,33
Mínimo	61,61	90,28	61,61
Coef. Correlación IED-PIB	(0,29)	0,40	0,55
Crecimiento promedio	3,85	5,48	4,76
Índice de términos de intercambio			
Media	64,89	93,49	81,06
Máximo	73,91	140,14	140,14
Mínimo	59,87	53,54	53,54
Coef. Correlación IED-PIB	(0,77)	(0,17)	0,14
Crecimiento promedio	0,28	(3,64)	(0,24)
Presión Fiscal (% PIB)			
Media	0,19	0,25	0,22
Máximo	0,23	0,30	0,30
Mínimo	0,12	0,22	0,12
Coef. Correlación IED-PIB	(0,14)	0,58	0,54
Crecimiento promedio	6,84	1,36	3,31

(Continúa)

Tabla 3.

Estadísticas determinantes de la IED

Estadísticas	1996-2005	2006-2018	1996-2018
Índice de salario medio real del sector privado			
Media	112,91	115,67	114,47
Máximo	125,72	125,72	125,72
Mínimo	98,78	98,78	98,78
Coef. Correlación IED-PIB	(0,32)	0,01	0,00
Crecimiento promedio	2,51	0,29	1,09
Rentas totales de los recursos naturales (% del PIB)			
Media	4,95	10,73	8,22
Máximo	11,94	11,94	15,40
Mínimo	1,99	1,99	1,99
Coef. Correlación IED-PIB	(0,67)	0,07	0,25
Crecimiento promedio	13,83	(7,47)	2,24
Inversión pública ejecutada (millones de USD)			
Media	570,99	2977,76	1931,34
Máximo	638,82	5054,07	5054,07
Mínimo	499,80	879,47	499,80
Coef. Correlación IED-PIB	(0,33)	0,47	0,60
Crecimiento promedio	0,74	14,47	9,63

Fuente: elaboración propia, a partir de datos de INE y BCB.

determinantes institucionales sobre la IED?, (2) ¿cómo influyen dichos determinantes? Y (3) ¿dicha influencia es perdurable en el tiempo?

Para la demostración de las diferentes relaciones económicas en materia de IED, se utilizó el análisis econométrico de datos de panel para los sectores de la economía. El análisis a nivel de sectores seleccionados de la actividad económica fue útil para identificar los rubros de la economía a los cuales el dinamismo de la IED fue más sensible. Por ello mismo, también se introduce un rezago de la variable

IED que rescata su dinámica en la forma de modelo autorregresivo, con retardos distribuidos ARDL(1,0).

La estimación econométrica para la IED por datos de panel se realiza para dos tipos de sectores de la economía: los sectores transables, sobre los cuales los efectos de la IED son más visibles y los sectores no transables⁷. La división entre sectores transables y no transables responde al hecho de que los sectores transables en la economía boliviana están constituidos, principalmente, por la extracción de recursos naturales; mientras que los sectores no transables (electricidad, construcción, transporte y otros) no son objeto de cotización internacional. Por otra parte, las series de tiempo de los sectores no transables son discontinuas, debido a que en algunos años no se tienen flujos de IED. A nivel agregado, se tiene información de la IED, incluso para periodos anteriores a 1990. Sin embargo, la información compilada por sectores se encuentra desde 1996, por tal motivo, el análisis econométrico se realiza para el periodo 1996-2018.

El uso de la técnica de datos de panel tiene la virtud de incorporar en la estimación las relaciones causalidad o forma de tratar los problemas de endogeneidad. Además, utiliza toda la información disponible de los sectores de la economía donde la IED hace presencia en mayor o menor medida.

La selección de variables determinantes de la IED se hizo tomando como base la clasificación de Rodrik, Subramanian y Trebbi (2002) del marco institucional de acuerdo con sus funciones sobre la economía. La fuente de información estadística para las variables de las instituciones creadoras de mercado corresponde a la *Gaceta Oficial de Bolivia* y el *Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas* de la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (Udape); para las instituciones reguladoras de mercado, se usaron cuentas nacionales del Instituto Nacional de Estadística (INE); para las instituciones estabilizadoras, se empleó información del *Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas* de la Udape; para las legitimadoras de mercado, información de la Base de Datos del Banco Mundial y del *Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas* de la Udape. Finalmente, la IED se encontró en *Reporte de capital privado extranjero* del BCB y el *Boletín de IED* del INE.

La especificación general del modelo de datos de panel es la dada por la ecuación (1).

$$\begin{aligned}
 IED_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \text{WASHING}_{it} + \beta_2 \text{EPLURAL}_{it} + \beta_3 \text{INVPUB}_{it} + \beta_4 \text{PIB}_{it} + \beta_5 \text{INF}_{it} \\
 & + \beta_6 \text{RRI}_{it} + \beta_7 \text{TRIBUT}_{it} + \beta_8 \text{RENT}_{it} + \beta_9 \text{SALARI}_{it} + \beta_{10} \text{IED}_{it-1} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (1)$$

Donde: $i = 1, \dots, 4$; $t = 1, \dots, 19$; y ε_{it} representa el término de error estocástico.

Para aproximar al efecto de las instituciones creadoras de mercado, se utilizó un indicador elaborado con el número de normativas (leyes y decretos) implementa-

⁷ Se prescinde de las variables RRI y RENT para los sectores no transables.

das en cada año. A partir de ello, se definieron dos variables referidas a los periodos de estudio.

- *WASHING*: refleja el número de normativas promulgadas por año, para el periodo del Consenso de Washington (1996-2005). La elección de esta variable se justifica en términos de la definición de institución de North.
- *EPLURAL*: refleja el número de normativas promulgadas por año, para el periodo del MESCP (2006-2018). Se esperaría que, en un proceso de intervención estatal, con nacionalizaciones e incertidumbre para los inversores extranjeros, haya tenido un efecto negativo en la IED. La elección de esta variable también responde a la definición de instituciones.

Para las instituciones reguladoras de mercado, se utilizó como variable el PIB sectorial, en cuanto indicador de los tamaños de los mercados regulados.

El PIB corresponde al PIB real sectorial, como proporción del PIB real total. Se espera que la influencia del PIB real sobre la IED sea positiva. Esta variable se justifica por la característica de las instituciones que se desarrollan en torno a modelos económicos y sistemas legales.

Instituciones estabilizadoras de mercado, como variables que representan los efectos de las políticas de estas instituciones, se eligieron las siguientes:

- *INF*: inflación sectorial medida a través de la variación porcentual del deflactor implícito del PIB⁸, variable objetivo de las instituciones encargadas de la estabilidad macroeconómica, Banco Central de Bolivia y el Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. Se espera que la estabilidad inflacionaria haya tenido efecto positivo sobre la IED.
- *RRI*: la relación real de intercambio⁹ busca reflejar la posición de un país en el comercio internacional y su beneficio a partir de la venta de sus productos. Se supone que cuanto mayor es el precio relativo de las exportaciones el país obtendrá mayores ganancias del comercio internacional, ya que sus productos son relativamente más valiosos que los que compra a otros países a través de las importaciones. Este indicador es una buena aproximación a la política cambiaria del BCB. De acuerdo con el análisis estadístico de la IED en Bolivia, los flujos de IED, además de los factores institucionales, fueron motivados por incrementos en la cotización de las principales *commodities*, aspecto evidente en el periodo de implementación del MESCP.

En cuanto a instituciones legitimadoras de mercado, se utilizan como indicadores de las políticas emanadas de estas instituciones los siguientes parámetros:

⁸ Se utilizó el deflactor del PIB, debido a que se encuentra disponible de conformidad con los sectores involucrados en el análisis; también porque, como indicador, muestra cuántas veces han aumentado los precios de la producción doméstica libre de duplicaciones.

⁹ Como indicador, se utilizaron los términos de intercambio por trueque bruto por sectores.

- **TRIBUT:** recaudaciones tributarias reales, como proporción del PIB real, que es un indicador de la política impositiva, el cual se refleja en la presión tributaria. Se espera que este indicador tenga efecto negativo en la IED sectorial.
- **INVPUB:** inversión pública real por sector económico como proporción del PIB real, como indicador del tamaño de intervención del Estado en el apoyo al desarrollo económico. Hay dos posibilidades del efecto que tendría la inversión pública sobre la IED: un efecto desplazamiento (*crowding out*) de la IED por el endeudamiento que implica la inversión pública, sea por incrementos en las tasas de interés local, aumento del déficit público, o por sustitución de las actividades donde se localiza la IED provocada por las nacionalizaciones o monopolios. Un efecto atracción (*crowding in*), que se genera a raíz de un aumento en la productividad del sector privado, si dicha inversión pública corresponde a la inversión orientada a infraestructura, carreteras y medios de transporte, proyectos de energía y educación, lo que hace que sea complementaria a la inversión privada.
- **SALARI:** índice del salario medio real sectorial. Esta variable rescata la evolución de los ingresos de los trabajadores permanentes en relación de dependencia de los sectores público y privado formal.
- **RENTA:** renta generada por los sectores exportadores¹⁰. Esta variable representa la proporción de excedente que se queda en el Estado. Al ser un *proxy* de la rentabilidad esperada, esta variable debería tener signo positivo para la IED.

Debido a la disponibilidad de información sectorial de la IED en Bolivia, cuya compilación fue iniciada por el INE a partir de 1996, para el modelo econométrico, se toma como valor inicial, justamente, el mencionado año.

Para estimar los modelos, como primer paso, se requiere verificar la estacionariedad de las series de tiempo, para lo cual se realizaron pruebas de raíz unitaria común e individual¹¹, para las variables en niveles y considerando ecuaciones con intercepto individual (Wooldridge, 2002).

¹⁰ La renta de las materias primas, gas natural y minerales es la diferencia entre el valor de la producción a precios mundiales y los costos totales de producción. La renta para el sector agricultura, caza y pesca corresponde a la renta forestal, que es la cosecha de madera en rollo, multiplicada por el producto de los precios promedio y una tarifa específica para cada región. Para aproximar la renta de la industria manufacturera, se utilizó la renta del petróleo, que es la diferencia entre el valor de la producción de petróleo crudo a precios mundiales y los costos totales de producción. Los cálculos del Banco Mundial se basan en fuentes y métodos descritos en *The Changing Wealth of Nations. Measuring Sustainable Development in the New Millennium* (World Bank, 2011).

¹¹ Literatura reciente sugiere que las pruebas de raíz unitaria basadas en panel tienen mayor poder que las pruebas de raíz unitaria basadas en series de tiempo individuales, entonces aplicamos la prueba propuesta por Levin, Lin y Chu (2002), y las pruebas tipo Fisher, que utilizan el estadístico Dickey Fuller Aumentado (Choi, 2001; Maddala y Wu, 1999). Todas estas pruebas se encuentran disponibles en EViews 9.

Las pruebas de raíces unitarias para paneles de datos parten del supuesto de que las series de tiempo de las unidades económicas de un panel han sido generadas por un proceso autorregresivo. La clasificación de las distintas pruebas puede realizarse en función de las características de ese proceso. La primera aproximación consiste en asumir que los coeficientes son comunes a todas las unidades de sección cruzada, para lo cual se utilizarán las pruebas de Levin-Lin-Chu, Breitung y Hadri, pues permiten considerar parámetros comunes en la prueba de estacionariedad. La alternativa consiste en permitir que los coeficientes varíen libremente entre las diferentes unidades, vale decir procesos individuales, para lo cual recurrimos las pruebas Fisher-ADF, Im-Pesaram-Shim y Fisher-PP, que operan considerando que el coeficiente autorregresivo varía libremente alrededor de todas las unidades de sección cruzada.

Como segundo paso, se prueba la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables. Ello implicaría que estas pueden alejarse del equilibrio en el corto plazo, pero tienden a regresar a este equilibrio en el largo plazo.

Como tercer paso, se estiman los modelos de datos de panel.

RESULTADOS

En la investigación, se verificó la presencia de raíz unitaria en las variables analizadas. Como se observa las series de tiempo, para los paneles 1 y 2, en su mayoría son $I(1)$. Considerando los resultados de los dos test, se observa evidencia de una mezcla de órdenes de integración $I(0)$ e $I(1)$ (Tablas 4 y 5).

Las relaciones de largo plazo se verifican mediante la prueba de cointegración de Kao, aplicada a los dos paneles. De acuerdo con el valor de probabilidad de los estadísticos t , se rechaza la hipótesis de *no cointegración*, por lo que las variables, en conjunto, para ambos paneles, explican la IED en el largo plazo (Tabla 6).

Para la estimación econométrica se empleó toda la información disponible, con veintitrés periodos (1996-2018) y cuatro unidades de sección cruzada por panel¹². Se efectuaron las regresiones por mínimos cuadrados generalizados *pooled* (*generalized least squares, GLS*), técnica para la estimación de los parámetros desconocidos en un modelo de regresión lineal, aplicado cuando se presenta heterocedasticidad o existe un cierto grado de correlación entre las observaciones. De ese modo se evitan parámetros estadísticamente ineficientes y se obtienen estimaciones robustas. También se obtuvieron los modelos de efectos fijos mediante GLS. No se estimó el modelo de efectos aleatorios, debido a que se tienen más variables que secciones cruzadas (Tabla 7).

¹² El análisis de datos de panel, o longitudinales, se efectúan en general para conjuntos de datos que tienen un gran número de unidades de sección cruzada, y solamente unos pocos periodos —son “anchos” pero en general, cortos—. Esto no ha impedido a los teóricos diseñar modelos de autocorrelación aplicables a conjuntos de datos de panel (Greene, 1999).

Tabla 4.
Prueba de raíz unitaria – Panel 1

	IED		PIB		INF		RRI		TRIBUT		INVPUB		RENT		SALARI	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
Levin-Lin-Chu																
Nivel	-3,5	0,0	-4,0	0,0	-7,6	0,0	31	1,0	-0,5	0,3	1,4	0,9	-1,2	0,1	-2,0	0,0
Primera diferencia	-8,5	0,0	-4,1	0,0	-10	0,0	18	1,0	-5,6	0,0	-5,8	0,0	-7,8	0,0	-5,1	0,0
Breitung																
Nivel	-0,7	0,3	0,0	0,5	-3,3	0,0	15	1,0	-1,9	0,0	0,2	0,6	-1,9	0,0	-0,1	0,5
Primera diferencia	-5,8	0,0	-4,3	0,0	-1,7	0,0	8,7	1,0	-4,5	0,0	-0,2	0,4	-6,7	0,0	-5,5	0,0
Hadri																
Nivel	-0,6	0,7	3,4	0,0	0,9	0,2	4,1	0,0	5,6	0,0	1,6	0,1	3,6	0,0	5,3	0,0
Primera diferencia	-0,0	0,5	2,9	0,0	1,5	0,0	4,4	0,0	-0,9	0,8	1,2	0,1	-0,5	0,7	-0,0	0,5
Im-Pesaran-Shin																
Nivel	-3,6	0,0	-2,5	0,0	-7,5	0,0	23	1,0	-0,3	0,4	0,9	0,8	-0,9	0,2	-1,7	0,0
Primera diferencia	-8,8	0,0	-3,6	0,0	-12	0,0	11	1,0	-6,8	0,0	-7,6	0,0	-6,4	0,0	-4,3	0,0
Fisher-ADF																
Nivel	27	0,0	22	0,0	59	0,0	0,9	1,0	9,9	0,3	7,9	0,4	12	0,2	15	0,0
Primera diferencia	69	0,0	27	0,0	112	0,0	0,0	1,0	53	0,0	59	0,0	49	0,0	32	0,0
Fisher-PP																
Nivel	25	0,0	34	0,0	55	0,0	0,0	1,0	9,8	0,3	11	0,3	12	0,2	10	0,3
Primera diferencia	103	0,0	27	0,0	82	0,0	0,0	1,0	63	0,0	72	0,0	60	0,0	33	0,0

Fuente: elaboración propia a partir de resultados provistos por Eviews 9.

Tabla 5.
Prueba de raíz unitaria – Panel 2

	IED		PIB		INF		TRIBUT		INVPUB		SALARI	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
Levin-Lin-Chu												
Nivel	-3,91	0,00	-5,77	0,00	-5,06	0,00	8,13	1,00	5,17	1,00	-1,06	0,14
Primera diferencia	-8,39	0,00	-0,70	0,24	-13,92	0,00	-3,69	0,00	-3,00	0,00	-6,61	0,00
Breitung												
Nivel	-3,47	0,00	-0,69	0,25	-3,82	0,00	5,58	1,00	4,76	1,00	-3,57	0,00
Primera diferencia	-5,06	0,00	-2,07	0,02	-4,37	0,00	-3,66	0,00	-3,85	0,00	-3,98	0,00
Hadri												
Nivel	4,29	0,00	1,91	0,03	0,41	0,34	1,62	0,05	5,03	0,00	4,23	0,00
Primera diferencia	1,59	0,06	1,06	0,14	0,92	0,18	5,13	0,00	5,33	0,00	0,14	0,44
Im-Pesaran-Shin												
Nivel	-3,77	0,00	-4,77	0,00	-5,06	0,00	6,54	1,00	4,39	1,00	-0,52	0,30
Primera diferencia	-10,5	0,00	-1,21	0,11	-15,3	0,00	-2,96	0,00	-3,64	0,00	-6,35	0,00
Fisher-ADF												
Nivel	29,44	0,00	37,4	0,00	39,85	0,00	3,01	0,93	4,25	0,83	7,60	0,47
Primera diferencia	83,70	0,00	11,3	0,19	127,4	0,00	31,6	0,00	31,8	0,00	48,4	0,00
Fisher-PP												
Nivel	29,0	0,00	10,7	0,22	61,30	0,00	3,02	0,93	4,38	0,82	5,12	0,74
Primera diferencia	255	0,00	18,4	0,02	301,6	0,00	32,0	0,00	46,8	0,00	50,7	0,00

Fuente: elaboración propia a partir de resultados provistos por EViews 9.

Tabla 6.
Prueba de cointegración de Kao

	Panel 1		Panel 2	
	t-statistic	Prob.	t-statistic	Prob.
ADF	-4,28	0,00	-2,15	0,02
Residual variance	0,44		0,17	
HAC variance	0,50		0,08	

Fuente: elaboración propia a partir de resultados provistos por EViews 9.

Los resultados muestran que las variables institucionales explican en conjunto a la IED, conforme refleja la probabilidad del estadístico F en todos los paneles; adicionalmente los coeficientes R^2 ajustados son del 72 % y el 73 % para el panel 1, y del 48 % y el 56 % para el panel 2. Con respecto a la heteroscedasticidad, fue corregida al utilizar el método de estimación *pooled* GLS (Tabla 7).

Los parámetros estadísticos de detección de correlación serial Durbin-Watson, en todos los casos, están alrededor del valor 2, lo que indica que no hay problemas de correlación serial en los residuos (Tabla 7).

Para probar si los efectos fijos de los sectores económicos pueden o no considerarse iguales, se utilizó la prueba de redundancia de los efectos fijos. El contraste de significatividad de los efectos de grupo, bajo la hipótesis de que los términos constantes son todos iguales, o que el estimador GLS *pooled* coincide con el modelo de efectos fijos, mediante un contraste F (Tabla 8).

Se observa la probabilidad mayor a 1 %, entonces, puede afirmarse que los efectos fijos de los sectores económicos son iguales. De ese modo, corresponde considerar los coeficientes estimados por *pooled* GLS. Sin embargo, para fines de exposición también se presentan las estimaciones con efectos fijos:

1. Las instituciones creadoras de mercado del periodo de implementación del Consenso de Washington (WASHING) resultaron significativas para el panel 1, de sectores transables. Esto significa que las políticas de ajuste estructural, privatizaciones y capitalizaciones, de las empresas extractivas resultaron atractivas y favorables para los capitales extranjeros. Sin embargo, para las economías no transables, las medidas implementadas en el consenso, que tenían el objetivo de dar un marco institucional que privilegiaba el capital privado, no tuvieron un efecto permanente en la inserción de la IED. Tal vez dicho propósito fue truncado por una carestía de políticas redistributivas y equitativas que desembocó en conflictos sociales y la conclusión de las políticas neoliberales.

Tabla 7.
Determinantes de la IED

Variable Dependiente	Panel 1			Panel 2		
	EGLS	Fixed Effects		EGLS	Fixed Effects	
?IED	Coef.	t-Stat.	Coef.	t-Stat.	Coef.	t-Stat.
C	0,21	0,56	0,51	1,37	0,46	1,46
?WASHING	0,07*	2,79	0,06	1,80	0,00	0,24
?EPLURAL	-0,02	-1,11	0,01	0,53	0,00	0,24
?PIB	-0,02	-0,60	0,04	1,01	0,10**	2,35
?INF	0,01*	3,24	0,01	2,70	0,01	0,83
?RRI	0,00	-1,29	0,00	-0,41		
?TRIBUT	-0,07	-0,42	-0,46*	-2,36	-0,2**	-1,92
?SALARI	0,00	-1,26	0,00	-1,60	0,00	-1,51
?RENT	0,14**	2,36	0,12	2,15		
?INVPUB	0,71***	1,62	1,53	3,16	-0,10	-1,48
?IED(-1)	0,76	7,17	0,57	4,44	0,41	5,06
Weighted Statistics						
R-squared	0,75		0,77		0,53	
Adjusted R-squared	0,72		0,73		0,48	
F-statistic	23,14		18,88		11,19	
Prob(F-statistic)	0,00		0,00		0,00	
Durbin-Watson stat	2,22		2,10		2,11	
Unweighted Statistics						
R-squared	0,74		0,76		0,34	
Durbin-Watson stat	1,69		1,60		2,16	
Fixed Effects (Cross)			_AGRIC--C	-0,60		ELECT--C
			_HIDROC--C	0,76		_CONSTR--C
			_MINER--C	-0,12		_TRANSP--C
			_MANUFACT--C	-0,04		_OTROS--C
						-0,54

Nota: * Significativa al 1 %. ** Significativa al 5 %. *** Significativa al 10 %.

Fuente: elaboración propia a partir de resultados provistos por Eviews 9.

Tabla 8.

Contraste de significatividad de efectos de grupo

Panel 1	Panel 2
$F(3, 74) = 3,15379$	$F(3, 76) = 2,737209$
Prob. = 3 %	Prob. = 5 %

Fuente: elaboración propia a partir de resultados provistos por EViews 9.

Por otra parte, la IED no ha sentido efectos por las reformas estructurales del MESCP (coeficientes no significativos). Resalta que el coeficiente EPLURAL para el panel 1 tiene signo negativo, lo que refleja el periodo de incertidumbre del capital foráneo, debido a las políticas de nacionalización, principalmente, de los hidrocarburos. Aunque esas políticas no resultan determinantes para la IED, se rescatan las compensaciones significativas por los paquetes accionarios nacionalizados.

- Las instituciones reguladoras de mercado, medidas por el PIB, que representa el tamaño de los sectores regulados, son altamente significativas para la IED del panel 2. Este aspecto pone en relieve que el tamaño de los mercados nacionales es importante para los inversores. Quedan por escudriñar las causas que dificultan el acceso de la IED a otros sectores de la economía, que no sean primarios. Una respuesta tentativa radica en la existencia de sectores informales, no regulados, que ocasionarían un efecto desplazamiento de la IED, principalmente, en lo que se refiere a comercio y servicios, que son la tendencia de diversificación de la IED hacia el sector terciario en otras economías de la región (Brasil y Colombia).
- En cuanto a las políticas emanadas de las instituciones estabilizadoras de mercado, se verifica que el control de la inflación (INF) ha sido un determinante significativo para la IED del panel 1, pero no así para la IED del panel 2. Esto significa que el control de la inflación por parte de las autoridades monetarias ha sido un factor de atracción de la IED al sector primario exportador.
- Pese a que la variable RRI no es significativa, muestra el deterioro de la posición de los bienes transables nacionales en el comercio internacional, en recientes años. Este es un aspecto que incide negativamente en la atracción de IED en sectores primario exportadores. Los decrementos en los precios de exportación de las *commodities* en años posteriores a 2014 han significado menores retornos para la IED (Figura 4).
- Las instituciones legitimadoras de mercado muestran su efectividad al momento de la aplicación de las políticas.

6. Los parámetros de la variable SALARI tienen signo negativo, pero no resultaron significativos para la IED del sector transable ni para el no transable. Esto sería una evidencia de que, pese al signo negativo de los coeficientes, los salarios no son determinantes para la IED.
7. Los coeficientes estimados para la variable TRIBUT, si bien son negativos para la IED en ambos paneles, no son significativos para el sector de bienes transables. Aun así, estaría afectando a la IED que llega al sector no transable. Este resultado difiere de un estudio similar, el cual resalta el impacto negativo de los impuestos sobre la IED que el autor atribuye al progresivo cambio de las reglas de juego con la denominada *nacionalización* (Aguilar, 2012).
8. La renta de los sectores exportadores (RENT), otra variable legitimadora de mercado, además de tener coeficiente altamente significativo, muestra que los sectores primarios donde se aloja la IED han sido atractivos por su rentabilidad.
9. El coeficiente de la inversión pública es significativo para el panel de bienes transables, pues muestra un efecto complementariedad para la IED. Para el panel de bienes no transables, se presenta un efecto desplazamiento. Sin embargo, el parámetro estimado no es significativo. Al respecto, conviene recordar que las políticas de nacionalización implican modificar la composición accionaria, lo que obliga a una mayor participación del Estado en las empresas ahora públicas, hecho que se refleja en mayor participación complementaria de la inversión pública a la IED.
10. Los parámetros de la variables desfasada IED(-1) son altamente significativos en los paneles y, al ser positivos y menores a la unidad, cumplen con el principio de estabilidad del modelo.

CONCLUSIONES

La identificación de los determinantes de la IED es un elemento analítico esencial para el diseño y la implementación de políticas para el desarrollo económico. El objetivo de esta investigación fue encontrar los determinantes institucionales de la IED que, a nivel de los sectores de la economía boliviana, se utilizaron variables *proxy* siguiendo la clasificación de las instituciones propuesta por Rodrik. La investigación abordó el tema mediante la revisión empírica y el análisis econométrico.

Desde la perspectiva histórica, se examinó el desempeño de la IED en Bolivia y un repaso a su evolución, de modo que lograron extraerse algunos rasgos como (1) el crecimiento exponencial que ha tenido en la década reciente, (2) su localización en el sector extractivo de la economía, (3) la correlación de la IED con los precios de

los *commodities* y (4) la importancia de las reformas institucionales, en torno a los modelos económicos del Consenso de Washington y la Economía Plural.

Sobre los determinantes institucionales que atraen o repelen la IED, se formularon tres interrogantes: uno, sobre la existencia de influencia de estos determinantes sobre la IED; otro, sobre la naturaleza de esa influencia; y uno más sobre la perdurabilidad de tal influjo en el tiempo. A fin de responder los interrogantes, se realizaron modelos econométricos con datos de panel, los cuales permitieron capturar la heterogeneidad de los sectores, tanto de la economía transable (panel 1) como no transable (panel 2).

Las instituciones creadoras de mercado del periodo de implementación del Consenso de Washington (WASHING) resultaron significativas para el panel 1, pero no para el panel 2.

Las instituciones de economía plural (EPLURAL) han sido negativas para la IED, pero no significativas.

Las instituciones reguladoras de mercado, medidas por el tamaño del mercado que debe regularse (PIB) no han sido significativas para el panel 1, pero sí para el panel 2.

El indicador de las instituciones estabilizadoras de mercado, medido por la inflación, ha sido significativo para el panel 1, pero no para el panel 2. Ello demuestra que la estabilidad macroeconómica tiene un papel fundamental para los principales nichos de IED. Sin embargo, la relación real de intercambio no ha sido significativa para la IED.

Las variables legitimadoras de mercado, relacionadas con la política tributaria y salarial, tienden a expulsar IED, pero no son determinantes para el panel 1; aunque sí, para el panel 2. La inversión pública juega un rol complementario a la IED de los sectores del panel 1, pero provoca un efecto expulsión para los sectores del panel 2.

Se verifica que no todas las variables consideradas en la investigación son determinantes de la IED, toda vez que influyen de manera distinta en los dos paneles.

Para determinar la existencia de una relación de largo plazo, se realizó la prueba de cointegración de Kao, entre las variables involucradas en la investigación. A partir de ello, se determinó que existe una relación perdurable en el tiempo en los dos paneles considerados.

RECONOCIMIENTOS

El contenido de este artículo es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión de ninguna otra institución.

REFERENCIAS

1. Aguilar, H. (2012). Inversión extranjera directa en Bolivia. Un enfoque sectorial e institucional. *Búsqueda* 40, 22(40). <https://bit.ly/3hfwvaD>
2. Aoki, M. (2001). *Toward a comparative institutional analysis*. Cambridge, Massachusetts, Londres, England: The MIT Press.
3. Arce, L. (2016). *El modelo económico social comunitario productivo boliviano*. La Paz: Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
4. Catalano, M. (2015). *Términos de intercambio y crecimiento económico, Argentina: 1950-2014* (tesis de pregrado). Universidad Nacional de Córdoba, Ciudad de Córdoba, Argentina. <https://rdu.unc.edu.ar/handle/11086/2163>
5. Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272. [https://www.doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://www.doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
6. Durán, J., & Bajo, D. (2013). Incidencia de las variables institucionales del país de origen de las empresas multinacionales en su performance financiero. *Universia Business Review*, 37, 52-66.
7. Greene, W. (1999). *Análisis econométrico* (tercera edición). Madrid: Prentice Hall Iberia.
8. Greif, A. (2006). *Institutions and the path to the modern economy. Lessons from medieval trade*. Cambridge (MA): Cambridge University Press.
9. Grimes, A. (2006). A smooth ride. Terms of trade, volatility, and GDP growth. *Journal of Asian Economics*, 17, 583-600. <https://www.doi.org/10.1016/j.asieco.2006.06.005>
10. Hernández, J. (2010). Inversión pública y crecimiento económico. Hacia una nueva perspectiva de la función del Gobierno. *Economía: Teoría y Práctica*, 33, 59-95.
11. Hodgson, G. (2003). El enfoque de la economía institucional. *Comercio Exterior*, 53(10), 895-916.
12. Lascurain, M., & Villafuerte, F. (2018). Multinationals and the bargaining dynamic among least developed countries. *Brazilian Journal of International Relations*, 7(1), 8-35.
13. Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24. [https://www.doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://www.doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
14. Leiva, B. (2016). ¿Apropiación privada de renta de recursos naturales? El caso del cobre en Chile. *El Trimestre Económico*, 83(332), 549-572.
15. Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>

16. Mogrovejo, J. (2005). Factores determinantes de la inversión extranjera directa en algunos países de Latinoamérica. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, 5, 51-82.
17. Molina, G. (2019, 20 de agosto). *Inversión extranjera directa de Bolivia al 2018*. <https://bit.ly/2WHfaOg>
18. North, D. (1990). *Institutions, institutional change, and economic performance* [Instituciones, cambio institucional y desempeño económico]. México: Fondo de Cultura Económica.
19. Oriol, J. (2007). Revisión crítica de los aportes del institucionalismo a la teoría y la práctica del desarrollo. *Revista de Economía Institucional*, 9(16), 121-148.
20. Ramírez, A. (2003). Inflación e incertidumbre inflacionaria. Evidencia para Costa Rica. *Economía y Sociedad*, 22-23, 31-50.
21. Rodrik, D., & Subramanian, A. (2003). La primacía de las instituciones (y lo que implica). *Revista Fondo Monetario Internacional, Finanzas & Desarrollo*, 40(2), 31-34.
22. Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2002). *Institutions rule. The primacy of institutions over geography and integration in economic development* (Documento de trabajo w9305). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w9305>
23. Saravia, A. (2010). *Determinantes de la inversión extranjera directa (IED) en Bolivia 1996-2008. El impacto de los RRNN*. La Paz: Banco Central de Bolivia.
24. Suanes, M. (2015). Inversión extranjera directa, crecimiento económico y desigualdad en América Latina. *El Trimestre Económico*, 82(327), 675-706.
25. Sucre, M. (2002). *Determinantes locacionales de la inversión extranjera directa. El caso boliviano (1980-1998)*. Cochabamba: UMSS-Universidad Mayor de San Simón, Facultad de Ciencias Económicas.
26. Vargas, J. (2008). Perspectivas del institucionalismo y neoinstitucionalismo. *Revista de ciencia administrativa de la Universidad Veracruzana*, 12, 47-58. <https://www.uv.mx/iiesca/files/2012/12/perspectivas2008-1.pdf>
27. Villegas, C. (2004). *Privatización de la industria petrolera en Bolivia. Trayectoria y efectos tributarios* (segunda edición). Plural Editores.
28. Williamson, O. (2000). The new institutional economics. Taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, 38(3), 595-613.
29. Wong, H. (2010). Terms of trade and economic growth in Japan and Korea. An empirical analysis. *Empirical Economics*, 38(1), 139-158. <https://doi.org/10.1007/s00181-009-0259-9>
30. Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data* (segunda edición). Londres: The MIT Press.
31. World Bank. (2011). *The changing wealth of nations: Measuring sustainable development in the new millennium. Environment and development*. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2252>

EL MECANISMO DE TRANSMISIÓN DE POLÍTICA MONETARIA EN UNA ECONOMÍA DOLARIZADA. EL CASO DE EL SALVADOR

Luis René Cáceres

Cáceres, L. R. (2021). El mecanismo de transmisión de política monetaria en una economía dolarizada. El caso de El Salvador. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 713-746.

El objetivo de este artículo es determinar las respuestas del índice de actividad económica de El Salvador tanto ante cambios en la oferta monetaria, el crédito y la tasa de interés nacionales, como en cuanto a la oferta monetaria y tasa de interés de los restantes países centroamericanos. El carácter distintivo del trabajo es que la economía salvadoreña fue dolarizada en 2001. Los resultados indican que ninguna variable nacional provoca respuestas significativas en las otras variables nacionales, pero el índice de actividad económica salvadoreña responde significativamente a cambios de las ofertas monetarias y las tasas de interés de otros países centroamericanos.

L. R. Cáceres

Investigador independiente, San Salvador, El Salvador, América Central. Correo electrónico: luis-rene-caceres@gmail.com

Sugerencia de citación: Cáceres, L. R. (2021). El mecanismo de transmisión de política monetaria en una economía dolarizada. El caso de El Salvador. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 713-746. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.84877>

Este artículo fue recibido el 2 de febrero de 2020, ajustado el 2 de julio de 2020, y su publicación aprobada el 16 de agosto de 2020.

Palabras clave: integración financiera; interdependencia económica; sistema financiero; supervisión bancaria.

JEL: F15, F41, F45, F42.

Cáceres, L. R. (2021). The monetary policy transmission mechanism in a dollarized economy. The case of El Salvador. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 713-746.

The aim of this paper is to determine the responses of the economic activity index of El Salvador to changes in the money supply, credit and the national interest rate, and the money supply and interest rate of the other Central American countries. The distinctive character of the work is that the Salvadoran economy was dollarized in 2001. The results indicate that no national variable elicits significant responses from the other national variables, but the Salvadoran economic activity index responds significantly to changes in the money supply and interest rates from other Central American countries.

Keywords: Banking supervision; economic interdependence; financial integration; financial system.

JEL: F15, F41, F45, F42.

Cáceres, L. R. (2021). O mecanismo de transmissão da política monetária em uma economia dolarizada. O caso de El Salvador. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 713-746.

O objetivo deste artigo é determinar as respostas do índice de atividade econômica de El Salvador tanto a variações na oferta de moeda nacional, crédito e taxa de juros, quanto na oferta de moeda e taxa de juros dos demais países centro-americanos. O caráter distintivo do trabalho é que a economia salvadorenha foi dolarizada em 2001. Os resultados indicam que nenhuma variável nacional provoca respostas significativas nas demais variáveis nacionais, mas o índice de atividade econômica salvadorenha responde significativamente a mudanças nas ofertas de moeda e nas taxas de juros de outros países da América Central.

Palavras-chave: integração financeira; interdependência econômica; Sistema financeiro; supervisão bancária.

JEL: F15, F41, F45, F42.

INTRODUCCIÓN

Continúa prestándose considerable atención al estudio de la transmisión de la política monetaria, tanto en los países desarrollados como en aquellos en vías de desarrollo. Este interés radica en la importancia de conocer las respuestas de diferentes variables, por ejemplo, el índice de actividad económica y la oferta monetaria, a cambios en los instrumentos de la política monetaria, usualmente la tasa de interés.

Este artículo busca dar respuesta al interrogante por la existencia de un mecanismo de transmisión de política monetaria en El Salvador; cuyo carácter distintivo es que su economía fue dolarizada en 2001, cuando adoptó el dólar estadounidense como moneda de curso legal. Esta medida pudo haber vedado la posibilidad de que pudiera llevarse a cabo una política monetaria en el país. Sin embargo, dado que las variables del modelo de transmisión continúan interactuando, aun en ausencia de acciones deliberadas de las autoridades monetarias, es posible que exista un mecanismo *de facto*.

El modelo desarrollado en este trabajo es simple, pero permite apreciar el papel de la tasa de interés, el dinero y el crédito, en la determinación de la actividad económica salvadoreña; asimismo, permite apreciar el papel que juegan variables monetarias de los restantes países centroamericanos sobre la trayectoria de determinadas variables de El Salvador.

La siguiente sección presenta una reseña de trabajos seleccionados sobre el mecanismo de transmisión. Después, se discuten las repercusiones de la crisis global sobre la economía salvadoreña, para dar paso a la presentación de los resultados obtenidos de la estimación de modelos de vectores autorregresivos, así como las respuestas de diversas variables a choques generados por otras variables seleccionadas en el modelo. Posteriormente, a partir de una discusión sobre la integración financiera en la subregión y sobre la estabilización del sector externo, el trabajo termina con la sección de conclusiones.

RESEÑA DE LITERATURA SELECCIONADA

El uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR) para estudiar la transmisión de la política monetaria se basa en el trabajo seminal de Simms (1980); y el marco tradicional de transmisión de política monetaria es ejemplificado por el modelo de Bernanke y Blinder (1992), en el cual el aumento de la tasa de interés conduce a la reducción de la inversión y del consumo, lo que redundaría en la caída de la demanda agregada.

Desde la perspectiva del modelo basado en la oferta de crédito, sobresalen dos vertientes. La primera fue desarrollada por Bernanke y Blinder (1988), quienes mostraron que una política monetaria restrictiva disminuye los recursos de los bancos, los que, en consecuencia, reducen sus préstamos. Este enfoque se conoce

como el canal de la transmisión de préstamos bancarios. La otra vertiente, desarrollada por Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996), enfatiza en el canal del balance de los prestatarios, en el cual la política monetaria expansiva conduce al aumento de los activos de las personas y a la reducción del valor real de sus pasivos y, en consecuencia, los individuos aumentan sus compras de bienes y servicios, lo que da lugar a un aumento de la demanda agregada. Asimismo, la mejoría de la situación financiera de empresas e individuos les permite incrementar su acceso al crédito bancario.

La estimación de modelos VAR a partir de diversos enfoques para analizar la transmisión de política monetaria en los países desarrollados ha dado lugar a una vasta literatura, cuyas principales lecciones se reseñan en Christiano, Eichenbaum y Evans (1998), para el caso de Estados Unidos; y por Peersman (2004) y Weber, Gerke y Worms (2008), para los países de la Unión Europea.

Entre los trabajos recientes se destaca el análisis del mecanismo de transmisión en los países asiáticos, realizado por Ananchotikul y Seneviratne (2015), quienes reportaron que la intensidad del canal de transmisión depende de las características de los sistemas bancarios de cada país, sea en términos de la posición de liquidez o capitalización o bien en términos de la propiedad pública y privada. Estos autores señalan que las convulsiones financieras globales y la penetración de la banca extranjera debilitaban, particularmente, el mecanismo de transmisión.

También se destaca el creciente papel de la banca internacional en el ámbito global, fenómeno que ha dado lugar a una creciente literatura sobre la transmisión mediante el canal de préstamos de la banca internacional (Buch *et al.*, 2018; Grab y Zochowski, 2017). Otros enfoques también han recibido atención, entre los que sobresale el de la transmisión por el canal de los depósitos bancarios (Drechsler, Savov y Schnabl, 2017) y el de capital de trabajo (Dao y Liu, 2017).

Las aplicaciones en países en vías de desarrollo son también numerosas. Mishra y Montiel (2012) han presentado una reseña de estudios llevados a cabo en estos países en diferentes regiones; según esta reseña son pocos los estudios para los países de América Latina y el Caribe.

En el caso de México, Copelman y Werner (1995) desarrollaron una variante del modelo IS-LM que estimaron por medio de un vector autorregresivo (VAR), para investigar el papel del crédito en la economía mexicana, utilizando las variables crédito, tasa de interés, índice de la actividad industrial, tipo de cambio real y la tasa de depreciación del tipo de cambio. Los resultados indicaron que el crédito generaba impactos de mayor dimensión sobre el índice de actividad económica, en comparación con las otras variables. Encontraron también que la tasa de depreciación de la moneda tenía efectos negativos sobre la producción industrial y que el crecimiento del crédito respondía a aumentos de la producción industrial.

En relación con las otras dos economías dolarizadas de América Latina, Ecuador y Panamá, no se encontraron estudios sobre la aplicación del modelo de transmisión en estos países, pero puede hacerse referencia a estudios que expresan dudas sobre las bondades de su dolarización, tales como los que se exponen enseguida.

Bradbury y Vernengo (2008) expresaron preocupación sobre el devenir de la dolarización en Ecuador, señalando que su naturaleza era propia de un *anthropo model*, ya que descansaba en la exportación de personas y de la obtención de remesas, las cuales podrían terminar produciendo

significant problems with the new development theory in Ecuador, which suggests that dollarization is ultimately untenable and will, as much as the convertibility Plan in Argentina, collapse in due time. The most obvious is the fact that the immigration process depends on the willingness of foreign countries, in particular, Spain, and the United States, towards illegal immigrants accept a persistent flow of people into their economies. This seems to be increasingly unacceptable. (p. 12)

Después de veinte años de dolarización en Ecuador, analistas han identificado problemas similares a los de El Salvador: (1) giros hacia la desindustrialización, (2) incremento de las importaciones de bienes de consumo y (3) imposibilidad de devaluar ante altos déficit en la balanza de pagos¹. No obstante, la economía ecuatoriana tiene un alto grado de diversificación, comparada con la salvadoreña; además cuenta con petróleo, cuyas exportaciones tuvieron altos valores en lo corrido de este siglo. A ello se suma que las remesas como porcentaje del PIB han caído persistentemente: de 7,21 % en 2000, a 2,6 % en 2016.

Sobresale la alta tasa de ahorro nacional de Ecuador en los últimos años (cerca de 30 %) y la consecuente alta tasa de inversión, que condujeron a altas tasas de crecimiento económico. Estas características podrían mostrar que es posible contrarrestar las implicaciones adversas de la dolarización, cuando prevalece un entorno externo favorable.

También ha habido dudas sobre las bondades de la dolarización en Panamá. Edwards (2001) señala lo siguiente:

During the last quarter of a century, Panama has been the most assiduous user of IMF programs in the Western hemisphere. The main factor behind this proliferation of IMF programs has been Panama's inability, until very recently, to control its public finances [...]. It should be noted that, in spite of dollarization and of massive presence of international banks, Panama has been recently subject, as many other countries in Latin America, to massive banking crisis [...]. Panama restructured its foreign debt. This was the case in 1983, 1985 and more recently in 1996 [...]. Contrary to what dollarization

¹ Ver "Los pros y los contras de la dolarización en Ecuador" (Hernández, 2020).

supporters claim, however, Panama's cost of capital in international markets have not been the lowest in Latin America. In fact, the spread over Panamanian bonds has been systematically higher than that over Chile's sovereign bonds of similar maturity. The comparison between Chile and Panama underscores the important point —not always acknowledged— that dollarization does not reduce country risk. (pp. 6,13)

Cabe que señalar que Panamá mostró las más altas tasas de crecimiento económico de América Latina en lo que va de este siglo, donde sobresale su tasa de inversión (alrededor de 35 %), de manera que las consecuencias adversas de la dolarización señaladas no se han hecho sentir. En estos resultados deben haber influido la existencia de un centro financiero internacional, una zona franca de gran dimensión y el canal transoceánico. Además, la red de protección social de Panamá es de alta cobertura y calidad, lo que, sin lugar a duda, ha contribuido a lograr resultados macroeconómicos positivos.

Es menester señalar que la economía salvadoreña no cuenta con los atributos de las otras dos economías dolarizadas, especialmente por su bajo nivel de producción y alta dependencia en las remesas, que pasaron de 14 % del PIB en 2000 a 20,8 % en 2018.

Algunas características de sistema bancario salvadoreño, tomadas de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA, 2018), son las siguientes: los cinco bancos más grandes representan el 70,3 % de los activos totales, porcentaje inferior a los de los otros países excepto Panamá (54,7 %), la razón de activos totales a PIB es 70,9 %, inferior a los de Costa Rica (78,8 %) y Panamá (87,6 %). La adecuación de capital fue la más alta de la subregión (16,0 %), mientras que la rentabilidad del capital fue 11 %, solo superior a la de Costa Rica.

LOS DATOS Y SUS CARACTERÍSTICAS

Este trabajo usa datos mensuales del periodo enero 2005 a octubre 2019, tomados de la base de datos del SECMCA. Para los efectos del presente trabajo *Esimae* significa el índice mensual de actividad económica, *Esm2* representa la oferta monetaria ampliamente definida, *Es crédito* es el crédito al sector privado, *Estasaactiva* es la tasa activa de préstamos en moneda extranjera. El prefijo *Es* significa que se trata de variables de El Salvador, mientras que *Gua* significa variables de Guatemala, *Hon* de Honduras, *Ni* de Nicaragua y *CR* de Costa Rica.

Los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller ampliadas (ADF, por sus siglas en inglés) para determinar la existencia de raíces unitarias indicaron que todas las variables eran integradas de orden uno, al nivel de 1 %, excepto la variable *Guam2*, que lo era al nivel de 10 %².

² Los resultados de las pruebas ADF se pueden obtener del autor.

LA CRISIS GLOBAL Y EL CRÉDITO EN EL SALVADOR

Se debe enfatizar en que el sistema bancario salvadoreño está compuesto principalmente de subsidiarias de bancos extranjeros, con solo un banco privado nacional y dos bancos estatales, ambos de baja participación en el mercado nacional, y un banco de desarrollo que no capta depósitos. Esta situación hace a la economía del país susceptible al comportamiento de la banca internacional.

Cetorelli y Goldberg (2011) y Reinhardt y Riddiough (2015) han mostrado que los bancos internacionales de Estados Unidos recurren a repatriar recursos de sus subsidiarias en el exterior cuando enfrentan políticas monetarias restrictivas en ese país³. Asimismo, Cetorelli y Goldberg (2012), con base en un análisis de noventa y cuatro países, incluyendo treinta de América Latina y el Caribe, han presentado evidencia de que, cuando los bancos internacionales experimentan deterioro de sus ratios financieras, ponen en vigor la política de retirar recursos de sus subsidiarias en el extranjero. Cetorelli y Goldberg (2011) han demostrado que en el periodo diciembre 2007 a marzo 2009 los bancos subsidiarios de los bancos internacionales de Estados Unidos se volvieron prestamistas netos a sus bancos sede, especialmente aquellos que sustentaban su crédito en depósitos. Estos autores recomendaron el diseño de reglamentos de vigilancia sobre esta práctica.

En el caso de El Salvador, la Tabla 1 muestra datos tomados del Bank of International Settlements (BIS), sobre los pasivos de los bancos salvadoreños con bancos internacionales, incluyendo pasivos de las agencias o subsidiarias de los bancos extranjeros con sus casas matrices. Se observa que, al final del segundo trimestre de 2007, estos pasivos alcanzaron la suma de 7732 millones de dólares, de los cuales 7502 millones, que se muestran en paréntesis, representaban pasivos de las agencias que operan en El Salvador con sus sedes. Al terminar el tercer trimestre de 2010, los pasivos totales habían decrecido a 7303 millones, de los cuales 6177 millones eran pasivos de las agencias.

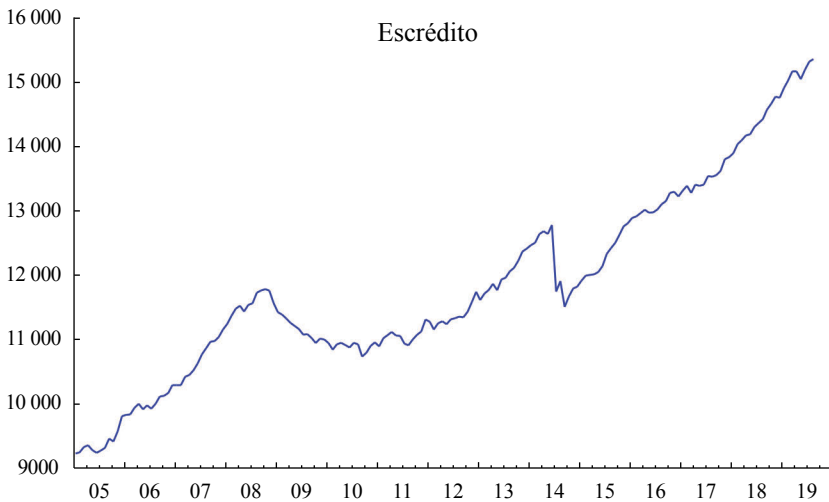
Lo anterior indica que los bancos internacionales habían retirado 1325 millones de sus subsidiarias en El Salvador. Al terminar el cuarto trimestre de 2014, los montos respectivos eran 6902 y 5469 millones, lo que indica que 2033 millones habían sido repatriados por los bancos extranjeros. Al finalizar el cuarto trimestre de 2016, los pasivos totales eran 5712, de los cuales 4322 millones correspondían a pasivos de las agencias.

De las cifras anteriores se desprende que, entre el tercer trimestre de 2007 y el cuarto trimestre de 2016, las agencias de bancos extranjeros que operan en El Salvador habían remitido a sus casas matrices un total de 3180 millones de USD.

³ Reinhardt y Riddiough (2015) concluyeron que los bancos globales usan sus filiales en el extranjero como fuente de fondos para contrarrestar los efectos de la política monetaria en sus países de origen (p. 773).

Figura 1.

Crédito bancario al sector privado (millones de USD)



Fuente: elaboración propia.

Esta salida de recursos continuó incluso después de lo peor de la crisis global y repercutió en la reducción del crédito (Figura 1⁴), lo cual puede asociarse con la persistente contracción económica, debido a la relación entre el crédito y el Esimae (Figura 2).

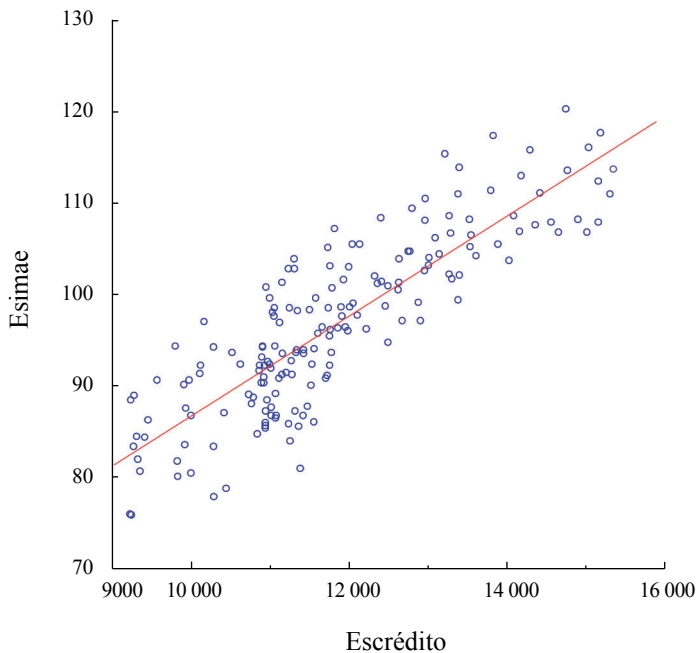
En la Tabla 1, se observa que los otros países centroamericanos no experimentaron la expatriación de recursos con la intensidad que en El Salvador. Esto puede explicarse por la extensa presencia en esos países de bancos privados nacionales y por la baja penetración de bancos internacionales. Datos tomados de Claessens y van Horem (2015) muestran que El Salvador tiene el más alto porcentaje de bancos extranjeros en América Latina (Tabla 2). Por su parte, Gianonne, Lenza y Reichlin (2008) han reportado que los países con alta participación de bancos extranjeros sufrieron las contracciones económicas más pronunciadas en el periodo 2008-2009. En ello también influye el que, siendo una economía dolarizada, y ante una cuenta de capital totalmente abierta, El Salvador se ha vuelto una fuente de dólares baratos.

Conviene señalar que, según datos de la Cepal (2016), El Salvador fue el único país de América Latina donde la tasa activa de préstamos se elevó en 2009, en lo peor

⁴ En todas las figuras la abscisa muestra los años correspondientes a las series cronológicas, entendiéndose que el número 05 representa 2005, y así sucesivamente.

Figura 2.

Crédito e índice de actividad económica en El Salvador (millones de USD)

**Tabla 1.**

Pasivos de agencias de bancos extranjeros con sus sedes (en USD)*

País	2 trimestre	3 trimestre	4 trimestre	4 trimestre
	2007	2010	2014	2016
El Salvador	7732 (7502)	7303 (6177)	6902 (5469)	5712 (4322)
Guatemala	5518 (4142)	4966 (3065)	5757 (4304)	6224 (4,099)
Honduras	2387 (2191)	4966 (3065)	2331 (1982)	2367 (2087)
Nicaragua	695 (513)	557 (382)	932 (676)	882 (569)
Costa Rica	8031 (6393)	9264 (6819)	11586 (7746)	12569 (8240)

* Estos datos incluyen solo los bancos de Estados Unidos, Canadá, Japón y países europeos. Los bancos de América Latina, el Caribe y la mayoría de los países de Asia no reportan al BIS.

Fuente: elaboración propia.

de la crisis global. Este fenómeno es contradictorio con el objetivo de procurar amortiguar los embates de la crisis y denota un papel tributario de la banca local ante las sedes de los bancos internacionales. Los datos de la Cepal (2016) muestran también que este país centroamericano tuvo la más baja tasa de crecimiento anual de la oferta monetaria de todos los países latinoamericanos en el periodo 2008-2016, incluso fue negativa en 2011.

Tabla 2.

Participación de bancos extranjeros en el total de bancos, por país (en porcentaje)

País	2005	2010	2013
Argentina	32	33	32
Barbados	100	100	100
Bolivia	45	30	30
Brasil	34	38	40
Chile	39	43	41
Colombia	23	35	42
Costa Rica	23	22	21
República Dominicana	9	5	8
Ecuador	15	25	22
El Salvador	64	90	91
Guatemala	23	47	53
Honduras	38	53	53
Jamaica	71	53	75
México	43	39	37
Nicaragua	40	60	60
Panamá	61	68	69
Paraguay	62	58	64
Perú	54	67	69
Trinidad y Tobago	56	67	75
Uruguay	77	79	78
Venezuela	26	21	27

Fuente: elaboración propia.

Ibarra (2016) reveló que, en México, el diferencial entre las tasas activa y pasiva era un indicador de la oferta de crédito, de manera que el aumento de este diferencial denota una situación de reducción de la oferta de crédito, lo que, a su vez, amplifica el impacto negativo del aumento de la tasa de interés sobre la economía real.

En El Salvador el diferencial (*spread*) entre las tasas activa y pasiva aumentó considerablemente en los años de la crisis. Ello evidencia una oferta racionada de crédito (Figura 3).

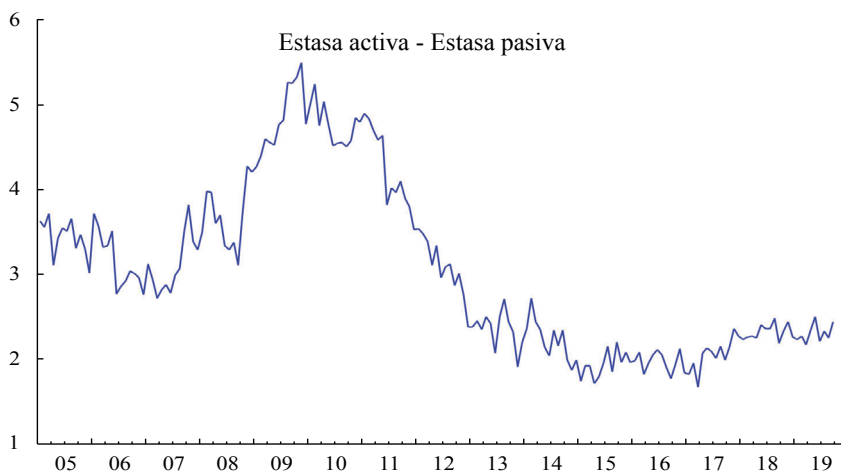
Por su parte, den Haan y Spear (1998) han presentado evidencia de que la volatilidad de la tasa de interés y el *spread* reflejan situaciones de “fricción” en el sistema bancario, asociadas con el racionamiento de recursos. La Figura 4 muestra que la tasa de reportos de El Salvador experimentó alta variabilidad después de 2008, hecho que revela una situación de racionamiento de recursos.

Por tanto, las caídas del crédito observadas en 2008-2010 y 2014-2015 pueden atribuirse a que el crédito se había vuelto racionado, hecho que se asocia con los aumentos del *spread*. De hecho, en la Figura 5 se observa que el crédito al sector privado caía a medida que el *spread* aumentaba.

Aquí, conviene recalcar que el aumento del *spread* está asociado con la caída del índice mensual de actividad económica (Figura 6).

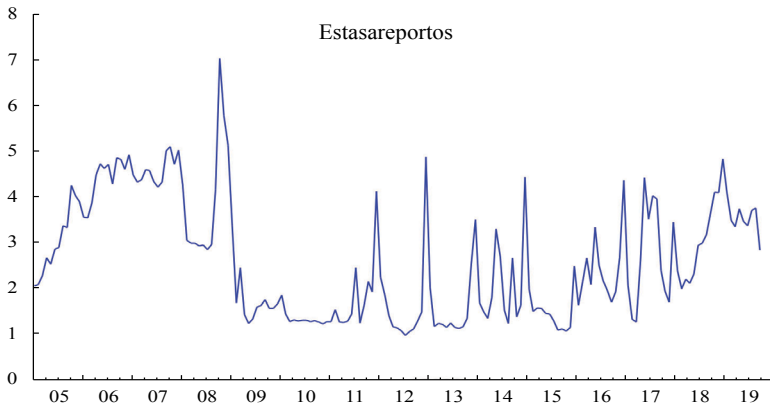
Figura 3.

“Spread” entre tasas activa y pasiva mensuales en El Salvador



Fuente: elaboración propia.

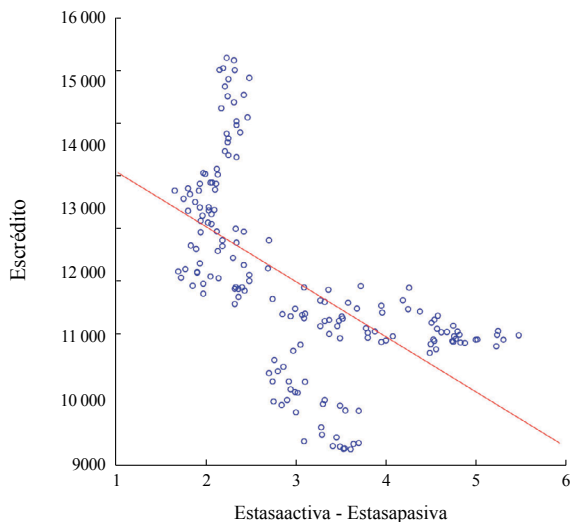
Figura 4.
Tasa mensual de reportos, en porcentaje



Fuente: elaboración propia.

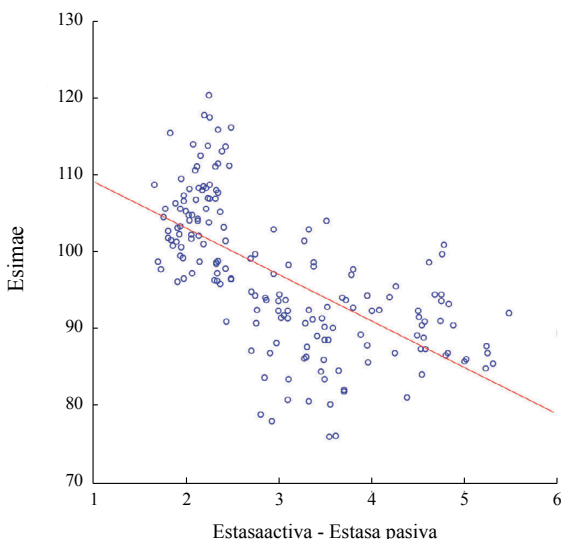
Por tanto, las repercusiones de la crisis global no se limitaron a la salida de recursos, sino que también generaron un fenómeno asociado: el crédito se volvió racionado. Ello dio lugar a la caída de la actividad económica. En El Salvador, los impactos de la crisis en términos de estancamiento económico fueron

Figura 5.
Spread y crédito al sector privado, 2005-2019



Fuente: elaboración propia.

Figura 6.
Spread e índice mensual de actividad económica



Fuente: elaboración propia.

persistentes, y no fue sino hasta 2016 cuando se logró un crecimiento anual de 2,6%; mientras que en los restantes países centroamericanos la superación de la crisis ocurrió más temprano.

EL MODELO ESTIMADO

El VAR estimado aquí sigue el modelo tradicional de transmisión de política monetaria, pues enfatiza en la determinación de la respuesta del índice mensual de actividad económica (Esimae) a aumentos de las otras variables.

Hay que señalar que los VAR incluyen variables monetarias de los otros países centroamericanos para tomar en cuenta la fuerte interdependencia económica existente entre El Salvador y estos. De hecho, las exportaciones salvadoreñas al resto de Centroamérica constituyeron 48 % de sus exportaciones totales en 2017.

Por tanto, en el VAR la variable más exógena es la oferta monetaria de Guatemala (Guam2), seguida del crédito al sector privado (Escrédito), que también se considera exógena, dado que su oferta estaría influenciada por las políticas de las casas sedes de los bancos. A continuación, se incorpora en el VAR la oferta monetaria de El Salvador (Esm2), seguida de la tasa activa de préstamos bancarios (Estasaactiva). La variable más endógena en el índice mensual de actividad económica es el Esimae. Así, el VAR es el siguiente: (Guam2, Esm2, Escrédito, Estasaactiva, Esimae).

El examen de los valores del índice de información de Akaike mostró que los valores más bajos se obtienen cuando se usan rezagos de cuatro meses, pero su valor es muy cercano al que resulta cuando se usan dos rezagos; además, con miras a estimar un modelo parsimonioso se optó por usar dos rezagos en todas las estimaciones.

Todas las variables del VAR entran como los logaritmos de los niveles, a pesar de que son integradas de orden uno. La estimación en niveles da lugar a la pérdida de eficiencia, pero no de consistencia. Una reseña de modelos VAR para analizar el mecanismo de transmisión monetaria encontró que, como regla, usaban variables en niveles (Ibarra, 2016).

Como variables exógenas se incluyeron la tasa mensual de fondos federales de Estados Unidos, así como una variable cualitativa que tomó el valor de cero en el periodo anterior a 2008 y de unidad en el periodo posterior, para representar los años de la crisis global.

RESULTADOS

La ecuación estimada del VAR original se muestra en la Tabla 3.

A continuación, se muestran las respuestas acumuladas de las distintas variables ante choques de una desviación estándar a las otras variables del VAR. La respuesta acumulada es la línea sólida que se encuentra en medio de las líneas quebradas que representan los intervalos de confianza de 95 %. La respuesta es significativa cuando las tres líneas se encuentran en un mismo cuadrante.

En la Figura 7, se observa que la respuesta del dinero de Guatemala ante el aumento de Crédito es positiva, pero insignificante. La variable *Guam2* también presentó respuestas insignificantes en los otros VAR estimados, por lo que en esta sección ya no se hará referencia a esta variable.

La respuesta del dinero ante el aumento del crédito es positiva y no significativa en todo el periodo, lo que denota que la creación del dinero no reside en el crédito.

Por su parte, la tasa activa de préstamos aumenta en todo el periodo y es significativa después de doce meses. Ello indica que, en ese periodo, la oferta de crédito fue independiente de su costo, ya que a mayor liquidez corresponde mayor tasa de interés. Esto difiere del resultado reportado por Choi *et al.* (2017) en el sentido de que el aumento de la liquidez en los países desarrollados conducía a reducción de las tasas de interés de las economías emergentes.

La respuesta del índice de actividad económica es positiva y no significativa ante el aumento del crédito. Esto pondría en evidencia la desarticulación entre la actividad económica y la oferta de crédito al sector privado.

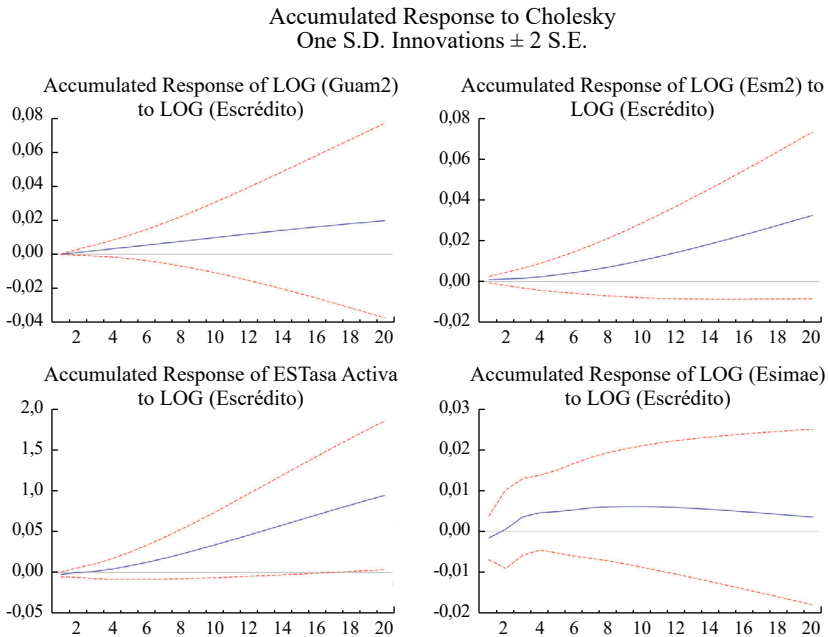
Tabla 3.
Estimación del modelo VAR

	log(guam2)	log(escrédito)	log(esm2)	estasaactiva	log(esimae)
log(guam2(-1))	0,716761	-0,001649	-0,108970	3,047357	-0,597643
	[7,63794]	[-0,02058]	[-1,23946]	[1,78894]	[-1,61595]
log(guam2(-2))	0,285941	0,029973	0,121625	-3,236463	0,783239
	[3,12345]	[0,38338]	[1,41810]	[-1,94760]	[2,17088]
log(escrédito(-1))	0,148276	0,754300	-0,040394	4,356580	0,421240
	[1,56382]	[9,31548]	[-0,45473]	[2,53123]	[1,12727]
log(escredito(-2))	-0,145243	0,123036	0,019741	-2,420941	-0,231333
	[-1,55797]	[1,54540]	[0,22603]	[-1,43060]	[-0,62963]
log(esm2(-1))	0,093062	0,013619	0,857227	1,072435	-0,665921
	[1,14786]	[0,19670]	[11,2859]	[0,72871]	[-2,08412]
log(esm2(-2))	-0,121938	0,051773	0,091958	-2,104574	0,641172
	[-1,50188]	[0,74669]	[1,20895]	[-1,42800]	[2,00379]
estasaactiva(-1)	0,007290	0,000764	0,001428	0,699180	0,025573
	[1,85316]	[0,22731]	[0,38760]	[9,79139]	[1,64946]
estasaactiva(-2)	-0,006794	-0,002154	0,001569	0,285061	-0,036812
	[-1,71930]	[-0,63847]	[0,42384]	[3,97422]	[-2,36382]
log(esimae(-1))	0,061532	-0,003382	0,036672	-0,766969	0,247330
	[2,69446]	[-0,17341]	[1,71408]	[-1,85022]	[2,74811]
log(esimae(-2))	-0,048025	-0,020018	0,053216	1,377217	-0,290125
	[-2,57803]	[-1,25828]	[3,04922]	[4,07279]	[-3,95174]
c	0,150255	0,337852	0,085226	-8,726211	1,123905
	[0,92936]	[2,44697]	[0,56267]	[-2,97339]	[1,76388]
federalfundrate	0,000182	0,001373	0,002353	-0,068954	0,006374
	[0,17264]	[1,52462]	[2,38188]	[-3,60315]	[1,53419]
cualicrisis	0,002050	-0,012153	0,002848	-0,332949	-0,013843
	[0,29973]	[-2,08087]	[0,44444]	[-2,68206]	[-0,51363]
R ²	0,999234	0,994452	0,996199	0,966518	0,808756
R ² ajustado	0,999177	0,994038	0,995916	0,964022	0,794502
F-statistic	17 495,31	2404,785	3516,438	387,2942	56,73822

Fuente: elaboración propia.

Figura 7.

Respuestas ante choque al crédito



Fuente: elaboración propia.

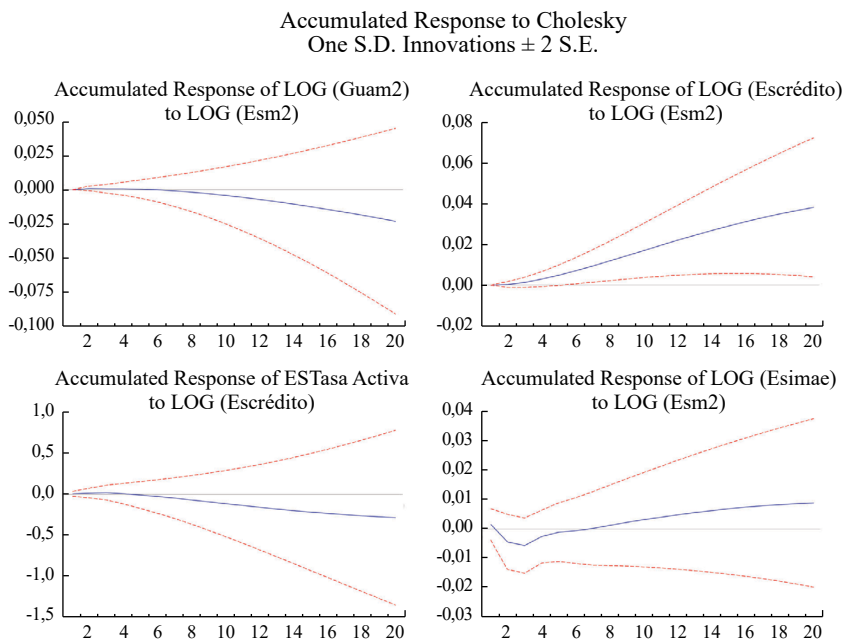
En la Figura 8, el crédito muestra una respuesta positiva y significativa en todo el periodo, ante el aumento de la oferta monetaria Esm2. La tasa de préstamos bancarios apenas responde al aumento del dinero y no es significativa. Esto evidencia que la tasa activa de préstamos está desvinculada de la oferta de dinero, lo que contradice los resultados encontrados en los estudios del modelo de transmisión.

De particular importancia es el resultado de que el EsImae no responde de manera significativa ante el aumento del dinero, lo que implica que no es posible llevar a cabo un ejercicio de programación monetaria en los términos tradicionales. El punto que debe recalarse es que el dinero tiene un papel nulo para estimular al sector real.

En la Figura 9, el crédito al sector privado cae ante el incremento de la tasa activa bancaria, pero su respuesta no es significativa. Esto denota el carácter exógeno del crédito ante las variables monetarias, de modo que refleja su oferta racionada.

La respuesta del dinero ampliamente definido (Esm2) es significativa en todo el periodo. Es decir, el aumento del costo del dinero da lugar a una mayor movilización de la liquidez nacional, lo que es congruente con el modelo tradicional de

Figura 8.
 Respuestas ante aumento de la oferta monetaria



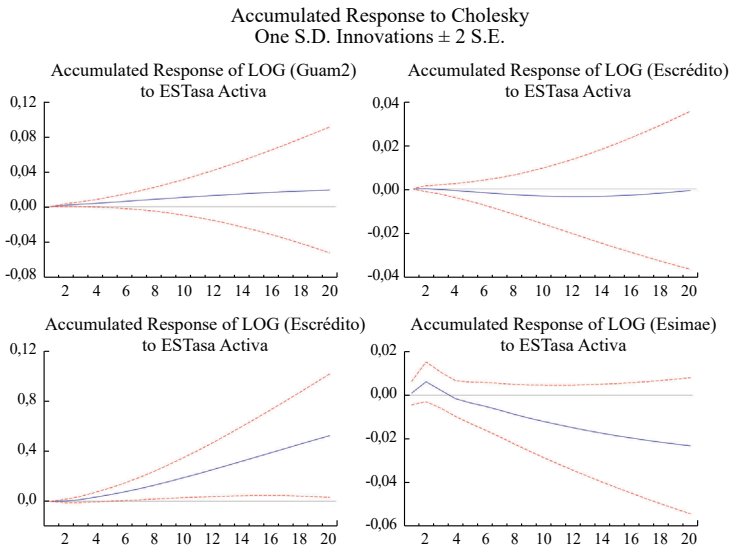
Fuente: elaboración propia.

transmisión de política monetaria, y podría explicarse por la mayor movilización de depósitos ante el aumento de la tasa de interés pasiva. Al respecto, cabe señalar que la tasa de préstamos no obedece al comportamiento del dinero, como se observó en la Figura 8.

El índice de actividad económica (Esimae) cae ante el aumento de la tasa de interés, pero su respuesta no es significativa, lo que es contrario al modelo de transmisión de política monetaria.

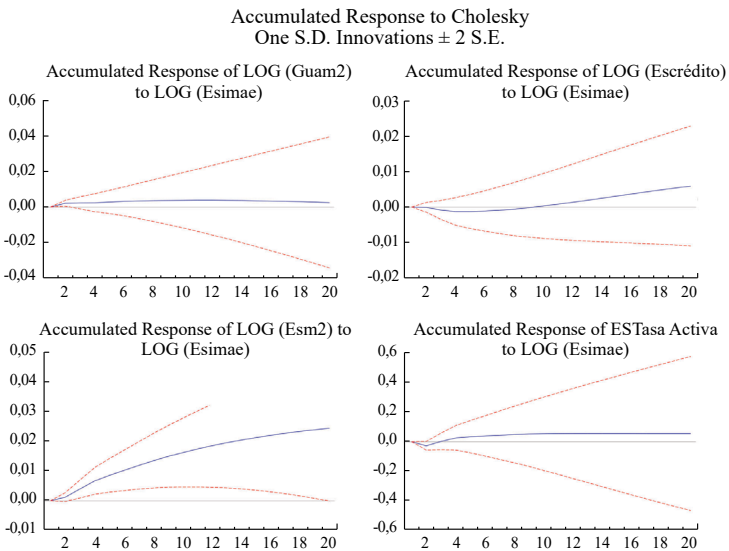
La Figura 10 muestra las respuestas ante el aumento del índice de actividad económica. De particular importancia es que la respuesta del crédito no es significativa en todo el periodo ante el aumento del Esimae; es decir, la oferta de crédito no responde a las necesidades de la actividad económica, o sea, que no existe una relación entre la demanda de crédito por parte de los agentes productivos y de los hogares, y la oferta actual de crédito. Sin embargo, hay que recalcar que el dinero muestra una respuesta positiva y significativa, que pone en evidencia la existencia de una demanda de dinero para transacciones. Por su parte, la respuesta de la tasa de préstamos bancarios es positiva en todo el periodo, pero no es significativa.

Figura 9.
Respuestas ante choque a tasa de préstamos bancario



Fuente: elaboración propia.

Figura 10.
Respuestas ante choque al Esimae



Fuente: elaboración propia.

De los resultados anteriores debe destacarse que ninguna variable doméstica tiene incidencia en el *Esimae*. Es decir, la dolarización desarticuló el vínculo entre el mercado bancario nacional y el sector real y, en su lugar, entró en vigor un sistema sujeto a una eventual oferta racionada del crédito, ajeno a las necesidades de la producción nacional y de los hogares.

Respuestas ante choques experimentados por variables de otros países centroamericanos

Varios estudios han situado el modelo de transmisión de política monetaria en un contexto regional, analizando los efectos entre países, resultantes de cambios en las variables monetarias de uno de ellos. Ikhide y Uangula (2010) encontraron que el cambio de la tasa de reportos de Sudáfrica ejercía impactos significativos sobre el nivel de precios, el crédito y la oferta monetaria de Lesoto, Namibia y Suazilandia. Asimismo, Wang, Masha, Shirono y Harris (2007) encontraron que los precios de bienes de estos tres países se ajustaban casi de inmediato a los precios de Sudáfrica, lo que denota mercados de bienes sumamente integrados. Estos investigadores reportaron también que la volatilidad del tipo de cambio de Sudáfrica se trasmitía a los otros tres países.

En este estudio, son especialmente importantes las respuestas de las variables del VAR ante el aumento de una desviación estándar de la oferta monetaria de Guatemala, que se muestra en la Figura 11.

El crédito tiene una respuesta inicial positiva y significativa, que se vuelve no significativa después de los primeros cuatro meses. El dinero de El Salvador aumenta de manera significativa en todo el periodo ante el aumento del dinero de Guatemala, lo que denota una relación de complementariedad entre el dinero de ambos países.

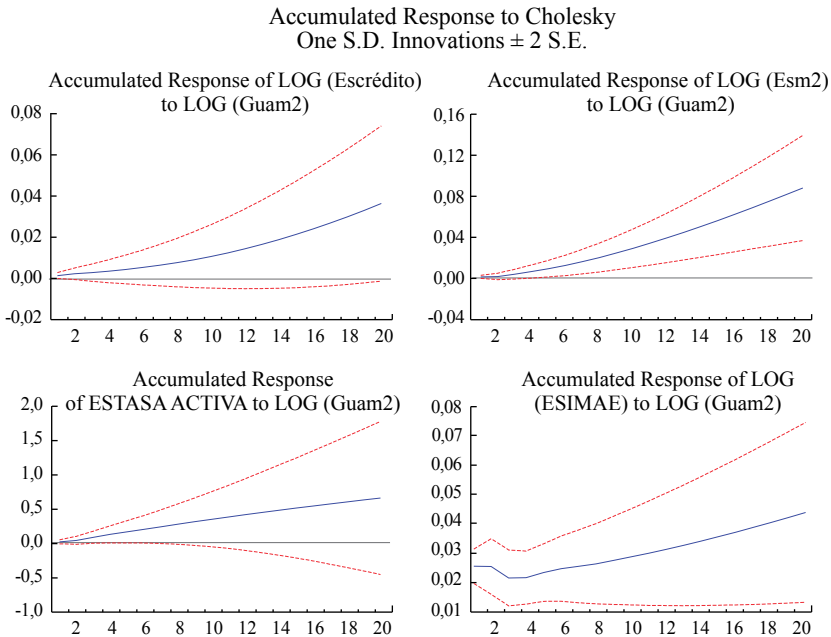
La tasa activa de préstamos muestra una respuesta positiva y significativa en los primeros ocho meses, lo que difiere de su respuesta no significativa ante el aumento de *Esm2* (Figura 8).

Debe recalcar el resultado que se observa en la Figura 11, según el cual el índice de actividad económica de El Salvador responde de manera positiva y significativa ante el aumento del dinero de Guatemala. Esto contrasta con el resultado mostrado en la Figura 8 en la cual $\log(\text{Esimae})$ no tenía respuesta significativa en relación con el aumento del dinero de El Salvador. Es decir, el mecanismo de transmisión que opera en El Salvador es de naturaleza transnacional.

Se destaca que las respuestas del *Esimae* ante choques a las ofertas monetarias de Honduras y Nicaragua también son positivas y significativas. Sin embargo, la respuesta al aumento de *Crm2* no es significativa, lo que puede relacionarse

Figura 11.

Respuestas al aumento del logaritmo de la oferta monetaria de Guatemala



Fuente: elaboración propia.

con la mayor distancia de Costa Rica a El Salvador⁵. Estas respuestas (Figura 12) se obtuvieron estimando el mismo VAR de los resultados anteriores, pero incluyendo, en cada uno, las variables Honm2, Nim2, y Crm2, en lugar de Guam2.

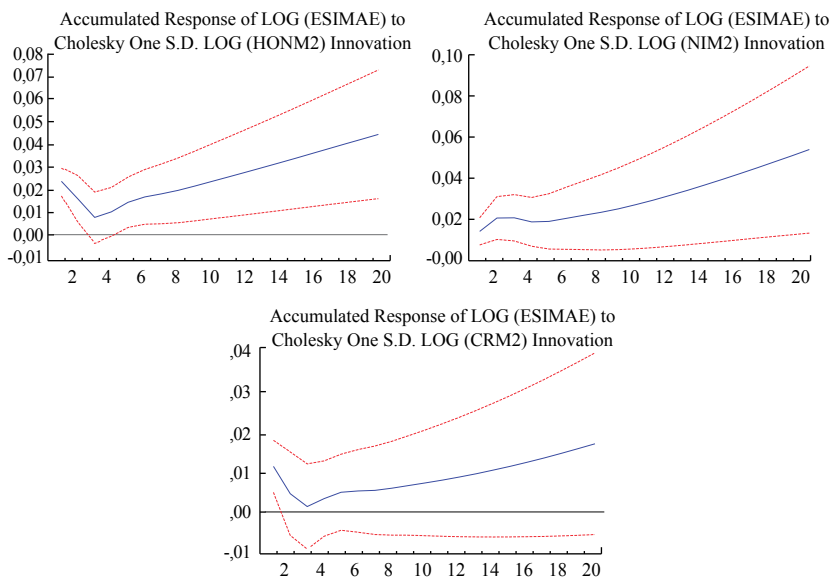
Respuestas similares se observan en relación con los choques a las tasas de interés bancarios que ocurren en los otros países centroamericanos, como se observa en la Figura 13.

En la Figura 9, se observó que la respuesta del log(EsImae) ante el aumento de la tasa de interés bancario de El Salvador no era significativa. Sin embargo, su respuesta ante el aumento de la tasa activa de Guatemala es negativa en todo el periodo, y significativa a partir del décimo mes. La respuesta del log(EsImae) ante el aumento de la tasa de interés activa de Honduras también es negativa y significativa en los primeros catorce meses, mientras que su respuesta ante el aumento de la tasa activa de préstamos de Nicaragua es negativa y significativa después de diez

⁵ Las distancias desde San Salvador a las ciudades capitales de los otros países centroamericanos son las siguientes: a Ciudad de Guatemala, 240 km; a Tegucigalpa, 329 km; a Managua, 503 km; y a San José, 919 km.

Figura 12.

Respuestas de índice mensual de actividad económica de El Salvador ante aumentos de las ofertas monetarias de los otros países centroamericanos



meses. Por su parte, la respuesta de $\log(\text{Esimae})$ ante el aumento de las tasa de interés de Costa Rica es negativa pero no significativa.

Es particularmente importante la susceptibilidad de la economía salvadoreña a los cambios de los *spreads* en otros países centroamericanos. La Figura 14 muestra las respuestas de variables salvadoreñas al aumento del *spread* de Costa Rica. Se observa que el crédito y la oferta monetaria de El Salvador caen en todo el periodo, pero solo son marginalmente significativas. La tasa activa salvadoreña aumenta y es significativa en los primeros 10 meses. También es importante el que el índice mensual de actividad económica tenga una respuesta negativa en todo el periodo, lo que indica que el aumento del diferencial de tasa de interés en un país tiene repercusiones negativas sobre la actividad económica en los otros países. Resultados similares se obtuvieron en los casos cuando el *spread* aumentaba en los otros países centroamericanos.

En resumen, los resultados presentados en esta sección evidencian que sí existen mecanismos de transmisión de política monetaria que impactan la economía salvadoreña, pero son de carácter regional, originados en las medidas de política que toman los bancos centrales de Guatemala, Nicaragua, Costa Rica, y principalmente Honduras, en sus ejercicios de programación monetaria.

Figura 13.

Respuestas de Esimae ante aumentos de las tasas de interés de Guatemala, Honduras, Nicaragua y Costa Rica

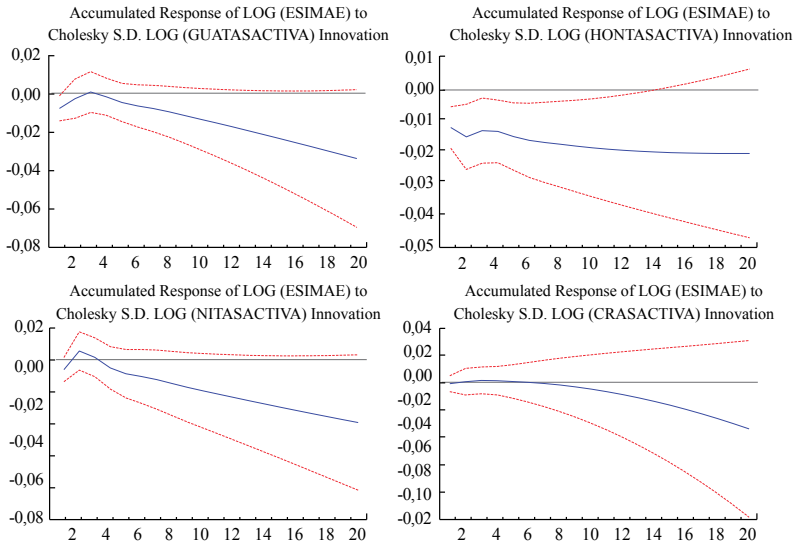
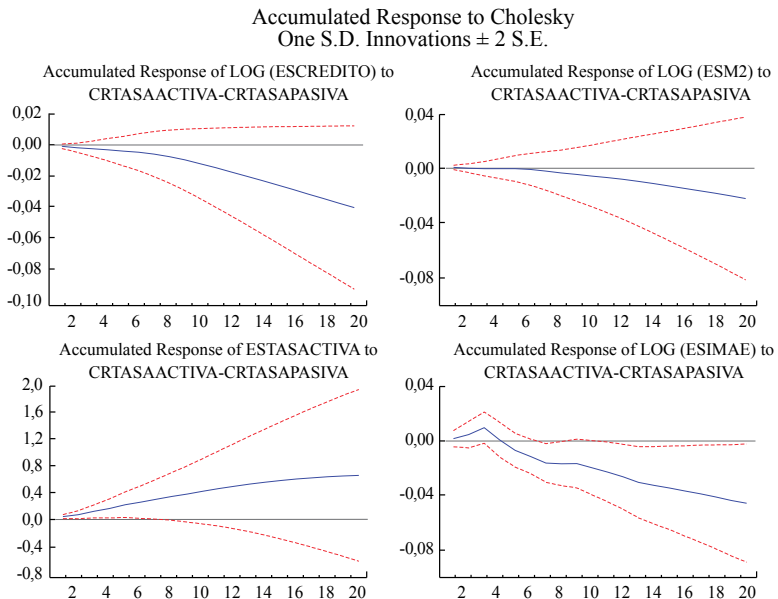


Figura 14.

Respuestas de variables de El Salvador ante el aumento del *spread* de Costa Rica



Tampoco puede dejar de señalarse la ironía de que la dolarización —en vez de integrar la economía salvadoreña a la de los Estados Unidos, tal como se esperaba— ha establecido relaciones de dependencia con respecto a los ejercicios de programación monetaria de los otros países centroamericanos.

¿Por qué la dolarización?

Varios estudios han presentado evidencia que permite inferir que no existen beneficios asociados con la adopción del dólar como moneda de curso legal de un país. Al analizar el caso de México, Feldstein (1999) señaló el problema que el Banco de México podría encontrar ante la imposibilidad de actuar como prestamista de última instancia. Berg y Borensztein (2000), economistas del Fondo Monetario Internacional, señalaron que la dolarización no sería de beneficio para los países latinoamericanos, dado que sus economías son muy diferentes a la de Estados Unidos. Un argumento similar fue presentado para el caso de México por Roza y Moreno-Brid (2000), quienes resaltan las diferencias entre los mercados laborales de los dos países.

En el mismo sentido, refiriéndose a la caja de conversión de Argentina, un esquema con rigidez similar a la adopción del dólar, Krugman (2000) apuntó que el banco central de ese país no podría reducir la tasa de interés o inyectar dinero a la economía para combatir una recesión económica. En ese sentido, Corbo (2002) señaló la dificultad de ajustar una economía dolarizada. Asimismo, Edwards y Megendzo (2001; 2003) y Edwards (2001) reportaron que los países dolarizados no han experimentado tasas de crecimiento económico más altas que las de países no dolarizados.

Edwards (2001a) advirtió que el tema de la dolarización no debería abordarse a la ligera, y expresó preocupación por la *venta* de esta medida cuando no existen suficientes elementos de juicio sobre sus bondades, por lo que afirma: “What is remarkable is that the drastic piece of advise —giving up the national currency— is being dispensed on the basis of very limited empirical and historical evidence” (p. 250).

Conviene tener presente que en un estudio acerca del efecto de la dolarización sobre el comercio internacional con los Estados Unidos, Kline (2002) concluyó lo siguiente:

There is little robust evidence that dollarization promotes greater trade with the United States, especially among the countries that are the most likely candidates for dollarization [...]. There is no evidence that the effects of dollarization on trade, to the extent that they exist at all, are distinct from the effects of a sustained fixed exchange rate on trade. (pp. 2,15)

En resumen, la evidencia empírica no sustenta la existencia de beneficios de la dolarización, excepto en términos de bajas tasas de inflación. Más bien, la evidencia señala que la dolarización, por un lado, está asociada con tasas más bajas de crecimiento económico y de inversión y, por otro, no es un medio para intensificar las corrientes comerciales con Estados Unidos. Tampoco permite evitar crisis financieras y fiscales, ni reducir el riesgo del país, y menos aún incrementar la inversión, como señala Edwards (2001).

En vista de la tendencia persistente de la economía salvadoreña al estancamiento; así como ante sus bajas tasas de inversión, que se encuentran entre las más bajas de América Latina; y dado que la economía salvadoreña gozaba de una larga trayectoria de estabilidad macroeconómica antes de que fuera dolarizada su economía, principalmente en términos de bajas tasas de inflación, no se encuentra una explicación desde la teoría económica para haber tomado una medida tan drástica e innecesaria como la dolarización, excepto la práctica del abuso en materia social y económica, como describe la Cepal (2018) para los países latinoamericanos. La lección clara es que la ciudadanía debe mantenerse alerta y vigilar que no se repitan más abusos por grupos interesados.

Indicadores de integración financiera y económica en Centroamérica

Se estimaron otros VAR que mostraron que las tasas activas de préstamos bancarios de El Salvador tenían respuestas positivas y significativas ante los aumentos de las tasas activas de préstamos de los otros países centroamericanos. Ello se interpretó como evidencia de la existencia de una integración financiera en la región. En vista de estos resultados, se postula que la magnitud de estas respuestas constituye indicadores de la intensidad de la integración financiera.

La Tabla 4 muestra las respuestas acumuladas de las tasas préstamos de El Salvador ante los aumentos de una desviación estándar en las tasas de interés bancarias de los otros países en el periodo de diez meses. Se observa que después de diez meses, la respuesta acumulada de la tasa activa de préstamos de El Salvador de mayor magnitud corresponde a su aumento ante el incremento de la tasa activa de Guatemala (1,0436), seguido de sus respuestas ante los aumentos en las tasas activas de Costa Rica (0,9887), Honduras (0,9377) y Nicaragua (0,6227). De este resultado, puede inferirse que El Salvador tiene la más intensa integración financiera con Guatemala, seguida de su integración financiera con Costa Rica, Honduras y Nicaragua. Este orden de intensidad refleja, en cierto grado, el orden de los montos de exportaciones de El Salvador a estos países⁶.

⁶ Según datos del Centro de Estudios para la Integración Económica, las exportaciones en millones de USD de El Salvador a otros países centroamericanos en 2017 fueron: a Guatemala, 788,5; a Honduras, 770,8; a Nicaragua, 430,1 y a Costa Rica, 261,8.

Tabla 4.

Respuestas de Estasaactiva ante choques a las tasas de interés bancario de Honduras, Guatemala, Nicaragua y Costa Rica

	Honduras	Guatemala	Nicaragua	Costa Rica
1	0,043785	0,042825	0,043579	0,032291
	(0,01510)	(0,01472)	(0,01595)	(0,01559)
2	0,102654	0,137391	0,088430	0,086543
	(0,02969)	(0,02915)	(0,03235)	(0,03218)
4	0,240491	0,322907	0,190446	0,230319
	(0,06294)	(0,06381)	(0,07157)	(0,07260)
6	0,437792	0,547640	0,320080	0,434305
	(0,10197)	(0,10040)	(0,12545)	(0,12911)
8	0,672517	0,786389	0,463546	0,688387
	(0,14820)	(0,13903)	(0,19189)	(0,20557)
10	0,937693	1,043613	0,622689	0,988657
	(0,20324)	(0,18247)	(0,26887)	(0,30488)

Nota: las cifras en paréntesis son las desviaciones estándar de los respectivos coeficientes.
Fuente: elaboración propia.

Variables que contribuyen a estabilizar el sector externo de El Salvador

Por medio de modelos VAR estimados con datos de panel, Yuan y Chen (2015) analizaron la factibilidad de que las autoridades económicas de Brasil, Sudáfrica, Rusia, China e India llevaran a cabo devaluaciones nominales de sus monedas, para reducir sus déficits en la cuenta corriente, con resultados que indicaron que la devaluación si contribuía a la reducción del déficit en la cuenta corriente.

En una economía dolarizada como la de El Salvador, sobresale la incapacidad de las autoridades nacionales de llevar a cabo una devaluación nominal, con miras a impartir dinamismo a sus exportaciones y contribuir al equilibrio de las cuentas externas⁷. Esto adquiere relevancia singular a la luz de estudios recientes que han demostrado que los países que han logrado altas y sostenidas tasas de crecimiento

⁷ Hay que reconocer que en ausencia de dolarización no es seguro que las autoridades monetarias lleven a cabo una devaluación. En la década de 1990, la moneda nacional, el colón, estuvo sobrevaluada pero no se optó por devaluarlo.

de sus exportaciones fueron los que implementaron significativas devaluaciones de sus monedas, antes del despegue dinámico de las exportaciones (Freund y Pirola, 2012).

Emulando el estudio de Yuan y Chen (2015), a continuación, se estima un modelo VAR para identificar las variables que contribuirían a reducir el cuantioso déficit en la cuenta comercial experimentado por la economía salvadoreña. En años recientes, este déficit anual alcanzó entre 5000 y 6000 millones de dólares, representando alrededor del 24% del PIB.

La primera variable del VAR es la oferta monetaria de Honduras, seguida del tipo de cambio efectivo real global, las remesas, el crédito al sector privado, la tasa activa de préstamos y el saldo en la cuenta comercial, o sea las importaciones a las que se restan las exportaciones (Figura 15). Se observa que el aumento de la oferta monetaria de Honduras contribuye a reducir el saldo en la cuenta comercial de El Salvador, lo que pone en evidencia de nuevo la dependencia de la economía salvadoreña de la programación monetaria de los otros países centroamericanos. También puede observarse otro resultado del modelo, que choca con la teoría económica, ya que el aumento del tipo de cambio, o sea la depreciación del dólar *salvadoreño*, da lugar al aumento del déficit en la cuenta comercial, aunque esta respuesta solo es marginalmente significativa. Las remesas también ensanchan el déficit en los primeros ocho meses, mientras que el crédito lo hace durante todo el periodo. La última variable, la tasa de interés de préstamos bancarios, en efecto reduce el déficit durante todo el periodo.

Lo anterior significa que las variables que podrían contribuir a reducir el déficit comercial, como $Honm2$, $Escrédito$ y $Estasaactiva$, están fuera del control de las autoridades monetarias nacionales.

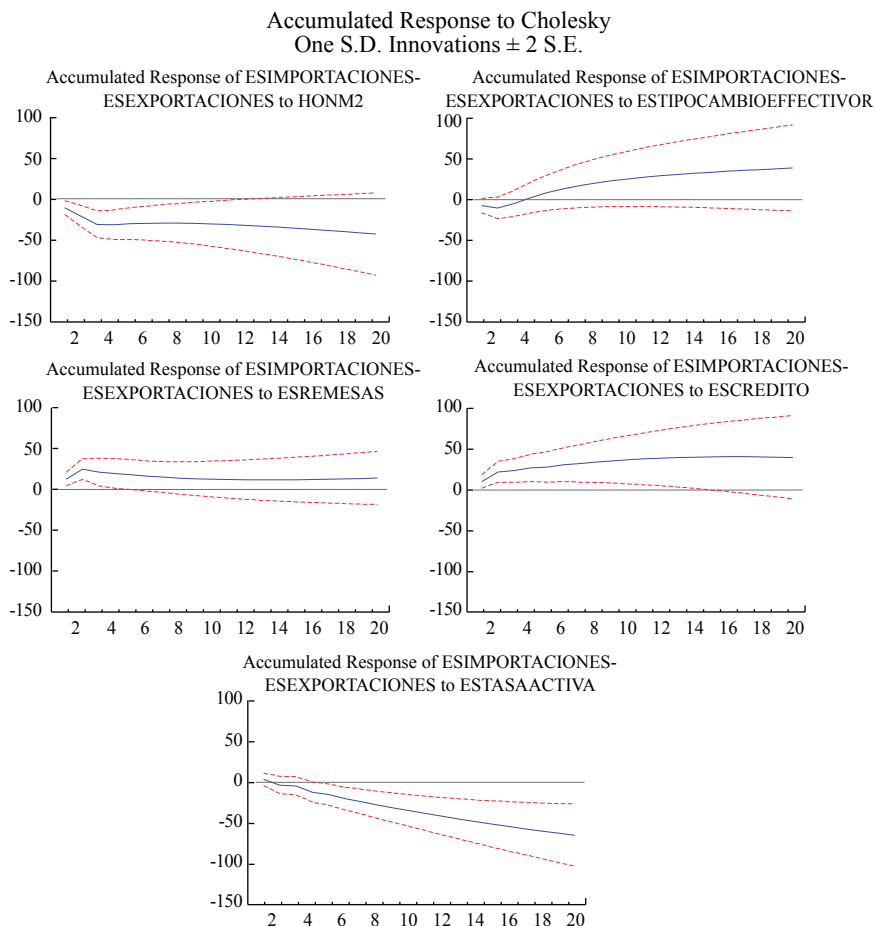
Los resultados indican que no existen variables a las que las autoridades monetarias salvadoreñas pueden recurrir para reducir el déficit comercial, excepto por incrementos a la tasa de interés o la contracción del crédito al sector privado, lo cual no está en el radio de acción de las autoridades salvadoreñas; aparte de que estas medidas podrían acarrear repercusiones adversas sobre la inversión. Esto indica el gran potencial que reside en incrementar la protección arancelaria para reducir los déficits del sector externo. Por medio de simulaciones de modelos VAR, Cáceres (2017) ha demostrado que el incremento de las tarifas a las importaciones conduce, por un lado, al aumento tanto del ahorro nacional como del crecimiento económico y, por otro, a la reducción del déficit comercial.

CONCLUSIONES

La primera conclusión que se desprende de este trabajo es que, en la economía salvadoreña, no opera el mecanismo de transmisión de política monetaria en el sentido tradicional, en el cual el cambio de la oferta monetaria nacional se siente en el índice de actividad económica. En El Salvador, ante la rigidez de su tipo de

Figura 15.

Variables que inciden en el déficit en la cuenta comercial de El Salvador



cambio, el dólar *salvadoreño* no amortigua los choques generados por eventos exógenos, como el cambio climático o el deterioro de los términos de intercambio y, por tanto, el ajuste descansa en el crecimiento y el empleo. En consecuencia, las variables monetarias (dinero y crédito, entre otras), no tienen impactos significativos sobre el PIB. De esa manera la dolarización se ha vuelto otra causa del estancamiento económico.

Pese a lo anterior, existe un mecanismo de transmisión de hecho, el cual es activado por la oferta monetaria y la tasa de interés de los otros países centroamericanos, variables que tienen impactos significativos sobre el Imae de El Salvador tal como se explica más arriba.

Lo anterior hace ver la conveniencia de que las autoridades monetarias salvadoreñas calcularan los montos de la liquidez regional, actual y proyectada, que podría ser igual a la suma de la oferta agregada de dinero de Guatemala, Honduras, Nicaragua y Costa Rica. Estas serían usadas para llevar a cabo proyecciones del índice de actividad económica y de la tasa de interés nacionales, con miras a diseñar un modelo de programación monetaria que podría arrojar luces sobre el comportamiento de la economía salvadoreña en el corto y mediano plazo.

También se concluye que merece especial atención, y debe ser objeto de preocupación, el que casi la totalidad de la banca salvadoreña sea extranjera, y la eventual práctica de “finanzas internas” de los bancos internacionales, que recurren a retirar recursos de sus subsidiarias o agencias en otros países, cuando las sedes experimentan deterioro de sus índices de liquidez o solvencia. Debido a que ese fenómeno socava la actividad económica nacional.

De lo anterior se desprende que los bancos estatales deberían ampliar su cobertura territorial, con miras a estar en posición de alcanzar mayores segmentos del mercado de depósitos y, en especial, de contrarrestar una eventual contracción del crédito ofertado por los bancos extranjeros.

En el mismo sentido, el Banco Nacional de Desarrollo debería captar depósitos y, en especial, debería constituir una reserva de recursos, originada por transferencias del sector público o por préstamos de una o varias agencias internacionales de desarrollo. Esta reserva sería activada cuando la banca extranjera mostrara renuencia a expandir el crédito, o cuando la economía entrara en recesión.

Al respecto, existe evidencia de que los bancos estatales de algunos países latinoamericanos incrementaron sus programas crediticios para llenar los vacíos dejados por la banca internacional y doméstica privada (Cull y Martínez, 2012). Por su parte, Popov y Udell (2010) han indicado que empresas industriales de Polonia y Hungría pudieron mantener acceso al crédito gracias a la existencia de una sólida red de bancos privados nacionales. Por su parte, Jara, Moreno y Tovar (2009) han descrito el apoyo ofrecido por varios Gobiernos latinoamericanos a empresas privadas durante la crisis global, recalcando el papel de la banca estatal de otorgar garantías a la emisión de valores por empresas privadas y en la compra de acciones de bancos privados. Hay que señalar que Gasteazoro (2019) ha presentado evidencia de que, en ese periodo, la oferta crediticia de la banca estatal de El Salvador tuvo una naturaleza contracíclica.

La banca estatal actualmente es de diminuta dimensión, pero su ampliación en términos de presencia geográfica, captación de depósitos y montos de operaciones, contribuiría a crear una eventual oferta de crédito a la cual puede recurrirse en tiempos de desajustes financieros nacionales o globales. Es decir, la banca estatal ampliada, en el marco de sólidas prácticas internacionales de gobernabilidad, puede convertirse en una valiosa “red de rescate” de la economía nacional ante las vicisitudes propias de la banca extranjera.

En relación con la supervisión bancaria, debe hacerse referencia a Cetorelli y Goldberg (2012) quienes han indicado que las medidas tradicionales de liquidez de los bancos pueden ser imprecisas, ya que un alto indicador de liquidez puede significar que el banco está acumulando liquidez para enviarla a su sede; de la misma manera un alto *spread* entre tasas activas y pasivas puede denotar el objetivo de generar liquidez para enviarla a las sedes de los bancos.

Otra implicación reside en la importancia de que la supervisión bancaria vigile la situación no solo de las agencias que se encuentran operando en el país, sino que también mantenga bajo vigilancia la situación financiera de las sedes de los bancos⁸.

Hay que apuntar que los gobiernos de Estados Unidos y Gran Bretaña han establecido grupos de trabajo para dar seguimiento de esta práctica, lo que demuestra que, con mayor razón, los países centroamericanos deberían hacer lo mismo. Además, un grupo de bancos centrales de países desarrollados han constituido la International Bank Research Network, que coordina investigaciones sobre las repercusiones nacionales de las acciones crediticias internacionales de los bancos globales, lo que debería emularse en los países de la región.

Hay que hacer referencia a la propuesta de Raghuram Rajan, mientras era presidente del Banco de Reserva de India, quien abogaba por el establecimiento de nuevas “reglas de conducta” de los bancos centrales. De acuerdo con su propuesta, esas reglas garantizarían evitar que sus políticas monetarias conlleven repercusiones adversas sobre otros países. Recomendó también iniciar la discusión de estas reglas en conlaves de la banca central con miras a incorporarlas eventualmente en los estatutos del Fondo Monetario Internacional.

Estudios recientes han identificado las características de las economías menos afectadas por la crisis global: bajos déficit en la cuenta corriente, tipos de cambio flexibles y altos niveles de reservas internacionales (Berkmen, Gelos, Remhach y Walsh, 2009), características que El Salvador no cumple. Otros autores han señalado que los países con controles de capital estuvieron en mejor posición para enfrentar la crisis (Ostry *et al.*, 2010; 2011), así como los países con rigurosa supervisión bancaria (Gianonne, Lenza y Reichlin, 2008). También hay evidencia de que los países que se recuperaron con mayor rapidez de crisis económicas fueron aquellos con altos niveles de capital humano y con instituciones sólidas.

⁸ En este sentido, viene al caso citar a Hoggarth, Hooley y Korniyenko (2013) sobre la supervisión bancaria: “Given the magnitude and past volatility of their lending to the UK economy, going forward it is important that there is close monitoring of the risks that foreign branches, particularly large ones, may pose to UK financial stability and the broader economy [...]. It suggests the need for the Bank of England’s Financial Policy Committee (FPC) to monitor closely the growth in domestic lending not only in aggregate but also by different types of banks and to different sector of the economy [...]. The issues highlighted in this paper emphasize the importance for the FPC and the Prudential Regulation Authority (PRA) to monitor the risks that can be posed by foreign branches [...]. This reinforces the need for (the host) UK authorities to have access to timely and comprehensive information on the parent bank as well as on its UK branch. It also reinforces the need for close collaboration over policy actions with the foreign banking group’s home authorities” (pp. 15-16).

Debe agregarse que varios países en la periferia de la Unión Europea recibieron ayuda crediticia y de liquidez durante la crisis global en el contexto de la Iniciativa de Viena, dentro de la cual se canalizaron 10,8 miles de millones de USD para bancos que estaban operando en 10 países de la Unión Europea, así como en Turquía y los Balcanes occidentales, con la participación del Banco Europeo para Reconstrucción y Desarrollo y el Banco Mundial⁹. Este es un ejemplo de concertación internacional que los países centroamericanos deberían emular, diseñando con anticipación los mecanismos de rescate de empresas y países cuando una crisis estalle.

En vista de la importancia del crédito bancario en la economía salvadoreña, se desprende la necesidad de establecer mecanismos adicionales de financiamiento para las empresas. En este sentido, especial importancia tendría que el sector público acompañara a empresas para que estas pongan papeles en la bolsa, con una garantía parcial del Estado. Esta garantía podría facilitar que los tenedores de estos papeles los vendieran en las bolsas de otros países para restituir la liquidez. Un mecanismo similar podría diseñarse para la venta de acciones, para la creación o expansión de empresas.

Existe también un gran potencial en la expansión de facilidades de capital de riesgo y todo lo relacionado con el apoyo al emprendimiento, en el sentido de establecer mecanismos para lograr que las ideas iniciales de inversión lleguen a dar fruto mediante el financiamiento a las inversiones resultantes del proceso de incubación. En este campo, es de especial importancia la creación, por el Banco Nacional de Desarrollo, de un fondo nacional de emprendimiento, para el financiamiento de las etapas de incubación e inversión, en cofinanciamiento con organismos financieros internacionales.

También es relevante la creación de un Fondo de la Salud, dentro del Banco Nacional de Desarrollo, para la modernización del sistema nacional de salud pública, con énfasis en epidemiología y aplicaciones tecnológicas. En este sentido, habría que recurrir a los fondos de interés social (*social investment funds*) para que participen en la capitalización de dicho fondo.

En el pasado ha habido operaciones de titularización de remesas por parte de bancos de varios países (El Salvador, México, Brasil, entre otros), lo que les ha permitido obtener recursos a tasa de interés más bajas y a plazos más largos que las del crédito soberano, con base en la garantía del futuro flujo de remesas que reciben. Es determinante llevar a cabo operaciones de titularización de remesas, en las cuales los beneficiarios sean las personas que reciben o envían las remesas. Grupos de familias residentes en el extranjero podrían acordar hacer un *pool* de las remesas que envían a sus familiares en El Salvador, el cual, operando dentro de los mecanismos conocidos de titularización, serviría de garantía para la obtención de recursos que, eventualmente, las familias dividirían para llevar a cabo inversiones, con el compromiso de que los emigrantes continuaran enviando las remesas

⁹ Cetorelli y Goldberg (2011) discuten la Iniciativa de Viena.

a un vehículo especial de inversión creado en el extranjero. El Banco Nacional de Desarrollo podría desempeñar un valioso papel en el diseño y aplicación de este mecanismo de titularización de remesas individuales.

El futuro de la dolarización va a depender, en parte, en las respuestas de los tres países dolarizados de la región ante los embates de la pandemia del coronavirus, dado que las exportaciones, la inversión extranjera y otros medios de restituir liquidez van a experimentar contracciones. Esto hace ver la importancia de establecer pactos fiscales que permitan incrementar sustancialmente los recursos tributarios, superando las cadenas de la economía de abuso y privilegio, para estar en posición de enfrentar los gastos asociados con las necesidades de la población de bajos recursos. Aun en medio de la crisis es de alta prioridad incrementar el gasto social como combate al desempleo, la pobreza y la violencia y, en especial, para dotar a las economías del blindaje que el gasto social brinda, según han apuntado estudios del Fondo Monetario Internacional.

Este trabajo encontró evidencia de la existencia de una integración financiera en la región centroamericana, lo cual puede exigir el diseño de nuevas prácticas de supervisión financiera a escala regional, particularmente el diseño de *stress test* de los bancos de cada país, tomando en cuenta su exposición regional.

Debe enfatizarse en que, aunque no existe un mecanismo de transmisión de política económica de carácter nacional, variables claves de la economía salvadoreña, como el Ivae, la oferta monetaria, la tasa de reportos y la tasa de interés bancario responden, pero a aumentos del Imae, M2 y tasas de interés de los otros países centroamericanos. Ello puede interpretarse como la existencia de un mecanismo de transmisión de carácter regional, con la particularidad de que la economía salvadoreña tiene una posición pasiva en dicho mecanismo. O sea, el mecanismo de transmisión de la economía salvadoreña opera como respuesta a los impulsos provocados por las políticas monetarias de Guatemala, Honduras, Nicaragua y Costa Rica, lo cual hace que la economía salvadoreña tenga un comportamiento inducido. Para ponerlo gráficamente, la economía de El Salvador funciona como un mecanismo que es activado por los bancos centrales de los otros países de la subregión.

RECONOCIMIENTOS

En memoria de Carlos Glower, mi amigo.

REFERENCIAS

1. Ananchotikul, N., & Seneviratne, D. (2015). *Monetary policy transmission in emerging Asia: The role of banks and the effects of financial globalization* (Documento de Trabajo WP/17/107). Fondo Monetario Internacional. <http://bit.ly/37oHOTR>

2. Berg, A., & Borensztein, E. (2000). *The dollarization debate, finance, and development*. Washington: Fondo Monetario Internacional.
3. Berkmen, P., Gelos, G., Rennhack, R., & Wash, J. P. (2009). *The global financial crisis: Explaining cross-country differences in the output impact* (Documento de Trabajo 09/280). Fondo Monetario Internacional.
4. Bernanke, B., & Blinder, A. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78(2), 435-439.
5. Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.
6. Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1996). The financial accelerator in quantitative business cycle framework. En J. Taylor & M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics* (vol. 1, capítulo 21, pp. 1341-1385).
7. Bradbury, M., & Vernengo, M. (2008). *The limits to dollarization in Ecuador. Lessons from Argentina* (Documento de Trabajo 2008-12). Departamento de Economía de la Universidad de Utah. Universidad de Utah. https://economics.utah.edu/research/publications/2008_12.pdf
8. Buch, C. *et al.* (2018). The international transmission of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 91, 29-48.
9. Cáceres, L. R. (2017). Economic openness and stagnation in Central America. *Journal of Developing Areas*, 51(1), 373-389.
10. Cetorelli, N., & Goldberg, L. (2011). Global banks and international shock transmission evidence from the crisis. *IMF Economic Review*, 59, 41-76.
11. Cetorelli, N., & Goldberg, L. (2012). Banking globalization, monetary transmission, and the lending channel. *Journal of Finance*, 67(5), 1811-1843.
12. Cetorelli, N., & Goldberg, L. (2012a). Follow the money quantifying domestic effects of foreign bank shocks in the great recession. *American Economic Review*, 102(3), 213-18.
13. Choi, W. G. (2017). Global liquidity transmission to emerging markets economies, and their policy responses. *Journal of International Economics*, 109, 153-166.
14. Christiano, L., Eichenbaum, J., & Evans, C. (1998). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? En J. Taylor & M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics* (vol. 1, parte A, pp. 65-148). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01005-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8)
15. Claesens, S., & Van Horen, N. (2015). The impact of the global financial crisis on banking globalization. *IMF Economic Review*, 63, 868-918.
16. Copelman, M., & Werner, A. (1995). *The monetary transmission mechanism in Mexico* (International Finance Discussion Papers). Board of Governors of the Federal Reserve System.
17. Comisión Económica para América Latina y el Caribe [Cepal]. (2016). *Balance preliminar de las economías de América Latina y el Caribe en 2016*. Santiago de Chile.

18. Comisión Económica para América Latina y el Caribe [Cepal]. (2018). *La ineficiencia de la desigualdad*. Santiago de Chile: autor.
19. Corbo, V. (2002). *Exchange rate regimes in the Americas: Is dollarization the solution?* Economic and Monetary Studies (pp. 91-122).
20. Cull, R., & Martínez, M. (2012). Bank ownership and lending patterns during the 2008-2009 financial crisis: Evidence from Latin America and Eastern Europe. *Journal of Banking and Finance*, 37(12), 4861-4878.
21. Dao, M. Ch., & Liu, L. Q. (2017). *Finance and employment in developing countries. The working capital channel* (Documento de Trabajo WP/17/189). Fondo Monetario Internacional. <http://bit.ly/3mpCLxt>
22. den Haan, W., & Spear, S. (1998). Volatility clustering in real interest rates. *Theory and Evidence. Journal of Monetary Economics*, 41(3), 431-453.
23. Drechsler, I., Savov, A., & Schnabl, P. (2017). The deposits channel of monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1819-1876.
24. Edwards, S. (2001). *Dollarization and economic performance. An empirical investigation* (Documento de Trabajo 8274). National Bureau of Economic Research (NBER). <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8274.html>
25. Edwards, S. (2001a). Dollarization. Myths and realities. *Journal of Policy Modeling*, 23(3), 249-265.
26. Edwards, S., & Magendzo, I. (2001). *Dollarization, inflation, and growth* (Documento de Trabajo 8671). National Bureau of Economic Research (NBER).
27. Edwards, S., & Magendzo, I. (2003). *Strict dollarization and economic performance. An empirical investigation* (Documento de Trabajo 9820). National Bureau of Economic Research (NBER).
28. Feldstein, M. (1999). A self-help guide for emerging markets. *Foreign Affairs*, 78(2), 93-109.
29. Freund, C. L., & Pierola, M. D. (2012). *Export superstars* (Documento de Trabajo 6222). Banco Mundial.
30. Gastezoro, A. (2019). *Comportamiento de los desembolsos de la banca privada y pública durante los años de la crisis global*. Inédito.
31. Gianonne, D., Lenza, M., & Reichlin, L. (2008). *Business cycles in the Euro area* (Documento de Trabajo 14529). National Bureau of Economic Research (NBER).
32. Grab, J., & Zochowski, D. (2017). *The international bank lending channel of unconventional monetary policy* (Working Paper Series). European Central Bank.
33. Hernández, M. C. (2020, 24 de enero). Los pros y los contras de la dolarización en Ecuador. *France 24*. <https://www.france24.com/es/20200124-dolarizacion-ecuador-pros-contras-20-a%C3%B1os>

34. Ibarra, R. (2016). *How Important is the credit channel in the transmission of monetary policy?* México: Banco de México.
35. Ikhida, S., & Ungueta, E. (2010). Impact of South Africa's monetary policy on the LNS economies. *Journal of Economic Integration*. <https://doi.org/10.11130/jei.2010.25.2.324>
36. Jara, G., Moreno, R., & Tovar, C. (2009). The global crisis and Latin America: Financial impact and policy response. *BIS Quarterly Review*, 25(2), 324-352.
37. Krugman, P. (2000). *Don't Laugh at Me, Argentina*. Nueva York: The Slate Group.
38. Mishra, P., & Montiel, P. (2012). *How effective is monetary transmission in low income countries? A survey of the empirical evidence* (Documento de Trabajo WP/12/143). Fondo Monetario Internacional.
39. Ostry, J. et al. (2010). *Capital flows: The role of controls*. IMF Staff Position Note 10/04.
40. Ostry, J., Laeven, L., Chamon, M., Mahvash, Q. S., & Kokenyne, A. (2011). *Managing capital inflows: What tools to use?* (Staff Discussions Note 10/06). Fondo Monetario Internacional.
41. Peersman, G. (2004). The transmission of monetary policy in the Euro area: Are the effects different across countries? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(3), 285-308. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00080.x>
42. Popov, A., & Udell, G. (2010). *Cross-border banking and the international transmission of financial distress during the crisis of 2008-2009* (Documento de Trabajo, 1202). European Central Bank.
43. Rajan, R. (2016). *New rules for the monetary game*. Project Syndicate, marzo 21.
44. Reinhardt, D., & Riddiough, S. (2015). The two faces of cross border banking flows. *IMF Economic Review*, 63, 751-791.
45. Roza, C. A., & Moreno-Brid, J. C. (2000). *Teoría y condiciones de la dolarización en México*. México: Banco de Comercio Exterior.
46. Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano [SECMCA] (2018). *Estadísticas financieras*. Autor.
47. Simms, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
48. Yuan, C., & Chen, R. (2015). Policy transmission, external balances, and their impacts: Ross-country evidence from BRICS. *China Economic Review*, 35, 1-24.
49. Wang, J. Y., Masha, I. Shirono, K., & Harris, L. (2007). *The common monetary area in Southern Africa: Shocks, adjustment, and policy* (Documento de Trabajo WP/07/159). Fondo Monetario Internacional.
50. Weber, A., Gerke, R., & Worms, A. (2008). *Has the monetary transmission process in the Euro area changed? Evidence based on Var estimates* (Documento de Trabajo, 276). Bank for International Settlements.

DIATKINE, D. (2019). ADAM SMITH. LA DÉCOUVERTE DU CAPITALISME ET DE SES LIMITES. EDITION DU SEUIL

José Félix Cataño

INTRODUCCIÓN

Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites es la obra más reciente de Daniel Diatkine y la más novedosa presentación del pensamiento del filósofo y economista escocés Adam Smith (1723-1790), construida durante varios años, en los que han germinado en Francia estudios singulares sobre la historia del pensamiento económico¹.

La tesis principal de este profesor francés es que Smith descubrió y habló del capitalismo a partir de una actitud de crítica política e ideológica. El escenario en que ocurrió tal descubrimiento es el siguiente: Smith se encontraba en el momento en que el “sistema” llamado por él “mercantil”, designado después como “mercantilista”, predominaba en Reino Unido y otros países europeos. Smith veía ese sistema no solo como el fruto de la evolución de la sociedad europea, luego de la caída

J. F. Cataño

Profesor asociado de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional Colombia. Correo electrónico: jfcatanom@unal.edu.co

Sugerencia de citación: Reseña. *Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites. Cuadernos de Economía*, 40(83), 747-761. doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.90914>

¹ Basta citar dos libros que recogen esta cosecha: Beraud y Faccarello (1992) y Deleplace (1999).

del Imperio romano y el feudalismo, sino también como la primera etapa de un sistema económico expansivo y victorioso, ya que, gracias a él, “se ha llevado a cabo la conquista del mundo por el capitalismo europeo” (Diatkine, 2019, p. 302).

A pesar de ello, al filósofo escocés le parecía peligrosa esa etapa mercantilista del capitalismo, para la sociedad europea, dado que conlleva a dos realidades, una política y otra conceptual. La política se refiere a que el “sistema comercial” presenta la connivencia entre grandes grupos de interés de las firmas comerciales y el poder político², lo cual produce la imposición del interés de los grandes empresarios colonialistas sobre el interés general de una sociedad compuesta no por simples individuos, sino también por otros grupos o clases diferentes (agricultores, artesanos, rentistas y trabajadores). Tal organización del poder y la actividad económica conduciría a 1) injusticia económica y política, 2) lentitud en el crecimiento y 3) enfrentamiento bélico permanente entre las grandes naciones. En resumen, para Smith, el sistema mercantilista sería un sistema oligárquico, injusto, ineficiente y belicista.

En cuanto a la realidad intelectual, Smith consideró que la defensa del mercantilismo hecha por escritores de la época (Mun y Steuart, principalmente) contenía explicaciones equivocadas sobre el dinero, el comercio, el enriquecimiento y la legitimidad de la intervención de los legisladores en la esfera económica; ideas falsas que otorgan legitimidad a un sistema indeseable. La reflexión positiva de Smith, según Diatkine, es la “demostración” de que es posible pensar y construir otro capitalismo, designado “estado avanzado de la sociedad” en términos de Smith, donde el enriquecimiento de unos no se realiza en detrimento de otros, sino que permite el enriquecimiento de todos, aunque no sea equitativo. Este sistema sería el de la “acumulación del capital” en un ambiente de competencia económica, donde exista un legislador imparcial que vigile y corrija los posibles desajustes del sistema.

Con respecto a lo anterior, podría sostenerse que, frente a un sistema plutocrático donde la condición del enriquecimiento es la captura de la política por las empresas, la alternativa de Smith fue proponer un proyecto de un sistema capitalista donde, por las fuerzas endógenas de la división del trabajo y la acumulación capitalista, se crean los efectos deseados (aumento de la riqueza para todas las clases o grupos con legisladores neutrales). Para que esto se cumpla, deben evitarse los desbordamientos posibles, por medio de la acción de legisladores imparciales.

De acuerdo con Diatkine, Smith escribió *La riqueza de las naciones* (RDN) (1776), para “criticar la dimensión política de la sociedad comercial tal como ella se presenta en la Gran Bretaña de su tiempo, es decir, el sistema mercantil. Es en estas circunstancias [en las] que Smith descubre el capitalismo” (p. 183). Para este proyecto el economista escocés necesitó, primero, una explicación convincente de

² El ejemplo típico de esto son los privilegios otorgados a grandes empresas comerciales internacionales y colonialistas.

las características y el funcionamiento de la nueva economía de la acumulación capitalista y, segundo, una reflexión sobre la correcta posición del legislador frente a la economía. Smith consiguió hacer lo primero en la RDN, pero la segunda parte del proyecto no se realizó.

Diatkine conoce que la mayoría de las lecturas de la obra de Smith se hace a partir de problemas y discusiones de la ciencia económica posterior, es decir, con una mirada retrospectiva, desde los métodos y problemas de la ciencia económica actual. Casos ejemplares de ello son: 1) el trabajo de Arrow y Debreu, quienes convirtieron “la mano invisible” y “la gravitación de precios de mercado en torno a los precios naturales” en el problema de la coordinación de agentes económicos, por fuera de cualquier intervención colectiva; y 2) de acuerdo con los trabajos de Ricardo y Marx, que pretenden generalizar una teoría de la determinación del valor de cambio por el trabajo, idea propuesta inicialmente por Smith. La originalidad de Diatkine es mostrar que, por un lado, los problemas económicos planteados por Smith se generaron a partir de sus puntos vista filosófico-políticos y, por otro, que por esta vía descubrimos que su proyecto no planteó tanto construir una ciencia económica como la actual, sino un discurso sobre una economía justa, que dependa de ciertos criterios de moral y de política.

Esta nueva perspectiva de lectura permite a Diatkine también denunciar que es absurdo presentar la RDN como el texto fundador de la doctrina del “liberalismo económico”. Este argumento depende, justamente, de la concepción de liberalismo económico a la cual se refiere el autor:

1. El liberalismo no es la tesis francesa del *laissez faire-laissez passer*, donde los agentes deciden el camino, conociendo sus propios intereses, frente a la amenaza de la regulación estatal autocrática, porque ello no significa reivindicar el funcionamiento mecánico de un ambiente competitivo, sino cierto funcionamiento orgánico, que solicita una vigilancia cuidadosa del soberano³.
2. Fue en el siglo XIX cuando el “liberalismo político” reivindicó la libertad frente a la religión y el absolutismo, momento en que se creó el verdadero “liberalismo económico”, aquel que se encuentra, por ejemplo, en F. Bastiat, al invocar el arreglo natural de las cosas cuya conclusión es la libertad y donde el enemigo es la imposición arbitraria de restricciones por el Estado.
3. La aceptación smithiana de que la sociedad está dividida en clases (y no en individuos) es contradictoria con la tesis liberal, construida a partir de la negación de esa división.

En fin, para Diatkine el verdadero liberalismo económico es el que, como hace la escuela de Chicago, postula dogmáticamente que “toda política económica es necesariamente nociva” (p. 35), tesis que nunca se puso en la RDN. En política, Smith era liberal, pensaba que los individuos conocían sus intereses y con-

³ Diatkine muestra que, en ese sentido, no puede parecer contradictorio encontrar a mercantilistas que propendan por este mismo tipo de política “liberal”.

sideraba que 1) las leyes deben ser consentidas por la ciudadanía, 2) la propiedad privada es legítima, 3) los monopolios son nocivos y 4) no es conveniente sustituir el mercado por la regulación del precio de los metales monetarios. Pero estaba dispuesto a aceptar que el legislador regulara donde el mercado hace mal o no existe, por ejemplo, en relaciones laborales y crediticias⁴.

SMITH ANTES DE LA RIQUEZA DE LAS NACIONES

Diatkine ilustra con claridad los debates principales en los que Smith participó antes de escribir la RDN. Se trata de discusiones sobre filosofía de la moral, el comportamiento en las relaciones humanas y los fundamentos de la justicia.

Parece que la conexión principal con lo que viene luego como economía política surge de la reflexión sobre la pasión de la codicia, a la que D. Hume consideraba pasión destructiva y, por ende, negativa para la sociedad, al no tener freno. Hume atacó la codicia desde un punto de vista moralizante; mientras que Smith, sostiene Diatkine, rompió con ese criterio, porque en su pensamiento la noción de enriquecimiento tomó una dimensión totalmente nueva, ampliamente positiva, la acumulación del capital para beneficio de todos:

Es ese concepto el que sustituye la codicia y de inmediato la cuestión ya no será la de proferir un juicio moral sobre ese comportamiento, sino sobre las condiciones políticas que pueden hacer compatibles la acumulación de capitales y el interés general. (Diatkine, 2019, p. 77)

Para realizar este cambio Smith transformó el concepto de codicia, el deseo de enriquecimiento en bienes útiles, al sustituirlo por “amor al sistema”, una pasión que puede entenderse como amor por los medios para conseguir los fines. Diatkine (2019) sostiene que la novedad de Smith reside en que el deseo de enriquecimiento ilimitado no tiene como objetivo ni las cosas (como los nobles) ni el dinero (algo que no satisface una necesidad privada), “sino lo que el designará en la RDN como capital, es decir, los acervos acumulados, a fin de que rindan la tasa de beneficio más elevada posible” (p. 88).

Así, el amor al sistema surge del goce particular e inconsciente de aquel que lo pone en funcionamiento. De esta manera el amor del sistema, reemplaza el amor del dinero. En Smith, el ambicioso o codicioso se convierte en un emprendedor (para obtener conocimiento, obras artes, poder político o riqueza económica).

⁴ Si esto es así, Smith está cerca de los neoclásicos de las “fallas del mercado”, como Arrow, Blanchard y Tirole, considerados hoy liberales. Diatkine insiste en que el ataque de Smith al mercantilismo no es por que viole el liberalismo, sino porque es parcial y permite que la clase comerciante, al conocer mejor sus intereses con respecto a otros grupos, abuse y asimile su interés con el interés general. El profesor francés deja sin responder lo que él llama “el extraño proceso intelectual” por el cual Smith se convirtió, paulatinamente, en algo que, en realidad, no representa: el gran vocero del “liberalismo económico para toda la economía”.

Por tanto, la cuestión en la RDN no era ya determinar si estamos frente a un vicio o una virtud, sino “comprender en qué medida la acumulación de capital, que sin embargo permite el enriquecimiento de todos, constituye una amenaza para la ciudad” (p. 98).

SMITH EN LA RIQUEZA DE LAS NACIONES

Entender a Smith pasa siempre por conocer su denuncia del “sistema comercial” o mercantilismo. Esta denuncia abarca varios temas, principalmente, las tres tesis “equivocadas” del sistema mercantil:

1. El enriquecimiento de un país se registra en el balance de las cuentas nacionales, cuando se constatan superávits o excedentes comerciales que se manifiesten en metálico, en oro. De ahí que parezca necesaria una política de protección del dinero, asimilado a los movimientos de oro⁵.
2. Se confunden riqueza y dinero: el enriquecimiento se plantea en oro monetario y no en bienes.
3. Se piensa que el dinero hace que exista una asimetría entre comprar y vender, lo que da pie a la idea de que solo el dinero es el que compra y, por tanto, los intercambios son monetarios.

Frente a estas creencias, de acuerdo con Diatkine (2019), Smith planteó cinco argumentos alternativos:

1. La riqueza es “real” y está constituida por los productos, no por el dinero, el cual se limita a ser intermediario, hacer que los bienes circulen. El oro monetario es como las otras mercancías⁶.
2. Se asigna a los bienes poseer el poder de comprar, son valores de cambio, lo que significa que el privilegio del dinero se extiende a los bienes: “Siendo dineros todas las mercancías, la diferencia entre trueque e intercambio monetario pierde lo esencial de su pertinencia” (p. 111). La teoría del valor margina el dinero y pasa a ser una posibilidad de técnica de transacciones.
3. El “sistema comercial” (mercantilismo) es producto histórico de una evolución diferente al “curso natural”. La reconstrucción histórica de Smith sería la siguiente: el Imperio romano se derrumbó, el campo se empobreció, el sistema de señores no lo dejó crecer, vino la independencia de las ciudades, la alianza entre comerciantes con el rey y, paulatinamente, se extendió el comercio y los señores se debilitaron. Diatkine escribe: “Se trata de mos-

⁵ En esa medida, el interés de una compañía oriental parece ser igual al interés general, porque trae el oro que se necesita para el funcionamiento de la economía interior.

⁶ Diatkine afirma que Smith confunde el oro y el dinero. Ser “patrón del dinero no es lo mismo que ser dinero. La demanda de oro (bien privado) no es lo mismo que demanda de dinero (demandado para comprar). El oro como riqueza privada es riqueza, no dinero”.

trar que el sistema mercantil, aquel que sella la alianza de los intereses del monarca con los mercaderes y manufactureros, es el resultado del accidente de la historia que es la caída del Imperio romano” (p. 117).

4. El sistema mercantil es colonialista, monopolista e ineficiente (crea crecimiento negativo y despilfarra la riqueza). El monopolio concedido a una sola empresa colonial “es la expresión la más pura del sistema mercantil” (p. 129), con lo cual se tiende a identificar el mercader con el soberano.
5. “El sistema mercantil conduce a la tiranía de los mercaderes, es en eso [en lo] que es temible” (p. 133). Por ende, lo que inquietaba a Smith no sería tanto la intervención del Estado a favor de una empresa, “falseando” la competencia, sino “la identificación pura y simple del interés general a los intereses de las empresas” (p. 133).

Así se entiende que Smith no criticaba la organización económica basada en el comercio, sino su derivación hacia el imperialismo y el monopolio cuya base es el abuso de poder. Según el autor, para Smith si el mundo va mal es porque el legislador se pone como parte interesada en los conflictos de intereses entre los grupos, ya que el Gobierno se deja capturar de los comerciantes y no defiende los intereses de otros grupos.

Pero ¿por qué el gobierno es parcial? Aquí Diatkine sigue una argumentación en este sentido. No habla de agentes políticos sino de agentes económicos; muestra que para Smith el interés de obreros y rentistas va con el progreso del sistema: cuanto mayor acumulación, mejores rentas y mejores salarios. ¿Qué sucede a los capitalistas? El progreso crea menos beneficios, es decir, la marcha del sistema no beneficia del todo a los capitalistas. Diatkine escribe: “Smith deduce que el interés de los mercaderes y de los manufactureros es directamente contrario al interés general” (p. 172). Se añade que los terratenientes y obreros no son muy conscientes de sus intereses, mientras que los comerciantes los conocen mejor. Parecería que el interés general es que cada clase reciba su remuneración normal-natural. Los capitalistas eluden y pueden eludir este destino, evitando la competencia por medio de favores de los legisladores. Para Diatkine parece que el problema está en el legislador, no en la astucia de los comerciantes y, por tanto, “es necesario alejar el legislador de los mercaderes” (p. 173)⁷.

De todas maneras, el proyecto de Smith buscaba sustituir un sistema comercial parcial y artificial por un sistema comercial natural imparcial, es decir, liberar la sociedad del sistema mercantilista. Un primer modelo alternativo que le sirvió de referencia es el de una economía que sigue un “curso natural”, como sería

⁷ Diatkine sí afirma que Smith evoca un sistema “de justicia y de la perfecta libertad”, con el fin de encontrar, no la identidad natural de intereses, sino la neutralización artificial de los intereses. Es necesario poner a los políticos a distancia para “dejar hacer” a los actores económicos, aunque vigilando con la atención requerida, necesaria para paliar los accidentes posibles de la reproducción. Smith parece no solo pretender cambiar la economía hacia más competencia y justicia, sino también cambiar la política.

la de los colonos en Norteamérica, donde consiguieron tierra libre, trabajaron, no tenían servidumbre y pagaban pocos impuestos, donde el asalariado era apenas un recurso temporal. En estas condiciones, sus organizaciones representativas en las decisiones políticas resultaban republicanas, a pesar de ser colonias inglesas, y no crearon un sistema de privilegios sino uno de igualdad.

Pero el sistema de los colonos no es realizable en la Europa de Smith, porque allí no había tierras libres, sino una historia heredada del feudalismo y el sistema “comercial”. De modo que resultaba necesario un nuevo capitalismo, aquel de la acumulación de capital con tasa de beneficio natural. Por tanto, para convencer a sus lectores de su nuevo capitalismo, Smith escribió la RDN y avanzó en su enfoque sobre los fundamentos económicos de ese sistema: división del trabajo, intercambio, dinero, precios, capital, ganancias, salarios, rentas, crédito y acumulación, etc. Estos temas terminaron por mostrar una manera de pensar la economía, el enfoque económico de Smith, discutido posteriormente por los comentaristas y economistas teóricos.

EL PENSAMIENTO ECONÓMICO DE SMITH

Diatkine presenta el pensamiento económico de Smith, con una mirada crítica, de forma que al final debemos concluir que el capitalismo deseado nace mal concebido o mal explicado.

La economía comercial simple

Smith comenzó representando una economía comercial sin capitalismo, algo parecido a una economía comercial simple, como la llamó Marx. Allí puso en escena a los productores independientes que reciben su propia producción, la remuneración de su trabajo, y tranzan de acuerdo con las cantidades de trabajo. En esas circunstancias, el dinero, en primera instancia, no aparece como condición ni de la producción ni de los intercambios. Aquí se presentarían los dos primeros errores de Smith:

1. Gracias a una idea de valor de cambio por fuera del dinero, el poder de cambio del dinero se traslada a los bienes, los cuales se ven investidos de la facultad del poder de comprar⁸.
2. El ejemplo de la fábrica de alfileres es una fábrica de solo trabajadores artesanos y sobre ella Smith habla de la división social del trabajo como si la imagen de la empresa sirviera a la imagen del mercado.

⁸ Para Smith, por medio de la división social del trabajo se da cuenta de la interdependencia general. Sin embargo, para Diatkine (2019), Smith “no plantea la cuestión de saber cómo esta coordinación descentralizada se hace posible” (p. 203), sino que la supone resuelta.

Así pues, “si Smith es un teórico del mercado (en el sentido de Marx) su obra comienza con un despiste monumental, al hacer de una economía centralizada (la fábrica de alfileres) el modelo de una economía descentralizada” (Diatkine, 2019, p. 204).

Este comienzo se entiende como la forma de rechazar la riqueza monetaria de los mercantilistas y llegar a “la riqueza real”, constituida por bienes, que debe ser medida como poder económico sobre el trabajo ajeno. Esto implica suponer los precios, las proporciones, y luego mostrar sus respectivos precios en trabajo, dividiendo por las tasas de salarios (las remuneraciones de cada trabajo). Como sabemos, la dificultad no superada de esta teoría inicial del valor-trabajo es que es imposible construir el concepto de trabajo general a partir de la diversidad intrínseca de trabajos, sin acudir a lo que quiere eludirse: el dinero y los salarios. Esto significa que las bases conceptuales que propone Smith no son fuertes, pero de todas maneras propone una teoría del valor de cambio, aspecto que Diatkine busca minimizar.

Ganancia y la acumulación de capital

Para Smith, una economía capitalista no es igual a una economía comercial, idea que se ha perdido en la representación de los economistas, con excepción de Marx, Keynes y la heterodoxia monetaria moderna. En el capitalismo de Smith, hay precios y también variables que realmente no son precios, como salarios, rentas, beneficios, intereses y acumulación. Para introducir la acumulación, Diatkine recupera en Smith el deseo de enriquecimiento o codicia, “uno de los caracteres más fuertes de la RDN” (Diatkine, 2019, p. 222). Este deseo, en vez de condenado, debe ser controlado; y la reflexión más importante es saber cómo hacerlo. Los capitalistas de Smith son mercaderes manufactureros que buscan la acumulación de capital⁹. Diatkine ubica como central el enunciado mencionado según el cual el interés de clase de los capitalistas, a diferencia del de los rentistas y asalariados, es siempre opuesto al interés general de la sociedad y, por ello, la tesis de Smith sería que, por lo regular, los capitalistas tienden a ser como los mercaderes mercantilistas que buscan privilegios ilegítimos.

Los inversionistas de capital encuentran beneficio y tienen como referencia cierto beneficio natural, confiados en que la competencia igualará las tasas de beneficio. “Smith parece suponer, lo que Ricardo hará explícitamente, que la economía alcanzará el equilibrio [...], una situación que nada incita los individuos a modificar sus posiciones” (Diatkine, 2019, p. 231). Nuestro autor muestra que Smith pensaba que, para un inversionista, es difícil conocer la tasa de beneficio nor-

⁹ Diatkine muestra que *stock* y *capital* no son necesariamente sinónimos en inglés, al igual que en español, y que se han olvidado de esto al traducir *stock* como *capital*. En realidad, *stock* puede ser *acervo* y también *capital*. Para producir se necesitan acervos de bienes y para obtener beneficios, convertir los acervos en capital. Las traducciones en español cometen también el error. Para darse cuenta de la ambigüedad piénsese en *capital humano* ¿es *capital* o *acervo*?

mal, de modo que acude al argumento de que una referencia práctica es la tasa de interés normal de los créditos. Pero esta posición significa una incoherencia, puesto que “el enfoque de Smith debería entonces conferir a las relaciones financieras y monetarias (entre ellas, la política monetaria) un lugar de primer orden en la RDN” (p. 231), algo que es contradictorio, ya que la RDN es construida sobre la negación de la política monetaria.

Con respecto a los beneficios, Diatkine (2019) recuerda el alegato de Smith, según el cual, los beneficios no remuneran un trabajo sino un capital, y los capitales son una dimensión común frente a la tasa de beneficio. Por tanto, el capital no es una cantidad física (un factor de producción) ni una mercancía (una cantidad multiplicada por un precio):

El capital es una mercancía general, por así decir, porque solo existe en relación con la tasa de beneficio [...]. Como mercancía general el capital solo tiene un rival, el dinero. Esta generalidad se expresa por el hecho de que a una tasa igual de beneficio debería ser indiferente a los capitalistas el haber invertido en una rama u otra. Es en ese sentido [en el] que capital es una mercancía “general”. (p. 233)

El mercader invierte para obtener una alta tasa de beneficio, pero la competencia le impone la tasa natural. En principio, las cantidades del mercado no son las cantidades naturales; vienen los ajustes de la gravitación de cantidades y de precios y, al final, logra alcanzarse el precio natural. ¿Qué está en juego aquí? Diatkine (2019) vuelve a contradecir a los economistas posteriores:

No es, sin duda, el problema de la coordinación mercantil por la competencia presuntamente representada por la “mano invisible”, metáfora evocada por Smith, algunas 400 páginas más adelante [...], lo que está en juego es más simple: se trata de mostrar que, si esta regulación por la competencia es entrabada y las tasas de remuneración permanecen diferentes a las del nivel natural, la sociedad sale perjudicada. El análisis de la gravitación no busca estudiar cómo se identifican naturalmente los intereses [...], sino dar una primera expresión económica de la colusión política entre agentes económicos y los legisladores, colusión que está en el centro del sistema comercial. (p. 240)

Si esto es así, resulta obvio que las críticas al mercantilismo se basan en una creencia sobre la autorregulación de los capitales (no de los intereses en general) en la gravitación, de forma que, si su funcionamiento se entraba, los capitales se beneficiarían y no los consumidores ni las otras clases. Con esta argumentación, se entendería por qué los economistas posteriores consideraron que era necesario buscar las condiciones en que el proceso de gravitación resultara una “verdad” científica y no una creencia o una idea de sentido común. Indudablemente, con una teoría de las virtudes de la competencia, los economistas representaron al mercantilismo como un capitalismo monopolista que perjudica a los consumidores.

El otro punto delicado es mostrar las condiciones que hacen que la tasa de beneficio descienda: “Una de las cuestiones difíciles de RDN” (Diatkine, 2019, p. 240). En principio, Smith atribuyó el descenso al aumento de capitales que compiten en un mercado. Diatkine busca, como los economistas, aclarar las condiciones para verificar esta tesis y encuentra que depende de situaciones particulares y débiles analíticamente: técnicas y división del trabajo constantes, extensión del mercado constante (“es decir, si se venden 10000 euros de trigo por día sobre un mercado dado, esto expresa simplemente la extensión del mercado del trigo” –nota de la página 237). Más capitales son más productos, frente a una extensión del mercado dada como constante. Diatkine afirma que son los precios naturales los que bajan en esas situaciones y esto conduce a una baja en R .

Esto no es fácil de entender, porque los precios naturales de Smith se basan en las remuneraciones y estas no dependen de los precios. Aún más, se había dicho que eran “convencionales” y ahora aparecen obedeciendo a una ley económica.

De todas maneras, para Diatkine (2019) estas condiciones son difíciles de admitir, dados los efectos de interdependencia general. Por eso, menciona que, más bien, Smith se apoya en el argumento de que los movimientos de las tasas de interés monetarias muestran el sentido de los cambios de la tasa de beneficio, de manera que, cuanto mayor enriquecimiento se constata, menor es la tasa de interés, una idea mercantilista. “La baja de r está fundada sobre la idea admitida por los mismos adversarios de Smith” (p. 242). Pero, como se vio, aparece la incoherencia de resolver un problema “real” acudiendo a lo que se había expulsado, una circunstancia monetaria.

Tras una mención corta sobre la renta, viene la descripción sobre el curso natural de la opulencia, imaginado por Smith, que sigue una evolución desde la agricultura, pasa por la manufactura y llega al comercio exterior. Fuera de los detalles, esto sirve al autor para argumentar la tesis sorprendente de que la RDN no asimila economía y nación, sino que el verdadero espacio económico de Smith es más pequeño: la ciudad (campo y ciudad de la vecindad), no todo el Imperio o nación, contra Ricardo. “La RDN no es, entonces, el tratado de la riqueza de la nación, a pesar de que Quesnay sea la riqueza del reinado agrícola, allí donde el reino coincide exactamente con la economía” (Diatkine, 2019, p. 258).

Lo anterior lleva al profesor francés a reevaluar la metáfora de “la mano invisible”. Ya no será la conciliación anónima de los intereses privados (intereses bien conocidos por los mercaderes), sino algo más modesto: lograr el equilibrio de fuerzas entre lo cercano, la industria doméstica y el mundo externo, lejano: “La fuerza centrífuga de la búsqueda insaciable de beneficio, es según Smith, felizmente equilibrada por las fuerzas centrípetas que retiene cerca de su hogar a los capitalistas. Este equilibrio de fuerzas [...] es la metáfora de la mano invisible” (Diatkine, 2019, p. 261).

El cuadro que propone Diatkine (2019) parecer ser este: si los mercaderes no tuvieran influencia en la política, se quedarían en la vecindad y no harían las inversiones

lejanas. Para hacerlas, se apoyan en los privilegios obtenidos por la intriga política, haciendo creer que su interés particular es el general. Los privilegios llevan a anomalías que conducen al imperialismo y las inversiones lejanas. La “mano invisible” permite encontrar el equilibrio entre el interés doméstico y el lejano, sin intromisión de los privilegios monopólicos. “Insisto en subrayar una vez más que es la clase de los mercaderes y manufactureros lo que es el objetivo [del ataque] de Smith” (p. 261).

Aquí hay una dificultad. Si los mercaderes y manufactureros son el objetivo del ataque de Smith, al mismo tiempo también serían para él la clave de la solución en el capitalismo de la buena acumulación. Para que esto tenga sentido, habría afirmar que solo son objetivo del ataque los comerciantes manufactureros monopolistas y los políticos que lo permiten, pero no los comerciantes manufactureros en sí mismos. Entonces, Smith necesita, por un lado, alejar a los legisladores de los intereses particulares de los comerciantes y, por otro, mostrar un horizonte en que estos pueden crear riqueza para todos, sin caer en los abusos, ni sometiéndose a una “mano invisible” que regula dónde se hacen las inversiones. Sin embargo, si la mano invisible es un mecanismo que equilibra fuerzas, no es claro por qué esto desmiente las interpretaciones posteriores.

Ahora bien, además de describir al capitalista como aquel que busca el beneficio sin someterse a una evolución “natural”, Smith debe explicar el funcionamiento del sistema. Para esto, debe hablarse del salario, del interés, del dinero y del crédito. De modo que el análisis económico se impone al Smith estadista.

Sobre la relación salarial

Con respecto al contrato salarial, Diatkine (2019) muestra que Smith lo describió como “una relación económica particular y muy diferente a una relación de intercambio” (p. 264). Al no ser relación de este tipo, Smith abrió espacio para que esta relación económica sea regulada por la sociedad, algo que vuelve a corroborar su lejanía con el estricto “liberalismo económico”. En efecto, Smith permaneció fiel a la idea de que el trabajo concede el primer título de propiedad y, por tanto, quien cede el trabajo, cede este título. El pago de salarios hace que el trabajador no venda nada a su empleador, sino que entra a su servicio, cediéndole su título de propiedad sobre el producto. Esta es la explicación de por qué “los trabajadores dependientes no son mercaderes” (p. 269).

Por esta razón básica, en Smith, la descripción de la dependencia salarial es fuente de violencia, tal como se encuentra en los textos del capítulo 8 de la RDN sobre la “negociación” salarial, donde, antes de un conflicto de intereses (que puede ser arreglado por la competencia), Smith puso en escena un conflicto de identidades, de clases. Aquí aparece un gran problema para la propuesta del economista y filósofo escocés: si el sistema capitalista implica contratos salariales, los cuales son contratos de sumisión (no regidos por el mercado), ello no parece compatible

con la idea de “libertad natural”, como forma adecuada de organizar la economía cuyo modelo es la colonización americana, donde los contratos salariales son temporales, porque los asalariados se independizan rápidamente y se vuelven pioneros independientes.

Ante esta dificultad, Diatkine (2019) es prudente y solo pregunta: ¿cuáles revoluciones serían necesarias para acercar a Europa a la situación americana? En realidad, es imposible pensar que Smith promoviera revoluciones anticapitalistas en Europa, con base en una referencia a un sistema ideal de mercados solo entre productores independientes. De todas formas, se abre la discusión a dos alternativas. En la primera, los marginalistas y neoclásicos representaron la relación salarial como un intercambio de equivalentes, con lo cual desaparece la anomalía evocada por Smith; en la segunda, correspondió a Marx llevar el argumento al extremo, ligando el valor de la mercancía “fuerza de trabajo” a la explotación del trabajo, es decir, a una relación de no equivalencia, donde la alternativa al mundo salarial es la destrucción del capitalismo y los mercados. ¿Los neoclásicos propusieron la verdadera revolución liberal, mientras que Marx proponía la revolución anticapitalista?

El dinero y la finanza

Diatkine muestra que Smith no consiguió proponer una buena representación de los mercados, dado que no había entendido la presencia del dinero en ellos, de modo que optó por hablar de los intercambios sin dinero, como si los mercados pudieran funcionar o representarse en términos de trueque. En realidad, el trueque es accidental, no es una técnica general de transacciones¹⁰. Pero Smith cayó en ella porque tenía la idea de que la riqueza es un poder de compra sobre los trabajos ajenos, un poder de cada mercancía, no solamente del dinero. Con respecto a ello, Diatkine (2019) afirma:

La fábula del trueque es, entonces, muy preciosa, puesto que permite expresar simplemente la idea de que no se pierde ninguna información pertinente poniendo entre “paréntesis” el dinero en el proceso económico. La sola información que se perdería son los costos de transacción que de todas maneras nunca son nulos, aun en una economía monetaria. Lo esencial de la economía puede y debe ser estudiada en “términos reales”. [Tal opción corresponde a la posición antimercantilista de Smith, dado que] la fábula del trueque participa de esta expulsión del dinero del centro del análisis económico en el cual la había instalado Steuart, como por todos los partidarios del sistema mercantil. (p. 276)

Ahora, si la representación del intercambio es la relación entre bienes, construida a partir de una teoría del valor, el dinero debe incorporarse a la teoría de todas for-

¹⁰“Nunca un investigador historiador o antropólogo ha encontrado una economía de trueque” (Diatkine, 2019, p. 275).

mas. Para esto, Diatkine (2019) examina los textos donde Smith expuso la sustitución de “dinero metálico” por “dinero bancario” y la financiación bancaria de las inversiones privadas. En el primer, caso se muestra la dificultad de que el dinero aparezca como una mercancía y, por tanto, con valor. El problema es claro al distinguir el oro como metal y el oro monetario. El oro es mercancía, pero el dinero no. El dinero tiene utilidad social y no tiene valor (su emisión no genera ingresos), por tanto, en Smith el dinero es un “bono de compra” (idea tomada de C. Benetti) y no una mercancía.

Este resultado no parece sorprender a Diatkine (2019), ya que “la definición de la riqueza propuesto por Smith hace de esta un poder de compra que pertenece a todas las mercancías. Ellas son todas dinero”, de suerte que las mercancías “son las que hacen circular las mercancías. Por así decirlo, ellas se mueven solas. Es el poder compra, lo que constituye el canal de la circulación [...]. Ellas no tienen necesidad de dinero” (p. 284). Por tanto, Diatkine encuentra en Smith la primera formulación del problema aun irresuelto de cómo construir una concepción del dinero, compatible con la concepción real de la riqueza, construida con una teoría del valor.

Más adelante, Smith encontró los desórdenes que pueden presentarse en el capitalismo, cuando trata de la intervención de los bancos en la actividad de los agentes económicos. Diatkine (2019) muestra que Smith llamaba la atención sobre la inestabilidad que puede crearse cuando los bancos descuentan letras de cambio o crean créditos para financiar emprendimientos nuevos que deben pagarse en el futuro, es decir, la creación de capitales por fuera del ahorro. El problema ocurre cuando los agentes desbordan sus “ahorros” y se endeudan más allá de ellos, lo cual hace del crédito una amenaza para la buena marcha del sistema. Diatkine (2019) afirma que

la transformación del dinero en capital es la historia del capitalismo que triunfa y es tan vieja como él. Los historiadores saben bien que esta historia es la *success story* del capitalismo. Ahora bien, es exactamente de esta historia de la cual Smith no quiere oír hablar. Según él, solo el ahorro real, y solo él, es lo que puede y debe transformarse en inversión real, y toda desviación con respecto a esta norma es fuente de peligros. (p. 289)

De ahí surge que Smith legitimara otra regulación “antiliberal” de los préstamos y emisiones en los “mercados financieros”, aunque sea una limitación de la libertad natural. El economista escocés limitó también la vigencia de sociedades por acciones a casos muy particulares, donde existe mucha seguridad; y solicitó la fijación de una tasa de interés máxima, para garantizar que los prestamistas prudentes siempre tengan financiación y los especuladores no los dejen sin fondos.

Diatkine (2019) no deja de concluir que “la hostilidad de Smith al mercado financiero es sin límites” (p. 292) y muestra la manera en que los economistas posteriores, como Bentham, atacan en este punto a Smith, diciendo que el crédito es un

intercambio, dinero presente por dinero futuro y no existe razón para excluir este intercambio de las reglas generales del intercambio. Por esto, a partir de Bentham, Diatkine concluye lo siguiente:

Los economistas van a intentar a mostrar que el interés de los capitalistas [...] es el interés general [...]. Los asuntos tan importantes de las condiciones constitucionales del control (maitrise) de la acumulación de capitales (la ciencia del legislador) fue borrada. Pero ¿será que el simple control del capitalismo es equivalente a su destrucción? (p. 296)

CONCLUSIONES

Diatkine (2019) propone una interesante lectura política de Smith que da sentido a su intervención en los asuntos económicos. Afirma que, para Smith, la colusión entre manufactureros y estadistas del “sistema comercial” parece ser el mayor defecto, porque trae parcialidad social, injusticia, monopolios y guerras. Romper esta situación se haría con el impulso de un capitalismo bien regulado, con estadistas capacitados que defendieran los intereses de todos los sectores y no solo de los manufactureros.

El capitalismo ideal de Smith combina mercados donde se asiste a 1) una gravitación de precios y 2) una tendencia a la baja de la tasa de ganancia, pero donde se hacen necesarias regulaciones especiales para evitar los abusos de los capitalistas, regular la contratación laboral y el mundo financiero y monetario, porque en estos no funcionan las relaciones como relaciones mercantiles. Así, de un sistema capitalista abusivo, se pasaría a un sistema regulado, pero nunca a algo cercano al ideal de un capitalismo autorregulado por la ley de los mercados como propuso luego la teoría neoclásica.

Por todo ello, Diatkine desvaloriza la idea de la “mano invisible” de Smith como tema central de su reflexión y la arrincona a una discusión marginal sobre las inversiones lejanas o cercanas de capitales. Al mismo tiempo, la idea de que existe una ley del valor-trabajo como principio explicativo queda también desvalorizada, porque no es aplicable al capitalismo. Esta propuesta de un capitalismo nuevo se hace con intuiciones importantes (el capitalismo no es solo mercados), pero propone conceptos económicos básicos fracasados, como mercados sin dinero, la fábula del trueque, bienes con el poder de comprar, ley del valor trabajo, dinero como bono de compra, confusión entre tasas de ganancia y tasa de interés, reducción de la tasa de ganancia sin demostración y mano invisible confusa; conceptos que indican que la empresa intelectual y política de Smith quedó corta y no tenía condiciones para triunfar. Estas limitaciones justifican, aunque Diatkine no lo acepta, que los economistas se vean en la necesidad de buscar otras ciencias económicas, teniendo como referencia las propuestas del autor de *La riqueza de las naciones*.

REFERENCIAS

1. Beraud, A., & Facarello, G. (1993). *Nouvelle Histoire de la pensée économique*. Editions La Découverte.
2. Deleplace, G. (2018). *Histoire de la pensée économique*. Dunod.
3. Diatkine, D. (2019). *Adam Smith. La Découverte du capitalisme et de ses limites*. Édition du Seuil.

ACERCA DE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revista *Cuadernos de Economía* es publicada semestralmente por la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas (Universidad Nacional de Colombia). Es una de las más antiguas del país en el área económica. Su primera edición se realizó durante el primer semestre de 1979.

Nuestra publicación está disponible en índices y bases de datos nacionales e internacionales, tales como SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latinex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich's Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Información Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Pubindex, LatAm-Studies y Econpapers.

La revista tiene como objetivo divulgar, en el ámbito académico nacional e internacional, los avances intelectuales en teorías, metodologías y aplicaciones económicas, así como los resultados de investigaciones y trabajos especializados.

Su público está integrado por académicos (investigadores, docentes y estudiantes universitarios), miembros de instituciones gubernamentales y de entidades privadas, que se ocupen del estudio de la teoría económica, la política económica, el desarrollo socioeconómico y otros temas de interés para la disciplina.

El Editor y el Consejo Editorial de Cuadernos de Economía son las instancias que deciden sobre la publicación de las contribuciones. Es importante aclarar que el envío de material no exige su publicación y que el contenido de los artículos es responsabilidad de los autores y no compromete, de ninguna manera, a la revista o a la institución.

El autor interesado en someter a evaluación una contribución, debe hacerla llegar a la revista, conforme a las especificaciones contempladas en las *pautas para autores*. Esta información se encuentra disponible al final de cada número y en el sitio web: <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/pautas.html>

Los evaluadores son seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en los temas cubiertos por cada artículo. La evaluación toma en cuenta aspectos como la originalidad del contenido, el rigor conceptual, los aspectos metodológicos, la claridad y la coherencia, tanto en la argumentación como en la exposición, y la pertinencia de las conclusiones.

La versión en *pdf* de los artículos puede ser consultada y descargada en el sitio <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>. Para la adquisición en formato físico de números anteriores, el interesado puede comunicarse con la dirección de la revista: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, primer piso, Universidad Nacional de Colombia; al correo electrónico revcuaecono_bog@unal.edu.co o al teléfono 3165000 extensión 12308.

PAUTAS PARA AUTORES

La revista *Cuadernos de Economía* toma en consideración contribuciones académicas inéditas, artículos de investigación, revisiones bibliográficas, debates y reseñas analíticas, con redacciones en español, inglés, francés o portugués, que no hayan sido propuestos en otras revistas académicas. Los textos deben ser un aporte al avance del conocimiento en las áreas económica, política, social, administrativa y/o demográfica.

La recepción de artículos se realiza durante todo el año y no tiene ningún costo para los autores. El proceso de postulación se hace por medio del sistema de gestión editorial OJS en el siguiente enlace: <http://bit.ly/ZsvX1j>.

La revista podrá desestimar la publicación de un manuscrito si, por decisión interna, se determina que no cumple con ciertos estándares académicos o editoriales. Los manuscritos que pasen la revisión inicial serán enviados a evaluadores seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en las temáticas abordadas en cada artículo. Con el fin de garantizar la imparcialidad de la evaluación emitida, nuestra publicación emplea el sistema de arbitraje doble ciego, es decir, que tanto los evaluadores como los autores permanecen anónimos.

La evaluación toma en cuenta aspectos como la originalidad del contenido, el rigor conceptual, los aspectos metodológicos, la claridad y la coherencia (tanto en la argumentación como en la exposición), y la pertinencia de las conclusiones. Los resultados del arbitraje pueden ser: aprobado sin modificaciones, publicación sujeta a incorporación de cambios y observaciones, reescritura del documento y rechazo del material. La tasa de rechazo de materiales sometidos a evaluación durante 2020 fue del 76%.

Culminado el proceso de arbitraje, las evaluaciones se enviarán a los autores, quienes contarán con un periodo máximo de 30 días para realizar los respectivos ajustes si hay exigencia de ellos. Posteriormente los artículos que superen el proceso editorial entrarán en lista de espera para ser publicados en números posteriores de la revista.

NORMAS EDITORIALES

1. Someter un artículo a Cuadernos de Economía supone el compromiso, por parte de los autores, de no someterlo simultáneamente a otras publicaciones, ya sea en forma parcial o completa.
2. En caso de que una versión preliminar del manuscrito sometido al proceso editorial haya sido presentada como documento de trabajo (*working paper*), se debe incluir la referencia completa.
3. Los trabajos se enviarán en LaTeX o archivo de texto (Word para Windows o Rich Text Format) y deben cumplir con los siguientes requerimientos: una extensión entre 4.000 y 10.000 palabras incluyendo notas y referencias bibliográficas (teniendo en cuenta que los artículos en economía tienen en promedio una extensión de 4.000 a 6.000 palabras); espacio sencillo; letra Garamond tamaño 13;

papel tamaño carta y márgenes de 3 cm. Para los documentos sometidos a la sección de reseñas la extensión máxima se reduce a 4.000 palabras.

4. El título del artículo debe ser explicativo y recoger la esencia del trabajo.
5. Los datos sobre el autor se indicarán en nota al pie de página con asterisco: nombre del autor, profesión u oficio, nivel de estudios, empleo actual, lugar de trabajo y, obligatoriamente, su correo electrónico (preferiblemente institucional).
6. Debe incluirse un resumen en español y otro en inglés con una extensión de 100 palabras cada uno. Deben ser claros y proporcionar la información suficiente para que los lectores puedan identificar el tema del artículo, metodología y principales resultados.
7. Es necesario especificar cuatro o cinco palabras clave en español y en inglés, y cuatro o cinco códigos de clasificación de la nomenclatura JEL, la cual puede ser consultada en la siguiente dirección web: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
8. Se requiere que los cuadros, gráficas o mapas sean legibles, con las convenciones definidas, que se cite su fuente de información en la parte inferior y que se envíen los archivos en los programas empleados para su elaboración (hoja de cálculo para cuadros, tablas y gráficos, e imagen para figuras o mapas). Se debe indicar la página en la que deben ser insertados o si se incluyen como anexos. Si se utiliza material protegido por copyright, los autores se hacen responsables de obtener la autorización escrita de quienes poseen los derechos.
9. Los encabezados de cada sección se escribirán en negritas, alineados a la izquierda y en mayúscula sostenida. Los títulos de segundo nivel se escribirán en negritas, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas. Los títulos de tercer nivel irán en itálica, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas.
10. Las ecuaciones deben estar numeradas de manera consecutiva y entre paréntesis: (1), (2)... Esta numeración debe estar alineada a la derecha de la página.
11. Los símbolos matemáticos deben ser muy claros y legibles. Los subíndices y superíndices deben estar correctamente ubicados.
12. Si el documento propuesto incluye citas textuales es necesario seguir las siguientes indicaciones según normativa APA: si posee cinco líneas o menos irá precedida de dos puntos y entre comillas; si poseen más de cinco líneas o más de 40 palabras se ubicará en un párrafo aparte, a 4 centímetros del borde izquierdo de la hoja, con letra Garamond tamaño 12 y alineado a la derecha.
13. Las notas de pie de página serán, exclusivamente, de carácter aclaratorio o explicativo, no deben incluir referencias bibliográficas.
14. Para emplear una sigla o una abreviatura se indicará su equivalencia completa y a continuación, entre paréntesis, el término que será utilizado en el resto del documento.
15. Las referencias al interior del texto deben conservar el estilo autor-fecha, por ejemplo: López, 1998. Cuando la referencia se hace textualmente, el número de la

página de donde se tomó debe ir después de la fecha, separado por coma (López, 1998, p. 52), o si incluye varias páginas (López, 1998, pp. 52-53); en caso de tres o más autores se menciona el primero seguido de “*et al.*” (López *et al.*, 1998).

16. La redacción, las menciones en el texto, ya sean textuales o paráfrasis y las referencias bibliográficas deben seguir estrictamente el estilo APA. La bibliografía debe listar solamente las fuentes citadas en el trabajo en la sección de “Referencias”.
17. El autor cede los derechos de publicación a la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Cuadernos de Economía se reserva el derecho de publicación impresa, electrónica y de cualquier otra clase, en todos los idiomas.
18. Se recomienda a los autores escribir con el mayor rigor, verificando la ortografía, empleando párrafos cortos y homogéneos, y utilizando adecuadamente los signos de puntuación. La revista puede realizar los cambios editoriales que considere pertinentes para dar al artículo la mayor claridad posible.
19. Excepcionalmente, es posible proponer la reproducción de textos difundidos en otros medios o que requieran traducción, siempre y cuando no impliquen costos adicionales para la publicación.
20. Algunos ejemplos y aclaraciones sobre el uso de normas APA pueden encontrarse en <http://www.apastyle.org/learn/faqs/index.aspx> y http://flash1r.apa.org/apastyle/basichtml5/index.html?_ga=2.198992360.670361098.1544630386-2074163288.1530031378

CONCERNING CUADERNOS DE ECONOMÍA

“Cuadernos de Economía” is published every six months by the Universidad Nacional de Colombia’s School of Economics (Economics’ Faculty). It is one of the oldest economic journals in Colombia; its first edition appeared during the first semester of 1979.

This is a refereed journal, indexed in SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latindex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich’s Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Informação Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Publindex, LatAm-Studies y Econpapers.

The journal’s objective is to broadcast (within a national and international academic setting) intellectual advances regarding economic theory, methodology and applications, as well as the results of research and specialized work.

We aim at contributing to the academic debate among national and regional scholars allowing a wide spectrum of competing theoretical approaches. Its public consists of academics (researchers, teachers and university students), members of government institutions and private entities interested in studying economic theory, economic policy, socioeconomic development and other topics of interest for the discipline. Cuadernos de Economía can reject a manuscript if, after an initial internal revision, it is stated that the manuscript does not fulfill certain academic or editorial standards. Those manuscripts passing this first revision, will go through double blind refereeing.

Our publication uses double-blind refereeing (i.e. both the evaluators and the authors remain anonymous). The foregoing guarantees the impartiality of the concept being put forward. The referees are selected according to their knowledge of the topics being covered by each article. Evaluation takes into account such aspects as: the originality of the content, conceptual rigor, methodological aspects, clarity and coherence in both the argument and how it is expressed and the pertinence of the conclusions. The content of an article is the author’s responsibility and does not commit the journal or the institution in any way.

Any author interested in submitting a contribution to be evaluated must ensure that it reaches the journal conforming to the specifications laid down in the *author guidelines*. This information can be found at the end of each issue and on the journal’s web site: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. A PDF version of the journal’s articles can be consulted and downloaded from web site <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>. If one is interested in acquiring back numbers in physical format then one can get in touch with the journal directly at the following address: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia; at the following e-mail address: revcuaeco_bog@unal.edu.co, or on telephone 3165000, extension 12308.

AUTHOR GUIDELINES

Cuadernos de Economía takes into consideration for possible publication unedited academic contributions, research articles, reports and case studies, essays, bibliographic reviews, criticism and analytical reports of books written in Spanish, English, French or Portuguese which have not been previously published (except as a working paper) and which are not under consideration for publication elsewhere. If such material has been presented as a working paper, then the complete reference must be included. The texts must make a contribution towards advancing knowledge in economic, political, social, administrative and demographic areas.

Candidates must apply through the OJS editorial management system and include the documents listed following the link <http://bit.ly/ZsvX1j>.

In case it is decided that an article is publishable, then the peer evaluations will be sent to the authors so that they can make the respective adjustments (if so requested) within a maximum period of 30 days.

Cuadernos de Economía's editorial committee is the final body deciding on whether contributions should be published. It should be stressed that simply sending material does not oblige the journal to publish it. The journal's publication-team is committed to keeping authors informed during the different stages of the publishing process.

Articles will be received throughout the whole year.

EDITORIAL NORMS

1. Work must be sent in a Latex or text file (Word for Windows (.doc) or Rich Text Format (.RTF)) and must comply with the following requirements: material shall have between 4,000 and 10,000 words including notes and bibliographic references (be aware that documents in Economics have between 4.000 and 6.000 words); the text shall be written in single space, Garamond font size 13, on letter-sized pages having 3 cm margins.
2. Data concerning the authors must be indicated in footnotes by an asterisk: author's names, profession or job, level of studies, actual post held, place of work and (obligatorily) their e-mails and their address.
3. An analytical abstract in written in Spanish and English must be included, containing a maximum of 100 words. The summary must be clear and provide sufficient information for the readers to be able to easily identify the article's subject.
4. Four or five key words must be given in Spanish and English and four or five classification codes using JEL nomenclature which can be consulted at the following web site: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. The article's title must be explanatory and illustrate the essence of the work.

6. Tables, graphs, plots and/or maps must be legible, having very clearly defined conventions; source information must be cited in the lower part of them and the files must be sent in the software used for drawing them (spreadsheet for tables, plots and graphs, and image for figures or maps). The page on which they must be inserted or whether they should be included as appendices must be clearly indicated. If material which is protected by copyright is to be used, then the authors are solely responsible for obtaining written authorization from those who hold the rights.
7. The headings for each section must be written in bold, aligned to the left and in sustained capitals. Second level titles must be written in bold, aligned to the left and combine capital and small case letters. Third level titles must be written in italics, aligned to the left and combine capital and small case letters.
8. Equations must be numbered in a consecutive manner and be placed within square brackets ([1],[2],[3] ...). Such numbering must be aligned with the right-hand side of the page.
9. Mathematical symbols must be clear and legible. Subscript and superscript must be correctly used.
10. If the proposed document should include textual citation, then the following indications should be followed: if the quotation has five lines or less then it must be preceded by a colon and be placed within inverted commas; if the quotation runs for more than five lines then it must be placed in a separate paragraph, 1 centimeters from the left-hand edge of the page, in Garamond font size 12 and aligned to the right.
11. Footnotes will be exclusively explanatory or explicative; they must not include bibliographic references.
12. If an abbreviation or acronym is to be used then it must indicate its complete equivalent and the term (placed within brackets) which will be used from that point on in the rest of the document.
13. Bibliographic references must retain the author-date style, inserted within the text (López, 1998). When a reference is given textually then the number of the page from which it was taken must be given after the date, separated by a comma (López, 1998, p. 52), if it includes several pages (López, 1998, pp. 52-53) and in the case of several authors (López *et al.*, 1998).
14. The bibliography must only list the sources cited in the work; the section is thus entitled Bibliographic References. Examples of the norms for citing other work as used by the journal are the rules of APA Style: <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>.
15. All authors cede their publication rights to the Universidad Nacional de Colombia's School of Economics (Economics' Faculty). *Cuadernos de Economía* reserves printed and electronic publication rights and any other type of rights, in all languages.
16. The journal reserves the right to make any editorial changes which it considers pertinent for providing an article with the greatest clarity possible. It is thus recommended that authors write with the greatest rigor, verifying their spelling, use short, homogeneous paragraphs and use punctuation marks correctly.
17. Exceptionally, it may be proposed that texts be reproduced which have been broadcast in other media or which require translation, always assuming that this does not imply any additional publication costs.

À PROPOS DE LA REVUE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revue *Cuadernos de Economía* est semestriellement publiée par l'École d'Économie de la Faculté de Sciences Économiques (Université Nationale de Colombie). C'est l'une des plus anciennes du pays dans le domaine économique. Sa première édition a été réalisée pendant le premier semestre de 1979.

La revue a l'objectif de divulguer, dans l'enceinte académique nationale et internationale, les avancées intellectuelles dans des théories, des méthodologies et des applications économiques, ainsi que les résultats de recherches et de travaux spécialisés.

Son public est composé par les académiciens (chercheurs, enseignants et étudiants universitaires), les membres d'institutions gouvernementales et d'entités privées qui s'occupent de l'étude de la théorie économique, de la politique économique, du développement socioéconomique et d'autres sujets d'intérêt pour la discipline.

Notre publication emploie le système de paires évaluateurs en appliquant les normes d'un *arbitrage aveugle*, c'est-à-dire, que tant les évaluateurs comme les auteurs restent anonymes. Le précédent, afin de garantir l'impartialité du concept émis.

Les évaluateurs sont choisis conformément à leurs connaissances dans les sujets couverts par chaque article. L'évaluation prend en compte des aspects comme : l'originalité du contenu, la rigueur conceptuelle, les aspects méthodologiques, la clarté et la cohérence, tant dans l'argumentation comme dans l'exposé, et la pertinence des conclusions.

Le contenu des articles est responsabilité des auteurs et il ne compromet, d'aucune manière,

à la revue ou à institution. L'auteur intéressé à soumettre à évaluation une contribution, doit la faire arriver à la revue, conforme aux spécifications contemplées dans les paramètres pour les auteurs. Cette information est disponible à la fin de chaque numéro et dans le site web <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>

La version en pdf des articles peut être consultée et être téléchargée dans le site web: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. Pour l'acquisition dans un format physique de numéros précédents, l'intéressé peut s'adresser à la revue : Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia ; ou à la boîte mail : revcuaeo_bog@unal.edu.co ou au téléphone 3165000 extension 12308.

PARAMETRES POUR LES AUTEURS

La revue *Cuadernos de Economía* prend en considération, pour sa publication, de contributions académiques inédites, d'articles d'investigation, de rapports et études de cas, d'essais, de révisions bibliographiques, de critiques et des descriptions analytiques de livres, en Espagnol, en Anglais, en Français ou en portugais, qui n'aient pas été proposés dans d'autres revues académiques. Au cas où ils se sont présentés comme documents de travail, il faut inclure la référence complète. Les textes doivent contribuer à l'avancée de la connaissance dans les domaines économique, politique, social, administratif et démographique.

Le processus de postulation se fait par le système de gestion éditoriale OJS et les documents doivent être joints dans le link suivant <http://bit.ly/ZsvX1j>.

Dans le cas des articles à publier, les évaluations seront envoyées aux auteurs pour qu'ils puissent réaliser les ajustements respectifs, s'il y a exigence de d'eux, dans un délai maximum de 30 jours.

L'Editor et le Conseil d'Édition de *Cuadernos de Economía* sont les instances qui prend la décision de publier les contributions.

Il est important de clarifier que l'envoi de matériel n'oblige pas à effectuer son publication. L'équipe de travail de la revue se engage à maintenir informé au (aux) auteur (s) pendant les différentes étapes du processus éditorial.

La réception des articles se fait tout au long de l'année.

NORMES ÉDITORIALES

1. Les travaux seront envoyés en fichiers Latex ou de texte (*Word pour Windows ou Ritch Text Formart*) et doivent remplir les demandes suivantes : une dimension de 10.000 mots en incluant des notes et des références bibliographiques ; l'interligne simple ; lettre Garamond taille 13 ; papier lettre et marges de 3 cm.
2. Les données sur l'auteur seront indiquées en note de bas de page avec un astérisque : nom de l'auteur, son occupation ou office, le niveau d'études, l'emploi actuel, le lieu de travail et, obligatoirement, son courrier électronique.
3. On doit inclure un résumé en Espagnol et en Anglais de 100 mots au maximum. Celui-ci doit être clair et fournir l'information suffisante pour que les lecteurs puissent identifier le sujet de l'article.
4. Trois ou quatre mots clés en Espagnol et en Anglais, et trois ou quatre codes de classification de la nomenclature JEL, laquelle peut être consultée dans le site web: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. Le titre de l'article doit être explicite et recouvrir l'essentiel du travail.
6. On requiert que les tableaux, les graphiques ou les cartes soient lisibles, avec les conventions très définies, qu'on cite sa source dans la partie inférieure et que soient

envoyés dans les programmes employés pour leur élaboration (feuille de calcul pour les tableaux et les graphiques, et d'image pour les figures ou les cartes). On doit indiquer la page dans laquelle ils doivent être insérés ou s'ils sont inclus comme annexes. Si on utilise du matériel protégé par copyright, les auteurs seront les responsables d'obtenir l'autorisation écrite de ceux qui possèdent les droits.

7. Les entêtes de chaque section seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche et en lettres capitales. Les titres de second niveau seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche, et en combinant de lettres capitales et minuscules. Les titres de troisième niveau iront dans *itálica*, alignés à gauche, et en combinant de lettres capitales et minuscules.
8. Les équations doivent être numérotées de manière consécutive et dans des crochets ([1],[2],[3] ...). Cette numération doit être alignée à droite.
9. Les symboles mathématiques doivent être très clairs et lisibles. Les indices doivent être correctement placés.
10. Si le document proposé inclut de cites textuelles, il est nécessaire de suivre les indications suivantes : s'il possède cinq lignes ou moins il sera précédée de deux points et ira entre des guillemets ; s'ils possèdent plus de cinq lignes se placera dans un paragraphe à part, à 1 centimètres du bord gauche de la feuille, avec lettre Garamond taille 13 et aligné à la droite.
11. Les notes de bas de page seront, exclusivement, de caractère explicatif, elles ne doivent pas inclure des références bibliographiques.
12. Pour employer un sigle ou une abréviation on indiquera son équivalence complète et ensuite, entre parenthèses, le terme qui sera utilisé dans le reste du document.
13. Les références bibliographiques doivent conserver le style auteur-date, insérées dans le texte (López, 1998). Quand la référence est faite de façon textuelle, le numéro de la page d'où est tiré l'extrait doit être mentionné après la date, séparé par une virgule (López, 1998, 52), si elle comprend plusieurs pages (López, 1998, 52-53), et dans le cas où il y aurait plusieurs auteurs (López *et al.*, 1998).
14. La bibliographie ne doit mentionner que les sources citées dans le texte, pour cette raison la section s'intitule Références bibliographiques. Les normes de citation employées par la revue sont celles de l'American Psychological Association (APA) : <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>.
15. L'auteur cède les droits de publication à la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Cuadernos de Economía se réserve le droit de publication en papier, électronique et de tout autre classe, dans toutes les langues.
16. La revue peut effectuer les changements éditoriaux qu'elle considère pertinents pour donner à l'article la plus grande clarté possible. Par conséquent, on recommande aux auteurs d'écrire avec la plus grande rigidité, vérifiant l'orthographe, employant de paragraphes courts et homogènes, et utilisant, adéquatement, les signes de ponctuation.
17. Exceptionnellement, il est possible de proposer la reproduction de textes diffusés dans d'autres moyens ou qui requièrent d'une traduction, pourvu qu'ils n'impliquent pas de coûts additionnels pour la publication.

Nota editorial

Jorge H. Maldonado 7

Artículos

Femicide in Latin America: An economic approach

Carolina Álvarez Garavito y Hugo Nicolás Acosta González 11

Analysis of Principal Nonlinear Components for the Construction of a Socioeconomic Stratification Index in Ecuador

Katherine Morales, Miguel Flores y Yasmín Salazar Méndez 43

Índice de Desarrollo Local para Ecuador con datos del 2010

Adriana Vélez-Tamay, Viviana Carriel y Yonimiler Castillo-Ortega 83

Estructura productiva laboral y pobreza en México: análisis municipal en tres regiones

Owen Eli Ceballos Mina y Abelardo De Anda Casas 129

Factores detrás del aumento de precios en el sector agrícola a inicios del siglo XXI: rentas, salarios, petróleo y productividad

Hernán Alejandro Roitberg 169

Tratados de libre comercio y duración de las exportaciones: evidencia a nivel de firma para Colombia

Margalida Murillo y Cindy Paola Leal 201

La brecha de remuneraciones entre segmentos del mercado de trabajo en la Argentina

Jorge A. Paz 239

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



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



ISSN 0120-3053
E-ISSN 2256-5779

VOL 40 N° 72
JUL - DIC 2021

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

Contenido

Editorial

Magnitud e implicaciones de la pobreza en Colombia

Luis E. Vallejo Zamudio

Artículos

El comportamiento económico desde la perspectiva biológica y psicológica

Cindy Cifuentes Gómez, Siervo Tulio Delgado, Jorge I González

Impacto de la amenaza financiera en el cambio de comportamiento del inversor: el efecto moderador del apoyo social durante la Covid19 en Pakistán

Hussain Mehdi, Muhammad Shaukat Malik, Huma Ali, Zeeshan Rasool

La afiliación a la seguridad social de los trabajadores y sus efectos en las finanzas de las empresas en México

Carlos Mauricio Tosca Vidal, Germán Martínez Prats, Candelaria Guzmán Fernández

Tipo de cambio, nivel de precios y divergencias: un análisis regional para la República Argentina

Ernesto Gabriel Pizarro Levi

Los trabajadores informales en Colombia

John Ariza, Alexander Retajac

La evaluación multicriterio en la ubicación de las ventas ambulantes en Tibasosa, Boyacá, Colombia

Andrés Fernando Pava Vargas, Luis Felipe Fajardo Pineda

La autonomía económica de las mujeres latinoamericanas

Edith Johana Medina Hernández, María José Fernández Gómez

La probabilidad de contagio y deceso por COVID-19 en pacientes indígenas y no indígenas durante la pandemia en México

Jorge Horbat Corredor

Desarrollo sostenible del cultivo agroindustrial de la palma de aceite en Norte de Santander - Colombia

Dennys Jazmín Manzano López, Eder Alexander Botello Sánchez, Mario de Jesús Zambrano Miranda

Apuntes del
CENES

Contacto:

Luis E. Vallejo Zamudio (*Editor*)

Ricardo Tejedor Estupiñán

(*Asistente Editorial*)

apuntes.cenes@uptc.edu.co

La revista se encuentra en los siguientes índices:

Scielo - Redalyc - Bibilat - Publindex Categoría B - ESCI (WoS)

Agregadores: EBSCO - Dialnet - REDIB - CLASE - ProQuest

Directorios: DOAJ - Latindex - EconLit - Latinrev - DOTEC—RepEc -ERIH

Plus - Econpapers - EconBib -

Número 80

Abril - Junio



N.º
79
Enero - Marzo



N.º
78
Octubre - Diciembre



N.º
77
Julio - Septiembre

E-ISSN 2248-6968

ISSN 0121-5051

INNOVAR

REVISTA DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y SOCIALES

VOLUMEN
31
2021

Categoría B en el Índice Bibliográfico Nacional de Colciencias

EDITORIAL

Victor Mauricio Castañeda Rodríguez

CONTABILIDAD Y FINANZAS

Management accounting and control system in the u-model internationalization process. A case study

Ana Filipa M. Roque, Mário Raposo, Maria do Céu Alves

Cálculo de la rentabilidad financiero-fiscal de una operación de capital diferido a prima periódica. Un enfoque estocástico

María José Pérez, Antonio Alegre Escolano

MARKETING

Planteamiento estratégico para la financiación inclusiva del turismo por parte de los organismos financieros internacionales

Isabel Carrillo Hidalgo, Juan Ignacio Pulido

Segmentación por motivaciones y valoración del turismo interior en el destino Manta, Manabí, Ecuador

Nelson Garcia Reinoso

GESTIÓN Y ORGANIZACIONES

Propuesta de modelo para la autogestión del conocimiento para la productividad de las empresas de menor tamaño en la era del conocimiento

Héctor Gonzalo Rojas Pescio, Verónica Alejandra Roa Petrasic

Análisis de los efectos de la inversión en innovación sobre el progreso técnico del sector industrial de plásticos en Bogotá

Andrés Giovanni Guarín Salinas, Javier Hernando García-Estévez

La comunicación corporativa de la Responsabilidad Social Empresarial (RSE): El caso de las empresas de la provincia Sabana Centro de Cundinamarca

Jeffer Darío Buitrago Betancourt

La separación entre sostenibilidad organizacional y desarrollo sostenible: una reflexión sobre herramientas emergentes para disminuir la brecha Sebastián

Dueñas-Ocampo, Jesús Perdomo-Ortiz, Lida Esperanza Villa Castaño

Relaciones con la organización y el trabajo en los millennials colombianos

Oscar Gallo, Diego René Gonzales-Miranda, Juan Pablo Román-Calderón, Gustavo Adolfo García

APORTES A LA INVESTIGACIÓN Y A LA DOCENCIA

Pensando la Contaduría Pública en su ejercicio profesional:

William Rojas Rojas, Andrés Mauricio Sánchez Grijalba

Cómo medir la apropiación social de la ciencia y la tecnología:

La definición de indicadores como problema

Jorge Manuel Escobar Ortiz

SUSCRIPCIONES Y CANJE INTERNACIONAL:

Por favor comuníquese con la Coordinación de INNOVAR

CORREO ELECTRÓNICO: revinnova_bog@unal.edu.co

TELÉFONO: (57) (1) 3165000, ext. 12367 | APARTADO AÉREO: 055051

WWW.INNOVAR.UNAL.EDU.CO

INNOVAR

• ENSAYOS DE ECONOMÍA •



Bases de datos, directorios, catálogos y redes académicas:

EBSCO, EconLit, ERIH,
FLACSO, CLACSO, REDIB,
LATINDEX, CLASE,
Dialnet, ProQuest,
Ulrich's Periodicals Directory,
Actualidad Iberoamericana,
Doctec-Repec-IDEAS,
SciELO Colombia, DOAJ

Contacto y canje

Carrera 65 No. 59A-110,
edificio 46, oficina 108
Medellín, Antioquia, Colombia

Teléfono: (57-4) 4309000 Ext: 46282

Correo electrónico:
ensayos_med@unal.edu.co

Sitio web:
[https://revistas.unal.edu.co/
index.php/ede/index](https://revistas.unal.edu.co/index.php/ede/index)

Nota editorial

Colombia, una elite sin proyecto nacional

Guillermo Maya Muñoz

Artículos

Desindustrialización: evidencias desde una mirada kaldoriana para Colombia (2005-2017)

Wilson Quijano-Salamanca, Diego Alejandro Guevara Castañeda

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.88693>

Productividad en Colombia: un desafío pendiente

Hernando Sánchez-Ruiz

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.88625>

Regresión en la estructura productiva y la distribución del ingreso en América Latina: historia de una trayectoria truncada

Gonzalo Cóbbita-Mora, Oscar Eduardo Pérez-Rodríguez, Jaime Edison Rojas-Mora

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.86477>

¿Hacia una teoría de la administración en América Latina?

Francisco Ballina Ríos

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.85905>

Determinantes de la autonomía local en la gestión del trabajo en empresas multinacionales. El caso de las subsidiarias argentinas

Ignacio Cretini, Marcelo Delfini, Alejandra Quadrana

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.88667>

Los determinantes sociales de la salud en la etapa neoliberal: un abordaje de las desigualdades desde la economía política

Mariano Treacy

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.89606>

Turismo sostenible: un modelo de crecimiento con recursos naturales

Silvia London, Mara Leticia Rojas, Karen Natalí Candias

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.88712>

Technical Efficiency and Public Policies in Agriculture: An Analysis for the Eastern Amazon Region

Juliana de Sales Silva

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.89283>

El problema del desarrollo económico en el Municipio de Tausa – Cundinamarca bajo las administraciones municipales 2004-2019

Dairo Alonso Cañón-Murcia

<https://doi.org/10.15446/ede.v31n58.88413>

LECTURAS DE ECONOMÍA

Universidad de Antioquia Departamento de Economía

Calle 67 #53-108 | B13 | OF401 | Medellín, Colombia
revistalecturas@udea.edu.co | Teléfono: +57(4) 219 88 35
<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeconomia>



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

1949

Facultad de Ciencias Económicas

Número 93: julio-diciembre de 2020

Análisis de los incentivos económicos en la capacidad instalada de energía solar fotovoltaica en Colombia

MANUELA CASTAÑO-GÓMEZ Y JOHN Jairo GARCÍA-RENDÓN

Procedimiento de optimización no lineal para la cuantificación del aporte de la energía eléctrica en el crecimiento económico colombiano, 1925-1997

OSCAR GONZALO MANSUETE-DÍAZ
Y DIEGO FERNANDO LEMUS-POLANIA

Evaluación de política pública y equilibrio general aplicado

GUSTAVO ADOLFO HERNÁNDEZ-DÍAZ

Academic presentecism and violence against women in schools of business and engineering in Peruvian universities

RAQUEL CHARLOQUE-CISPEDES, ARISTIDES VARGA-HORNIA,
ZAHRA ÁSENCOR-GONZÁLES, DENNIS LÓPEZ-ODAR,
ALDO ALVAREZ-RISCO, LITHANA QUIPUZCO-GHICATA,
CHRISTIN SCHULZE AND MARTÉ SÁNCHEZ-VILLAGÓMEZ

Grupos de interés e impuesto al consumo de bebidas azucaradas en Colombia

JULIANA DÍAZ-GARCÍA, GERMAN VALENCIA-AGUDELO,
ISABEL CRISTINA CARMONA-GARCÉS Y LAURA INÉS
GONZÁLEZ-ZAPATA

Job stress in the labor market: an application of the fuzzy set measurement method for the Colombian case

BILVER ADRIAN ASTORQUIZA-BUSTOS, MARIBEL
CASTILLO-CARCEDO AND ALINE GÓMEZ-MEJÍA

El costo económico de los desastres naturales: el caso del tsunami y la emergencia nuclear en Japón en 2011

JORGE BARRIENTOS-MARIN, SEBASTIÁN OSORNA-VALENCIA
Y SEBASTIÁN GONZALO-FLOREZ

Crisis financiera mundial y sus efectos sobre el canal del crédito bancario en la economía colombiana

DAVID RODRÍGUEZ-GONZÁLEZ E INÉS MARÍA
ULLOY-VILLEGAS

Sectoral Price and Quantity Indexes of Argentine Foreign Trade

FLORENCIA MELISSA FARIAS, GUIDO ZACK Y RICARDO
GABRIEL MARTÍNEZ

Número 94: enero-junio de 2021

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

LUIS HERNANDO PORTILLO-RANSOS
Y EDINSON ORTIZ-BENWILDES

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

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

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

DIEGO DANILLO RODRÍGUEZ ROSERO, RUBER EARLENTON
ORDÓÑEZ ORTEGA Y MARIO EDUARDO HIDALGO VILLOTA

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

ÁNGELO DIOMAR VILLALOBOS VALENCIA, LIOBALDO
ENRIQUE MOLERO OLIVA Y ALBERTO GREGORIO
CASTELLANO MONTEIL

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

JHON JAMES MORA

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

PABLO DANIEL MONTECUBIANESI, MARA LETICIA ROJAS
Y CARLOS DARÍO DABÍS

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

JULIAN AGUSTO CASAS HERRERA Y JHANCARLOS
GUTIERREZ AYALA

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

ALEXANDER CARVAJAL AND OSCAR DAVID
ANDRÉS JULIAN LÓPEZ CAMARGO

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 —



Universidad
del Valle

SOCIEDAD & ECONOMÍA

Revista publicada por la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Universidad del Valle (Cali - Colombia)
e-ISSN: 2389-9050

N° 43
Mayo - agosto 2021

Artículos en esta edición

Mecanismos de coordinación en la planificación de cuencas hidrográficas en Colombia: el caso del río Dagua

Coordination Mechanisms in the Watershed Planning in Colombia: The Case of the Dagua River
Marco Antonio Aguirre, Oscar Buitrago-Bermúdez, Francy Viviana Bolaños-Tróchez

Incidencia multidimensional de la oferta criminal de Colombia desde un enfoque de ecuaciones simultáneas

Multidimensional Incidence of Colombia's Criminal Offer from a Simultaneous Equations Approach
Hector Daniel Martínez-Duarte, Angel David Ramírez-Romero, Eder Alexander Botello-Sánchez

Paramilitarismo, discurso autoritario y clase política en Caldas, 1978-2006

Paramilitarism, Authoritarian Discourse and Political Class in Caldas, 1978-2006
Julio Cruz

De lo simple a lo complejo: tres décadas del análisis de convergencia regional

From the Simple to the Complex: Three Decades of the Analysis of Regional Convergence
Angela Milena Rojas-Rivera, Juan Camilo Rengifo-López

Cocinas invisibles: el trabajo de las "alimentadoras" en la caficultura de la zona central colombiana

Invisible Kitchen's: Work of Rural Women in The Coffee Farms of The Central Zone of Colombia
Pablo Andrés Arango-Giraldo, José Elmer Castaño-Ramírez

Algunas consideraciones sobre aspectos conceptuales en Historia del Pensamiento Económico

Some Considerations on Conceptual Issues in History of Economic Thought
Germán Raúl Chaparro

¿Qué tan lejos está el ODS # 8 para Colombia? Una década de medición del trabajo decente

How Far is SDG # 8 for Colombia? A Decade of Measuring Decent Work
Silvio Fernando López

+INFO <https://sociedadyeconomia.univalle.edu.co> - revistasye@correounivalle.edu.co

Cuadernos de Economía, 40(83)
se terminó de editar, imprimir y encuadernar
en Proceditor, en enero de 2021,
con un tiraje de 100 ejemplares,
sobre papel bond blanco bahía de 70 g.
Bogotá, D. C., Colombia.

83

CUADERNOS DE ECONOMÍA

CONTENIDO

ARTÍCULOS

DANIELA GRACIA CABRERA Y MARTHA MISAS ARANGO	
Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018	361
FIDEL AROCHE REYES	
La ley de Kaldor-Verdoorn desde una perspectiva multisectorial	383
JUAN LEÓN MENDOZA	
Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú	403
OSVALDO GARCÍA MATA, ANA LUZ ZORRILLA DEL CASTILLO, ARTURO BRISEÑO GARCÍA Y EDUARDO ARANGO HERRERA	
Actitud financiera, comportamiento financiero y conocimiento financiero en México	431
FLAVIA BRAGA CHINELATO Y DIOGO BATISTA DE FREITAS CRUZ	
Parceiros do Brasil: Uma análise das exportações brasileiras	459
GUILLERMO DAVID HINCAPIÉ VÉLEZ	
Disparidades económicas y el rol del sistema vial: evidencia para Antioquia, Colombia	483
JOSÉ GABRIEL CASTILLO Y DONALD ZHANGALLIMBAY	
Las preferencias individuales y sus determinantes. Un análisis de las preferencias sobre el riesgo y el tiempo	515
HORACIO CATALÁN ALONSO	
Fundamentales macroeconómicos del tipo de cambio. Evidencia de cointegración	557
JEIMY LORENA MARTÍNEZ ARROYO Y NINI JOHANA MARÍN RODRÍGUEZ	
Relación dinámica entre los credit default swaps y la deuda pública. Análisis en el contexto latinoamericano	583
GRACIELA SANROMAN Y GUILLERMO SANTOS	
The joint distribution of income and wealth in Uruguay	609
ANDRÉS DOMÍNGUEZ	
Homicide rates and housing prices in Cali and Bogotá, D. C.	643
JUAN CARLOS BARRIOS GUTIÉRREZ	
Determinantes de la inversión extranjera directa en Bolivia. Un enfoque institucionalista	679
LUIS RENÉ CÁCERES	
El mecanismo de transmisión de política monetaria en una economía dolarizada. El caso de El Salvador	713

RESEÑA

JOSÉ FÉLIX CATAÑO	
Diatkine, D. (2019). Adam Smith. La découverte du capitalisme et de ses limites. Édition du Seuil	747

ISSN 0121-4772

