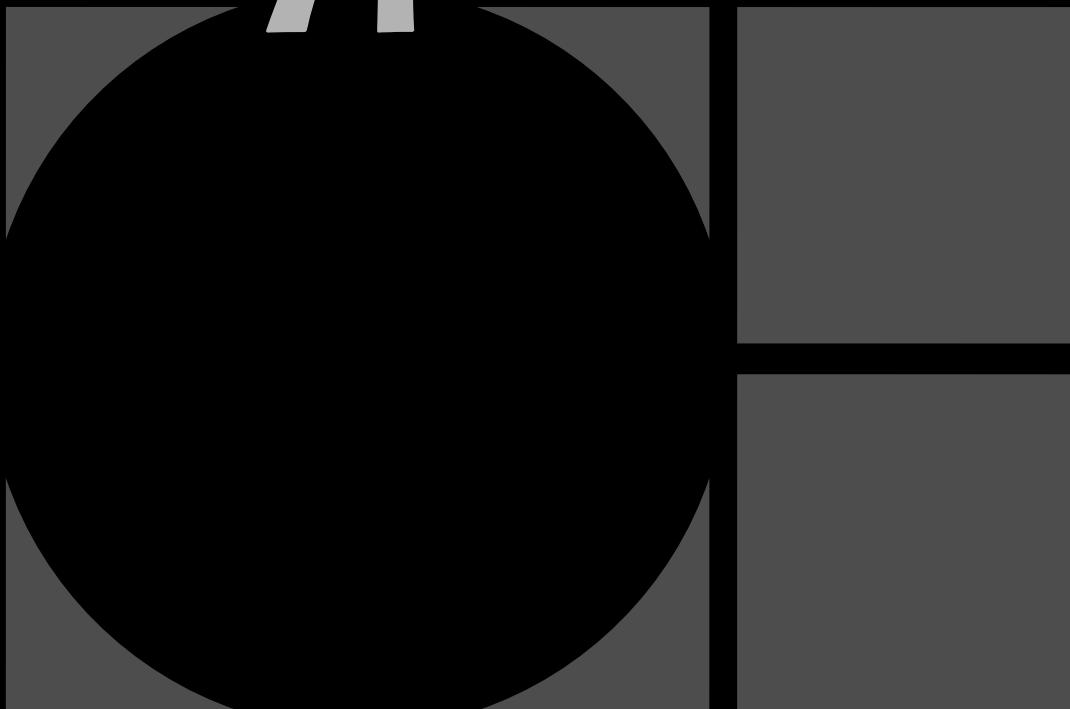


CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

71



Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

CUADERNOS DE ECONOMÍA

VOLUMEN XXXVI
NÚMERO 71
JULIO-DICIEMBRE DE 2017
ISSN 0121-4772

*Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá*



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

2017

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 licenciatario. 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

Pérdidas esperadas y detrimento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia <i>Santiago Medina Hurtado, Jorge Restrepo-Morales y Alejandro Bedoya</i>	261
Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014 <i>Diego Alejandro Castro y Alejandro Pérez y Soto</i>	293
Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais Brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011 <i>Paulo Reis Mourão</i>	321
Trade diversification in Colombia, 1991-2011 <i>Ricardo Argüello</i>	345
Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013) <i>Pablo Ignacio Chena y Carolina Bosnic</i>	379
El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR <i>Paúl A. Carrillo Maldonado</i>	405

Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? <i>Mónica Hurtado, Catherine Pereira-Villa y Edgar Villa</i>	441
Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar <i>Gastón Caligaris</i>	469
Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial <i>Fahd Boundi Chraki</i>	489
La localización como factor crítico. Análisis del programa “Mi casa, mi vida”. Córdoba, Argentina <i>Florencia Molinatti y Enrique Peláez</i>	521
An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model <i>María Verónica Alderete</i>	549
El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación a nivel firma <i>Rodrigo Pérez Artica, Fernando Delbianco y Leandro Brufman</i>	571
RESEÑA	
<i>La riqueza. Historia de una idea</i> , de Adolfo Rodríguez Herrera. Madrid: Maia Ediciones, 2015. <i>Esteban Cruz Hidalgo</i>	601

CONTENTS

PAPERS

Expected losses and the patrimonial detriment for vehicle theft in Colombia <i>Santiago Medina Hurtado, Jorge Restrepo-Morales and Alejandro Bedoya</i>	261
Estimation of the probability of non-compliance with a Colombian financial company by enterprises in the economic, industrial, and commercial sectors between 2009 and 2014 <i>Diego Alejandro Castro and Alejandro Pérez y Soto</i>	293
Decentralization and inequality in the distribution of Brazilian federal funds. A cointegration analysis between 1997 and 2011 <i>Paulo Reis Mourão</i>	321
Trade diversification in Colombia, 1991-2011 <i>Ricardo Argüello</i>	345
Economic concentration and international trade. The Marshall-Lerner condition in Argentina (1993-2013) <i>Pablo Ignacio Chena and Carolina Bosnic</i>	379
The effect of fiscal policy on expansions and recessions in Ecuador: A MSVAR model <i>Paúl A. Carrillo Maldonado</i>	405
Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? <i>Mónica Hurtado, Catherine Pereira-Villa and Edgar Villa</i>	441

The big agricultural enterprises in Argentina: The cases of Cresud and El Tejar <i>Gastón Caligaris</i>	469
Determinants of the real terms of trade between Spain and Germany (1970-2010). An econometric analysis of absolute cost advantage <i>Fahd Boundi Chraki</i>	489
Location as critical factor. An analysis of the “Mi casa, mi vida” program in Córdoba, Argentina <i>Florencia Molinatti and Enrique Peláez</i>	521
An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model <i>María Verónica Alderete</i>	549
Saving and investment in Latin America. A firm-level exploration <i>Rodrigo Pérez Artica, Fernando Delbianco and Leandro Brufman</i>	571
REVIEW	
<i>La riqueza. Historia de una idea</i> , de Adolfo Rodríguez Herrera. Madrid: Maia Ediciones, 2015. <i>Esteban Cruz Hidalgo</i>	601

SOMMAIRE

ARTICLES

Pertes attendues et détriment patrimonial pour cause de vol de véhicules en Colombie <i>Santiago Medina Hurtado, Jorge Restrepo-Morales et Alejandro Bedoya</i>	261
Estimation de la probabilité d'inaccomplissement pour les entreprises du secteur écono-mique industriel et commercial dans un organisme financier colombien entre les années 2009 et 2014 <i>Diego Alejandro Castro et Alejandro Pérez y Soto</i>	293
La décentralisation et l'inégalité dans la distribution des fonds constitutionnels brésiliens. Une analyse de cointégration entre 1997 et 2011 <i>Paulo Reis Mourão</i>	321
Diversification du commerce international en Colombie : 1991-2011 <i>Ricardo Argüello</i>	345
Concentration économique et commerce international. La condition Marshall-Lerner en Argentine (1993-2013) <i>Pablo Ignacio Chena et Carolina Bosnic</i>	379
L'effet de la politique fiscale sur l'expansion et la récession en Équateur : Un modèle MSVAR <i>Paúl A. Carrillo Maldonado</i>	405

Le développement du palmier à huile et le déplacement forcé en Colombie : relation causale ou infondée ? <i>Mónica Hurtado, Catherine Pereira-Villa et Edgar Villa</i>	441
Les grandes entreprises agricoles en Argentine : Les cas de Cresud et El Tejar <i>Gastón Caligaris</i>	469
Facteurs déterminants des relations réelles d'échange de l'Espagne avec l'Allemagne (1970-2010). Une analyse économétrique de l'avantage absolu du coût intrasectoriel <i>Fahd Boundi Chraki</i>	489
La localisation comme facteur critique. Analyse du programme « Ma maison, ma vie », Cordoba, Argentine <i>Florencia Molinatti et Enrique Peláez</i>	521
Une analyse de l'effet du haut débit sur la croissance de l'Amérique latine : un modèle structurel <i>María Verónica Alderete</i>	549
L'épargne et l'investissement corporatifs en Amérique latine. Une investigation au niveau de la firme <i>Rodrigo Pérez Artica, Fernando Delbianco et Leandro Brufman</i>	571
RÉSUMÉ	
<i>La riqueza. Historia de una idea</i> , de Adolfo Rodríguez Herrera. Madrid: Maia Ediciones, 2015. <i>Esteban Cruz Hidalgo</i>	601

CONTEÚDO

ARTIGOS

Perdas esperadas e detimento patrimonial por furto de veículos na Colômbia <i>Santiago Medina Hurtado, Jorge Restrepo-Morales y Alejandro Bedoya</i>	261
Estimado da probabilidade de inadimplência para as firmas do setor econômico industrial e comercial em uma entidade financeira colombiana entre os anos 2009 e 2014 <i>Diego Alejandro Castro y Alejandro Pérez y Soto</i>	293
La décentralisation et l'inégalité dans la distribution des fonds constitutionnels brésiliens. Une analyse de cointégration entre 1997 et 2011 <i>Paulo Reis Mourão</i>	321
Diversificação do comércio internacional na Colômbia: 1991-2011 <i>Ricardo Argüello</i>	345
Concentração econômica e comércio internacional. A condição Marshall-Lerner na Argentina (1993-2013) <i>Pablo Ignacio Chena y Carolina Bosnic</i>	379
O efeito da política fiscal em expansão e recessão para o Equador: Um modelo MSVAR <i>Paúl A. Carrillo Maldonado</i>	405
O desenvolvimento da palmeira de óleo africana e o deslocamento forçado de população na Colômbia: causal ou espúrio? <i>Mónica Hurtado, Catherine Pereira-Villa y Edgar Villa</i>	441

As grandes empresas agropecuárias na Argentina: Os casos de Cresud e El Tejar <i>Gastón Caligaris</i>	469
Determinantes das relações reais de troca da Espanha com a Alemanha (1970-2010). Uma análise econométrica da vantagem absoluta de custo intra-setorial <i>Fahd Boundi Chraki</i>	489
A localização como fator crítico. Análise do programa “Minha casa, minha vida”. Córdoba, Argentina <i>Florencia Molinatti y Enrique Peláez</i>	521
Uma aproximação sobre o efeito da banda larga no crescimento da América Latina: Um modelo estrutural <i>María Verónica Alderete</i>	549
A poupança e o investimento corporativos na América Latina. Uma indagação a nível firma <i>Rodrigo Pérez Artica, Fernando Delbianco y Leandro Brufman</i>	571
COMENTÁRIO	
<i>La riqueza. Historia de una idea</i> , de Adolfo Rodríguez Herrera. Madrid: Maia Ediciones, 2015. <i>Esteban Cruz Hidalgo</i>	601

ARTÍCULO

PÉRDIDAS ESPERADAS Y DETRIMENTO PATRIMONIAL POR HURTO DE VEHÍCULOS EN COLOMBIA

Santiago Medina Hurtado
Jorge Restrepo-Morales
Alejandro Bedoya

Medina Hurtado, S., Restrepo-Morales, J., & Bedoya, A. (2017). Pérdidas esperadas y detrimiento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 261-292.

Este trabajo presenta una aproximación metodológica basada en el concepto de valor en riesgo operativo (VaRop) para la estimación de las pérdidas económicas máximas esperadas por el hurto de vehículos asegurados en Colombia, desagregado por empresa aseguradora y para las principales ciudades del país. También se estima

S. Medina Hurtado

Doctor en estadística; profesor asociado, Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Minas; director grupo investigación GIFIC, Medellín, Colombia. Correo electrónico: smedina@unal.edu.co.

J. Restrepo-Morales

Doctor en internacionalización de la empresa; MBA; Profesor titular I.U. Tecnológico de Antioquia; director grupo RED, Medellín, Colombia. Correo electrónico: jrestrepo@tdea.edu.co.

A. Bedoya

Ingeniero administrador, Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Minas. Docente Fundación Universitaria Autónoma de las Américas, Medellín, Colombia. Correo electrónico: alejandro00727@gmail.com.

Sugerencia de citación: Medina Hurtado, S., Restrepo-Morales, J., & Bedoya, A. (2017). Pérdidas esperadas y detrimiento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 261-292. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.47450](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.47450).

Este artículo fue recibido el 17 de diciembre de 2014, ajustado el 18 de abril de 2015, y su publicación aprobada el 20 de agosto de 2015.

la pérdida patrimonial para propietarios cuyos vehículos no están asegurados. Para el primer propósito, se identificaron las distribuciones de probabilidad asociadas a las series de hurtos tanto para la frecuencia como para la pérdida económica mensual, las cuales fueron agregadas mediante un proceso de simulación Montecarlo. Para la pérdida patrimonial se planteó un modelo multidimensional para cuantificar la distribución del detrimento patrimonial, la cual incorpora cinco distribuciones de probabilidad en un proceso de simulación Montecarlo. El estudio evidencia la gravedad del problema del robo de vehículos en Colombia, con unas pérdidas económicas máximas para las aseguradoras de \$9.130,0 millones/mes y un detrimento patrimonial para los ciudadanos del orden de \$16.458,0 millones/mes; además, refleja la baja cultura del seguro en el país donde solo el 28,16% del parque automotor está cubierto por compañías aseguradoras.

Palabras clave: riesgo operativo, hurto vehículos, detrimento patrimonial, simulación de pérdidas.

JEL: C53, C58, G22, G31, M21.

Medina Hurtado, S., Restrepo-Morales, J., & Bedoya, A. (2017). Expected losses and the patrimonial detriment for vehicle theft in Colombia. Cuadernos de Economía, 36(71), 261-292.

This paper presents a methodological approach based on the Value at Operational Risk (VaRop) concept in order to quantify the maximum economic loss expected for the theft of insured vehicles in Colombia disaggregated by insurance company and for major cities. The financial loss to owners whose vehicles are not insured is also estimated. To do this, we identified the probability distributions associated to the series of thefts both in terms of frequency and monthly financial loss, which were aggregated using a Monte Carlo simulation process, it permit estimate the operational VaR or maximum probable loss at 95%. For the equity loss, a multidimensional model was proposed for the Distribution of Wealth Quantify Detriment incorporating five probability distributions in a Montecarlo simulation process. The study highlights the grave problem of vehicle theft in Colombia. There is a maximum economic loss for insurers of \$9,130.0 million/month and a capital expense for citizens in the order of \$16,458.0 mill/month. There is also a low insurance culture: only the 28.16% of the stolen vehicles are insured.

Keywords: Operative risk quantification, vehicle theft, capital detriment, losses simulation.

JEL: C53, C58, G22, G31, M21.

Medina Hurtado, S., Restrepo-Morales, J., & Bedoya, A. (2017). Pertes attendues et détriment patrimonial pour cause de vol de véhicules en Colombie. Cuadernos de Economía, 36(71), 261-292.

Ce travail présente une approche méthodologique basée sur le concept de valeur en risque opérationnel (VaRop) pour l'évaluation des pertes économiques maximales

escomptées pour le vol de véhicules assurés en Colombie, dispatché par compagnie d’assurance et pour les principales villes du pays. Nous estimons aussi la perte patrimoniale pour les propriétaires dont les véhicules ne sont pas assurés. Pour ce premier point, nous avons identifié les distributions de probabilités associées aux séries de vols tant pour la fréquence que pour la perte économique mensuelle, qui ont été incluses par une méthode de simulation Monte-Carlo. Pour la perte patrimoniale nous avons établi un modèle multidimensionnel pour quantifier la distribution du détriment patrimonial, qui incorpore cinq distributions de probabilités en une méthode de simulation Monte-Carlo. L'étude montre la gravité du problème du vol de véhicules en Colombie avec des pertes économiques maximales pour les assureurs de 9.130 millions \$ par mois et un détriment patrimonial pour les citoyens de l'ordre de 16.458 millions \$ par mois ; en outre, cela reflète la faible culture de l'assurance du pays où seulement 28,16 % du parc automobile est couvert par des compagnies d'assurance.

Mots-clés : Risque opératoire, vol de véhicules, détriment patrimonial, simulation de pertes.

JEL: C53, C58, G22, G31, M21.

Medina Hurtado, S., Restrepo-Morales, J., & Bedoya, A. (2017). Perdas esperadas e detrimento patrimonial por furto de veículos na Colômbia. Cuadernos de Economía, 36(71), 261-292.

Este trabalho apresenta uma aproximação metodológica baseada no conceito de valor em risco operacional (VaRop) para a previsão das perdas econômicas máximas esperadas por o furto de veículos segurados na Colômbia, desagregado por uma seguradora e para as principais cidades do país. Também prevê-se a perda patrimonial para proprietários cujos veículos não estão segurados. Para o primeiro propósito, foram identificadas as distribuições de probabilidade associadas aos furtos tanto para a frequência quanto para a perda econômica mensal, as quais foram agregadas mediante um processo de simulação Montecarlo. Para a perda patrimonial foi proposto um modelo multidimensional para quantificar a distribuição do detimento patrimonial, a qual incorpora cinco distribuições de probabilidade em um processo de simulação Montecarlo. O estudo mostra a gravidade do problema do roubo de veículos na Colômbia, com perdas econômicas máximas para as seguradoras de \$9.130,0 milhões/mês e um detimento patrimonial para os cidadãos da ordem de \$16.458,0 milhões/mês; além do mais, mostra a baixa cultura do seguro no país onde só 28,16% do parque automotor está coberto por seguradoras.

Palavras-chave: Risco operacional, furto veículos, detimento patrimonial, simulação de perdas.

JEL: C53, C58, G22, G31, M21.

INTRODUCCIÓN

El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea ha venido formalizando desde principios de la década de los noventa todos los aspectos relacionados con la definición, medición, cuantificación, gestión, requerimientos de capital y supervisión de riesgos a los cuales se ven expuestas las entidades financieras. Posteriormente estas metodologías se han extendido al total de las empresas que estructuran la economía y están formalizadas en normas como la ISO 31000 o la ISO 22301, donde se manifiesta la importancia de los conceptos asociados a los procesos de gestión de riesgos como pilar de procesos más globales relacionados con los sistemas de continuidad del negocio. El nuevo marco de capitales de Basilea II, publicado en junio de 2004, incorporó los riesgos operativos en los procesos de gestión de riesgos de las entidades financieras y definió el riesgo como el “riesgo de sufrir pérdidas debido a la inadecuación o fallos en procesos, personas, sistemas internos o bien por causas de eventos externos”. Esta definición permitió una clasificación de los principales eventos de pérdida, entre los cuales están:

- Fraude interno
- Fraude externo
- Relaciones laborales y seguridad de puestos de trabajo
- Incidencias en el negocio y fallos en los sistemas
- Daños a activos materiales
- Clientes, productos y prácticas empresariales
- Ejecución, entrega y gestión de procesos

La Superintendencia Financiera de Colombia (SFC) como autoridad de supervisión del sector asegurador ha adoptado mediante normas los lineamientos básicos planteados por Basilea para la gestión del riesgo operativo. Como una actividad básica de los procesos de gestión de riesgos, las entidades aseguradoras deben cuantificar las pérdidas potenciales por factor de riesgo (con base en las primas emitidas o la siniestralidad), lo que permite establecer reservas¹ o requerimientos de capital mínimo y de patrimonio técnico con el fin de mantener adecuados niveles de solvencia de la entidad para cubrir el pago de siniestros ocurridos y potenciales².

Si bien el abanico de factores de riesgo que pueden afectar el negocio es bastante amplio e incluye los anteriores mencionados y también se pueden encontrar riesgos asociados a factores sociopolíticos, reguladores, reputacionales, jurídicos, de imagen, etc. En la actualidad es fundamental identificar los factores de riesgo y cuantificar las pérdidas potenciales como resultado de la materialización de dichos eventos. Lo anterior requiere de la aplicación de metodologías que, a un nivel de

¹ Art. 186 del Estatuto Orgánico del Sistema Financiero.

² Circular Jurídica (C. E. 7 de 1996).

confianza, permitan cuantificar las pérdidas económicas potenciales con el fin de soportar la toma de decisiones relacionadas con estrategias de cubrimiento o la definición de los límites de tolerancia al riesgo.

El propósito de este estudio es la cuantificación de pérdidas económicas potenciales asociadas al hurto de vehículos, que subyacen en la materialización de fraudes externos de acuerdo con los lineamientos de Basilea II, como una aproximación a la estimación de los niveles de patrimonio técnico que permite el cubrimiento de este factor de riesgo para las empresas del sector asegurador en Colombia sobre las operaciones de cubrimiento que ofrecen las entidades a sus clientes. De igual forma el estudio estima el detrimento patrimonial al que están expuestos los ciudadanos por el hurto calificado de vehículos no asegurados, ya que son ellos los que cubren la pérdida en forma directa con su patrimonio, toda vez que la cobertura a través de seguros en Colombia llega solo al 28,16% del parque automotor. Si bien se estima que la gran mayoría de estos hurtos calificados se realizan con fines comerciales (reventa de partes), no obstante e independientemente del motivo del hurto, este constituye un fenómeno que por sus repercusiones en las dimensiones políticas, económicas y sociales se ha considerado como un flagelo de interés público asociado a la seguridad social en el país.

El enfoque sistémico del presente estudio se aborda en cinco partes. La primera centra la atención en los conceptos y definiciones genéricos de riesgo operacional, a la luz de los criterios del Comité de Basilea. El apartado 2 presenta el estado actual del sector asegurador de vehículos en Colombia y publica estadísticas asociadas al robo y pago de primas entre 2006-2012, así como aspectos reguladores y de supervisión del sector. El apartado 3 muestra las aproximaciones teóricas para la cuantificación de los riesgos operativos. En el apartado 4 se explica la metodología que permite realizar el análisis estadístico y la estimación de las pérdidas económicas y el detrimento patrimonial relacionado con el hurto de vehículos. Por último, se exponen las conclusiones.

ANTECEDENTES

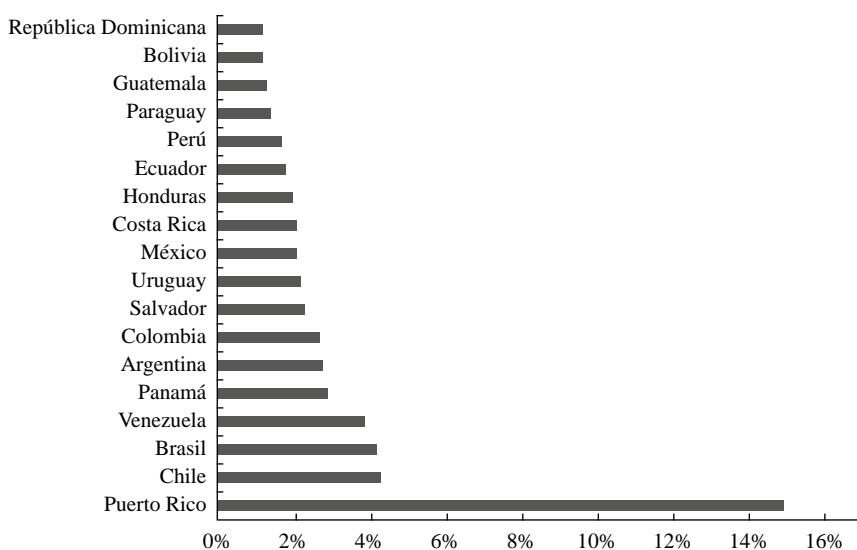
La actividad de la industria aseguradora ha sido muy influenciada por el comportamiento global de la economía, donde aspectos como la crisis de la zona euro y el riesgo de un abismo fiscal en Estados Unidos han hecho que la economía mundial se encuentre debilitada, lo que afecta de manera negativa al sector asegurador. Para 2013, aunque los riesgos de una recesión en Estados Unidos y Europa son altos, situaciones como la reactivación del mercado inmobiliario en Norteamérica, los incentivos fiscales y monetarios en China y ligeros cambios en la zona euro permiten esperar una recuperación de la economía y de la industria aseguradora, con una tasa de crecimiento más fuerte que la registrada en 2012, una inflación controlada y una disminución gradual la tasa de desempleo mundial (Pinzón, 2012).

En Colombia, la industria aseguradora tiene un rol protagónico en la economía del país. Primero, por su presencia como inversionista institucional que promueve el ahorro personal, resguarda el patrimonio de las personas naturales y jurídicas y salvaguarda el nivel y la capacidad de producción de las empresas en eventos fortuitos de alta siniestralidad y pérdidas severas y, segundo, por su alta participación en el producto interno bruto (PIB). Según la Federación de Aseguradores Colombianos (Fasecolda), entidad gremial sin ánimo de lucro que aglutina a las compañías de seguros y las sociedades de capitalización, la industria aseguradora registró un crecimiento real del 10,6% en 2012. Las primas de seguros alcanzaron el 2,6% del PIB, una penetración cercana a la del promedio latinoamericano.

No obstante estas importantes cifras, el sector asegurador tiene en Colombia una muy baja penetración, ya que el país, con una prima per cápita de 156 euros, se ubica por debajo del promedio de las primas en América Latina, que asciende a 259 euros. Comparativamente, estamos muy lejos de Puerto Rico que presenta un valor de 2.152 euros y de Chile con una prima per cápita de 502 (véase Gráfica 1).

Gráfica 1.

Prima per cápita 2013 América Latina



Fuente: elaboración propia con datos de Fundación MAPFRE (2014).

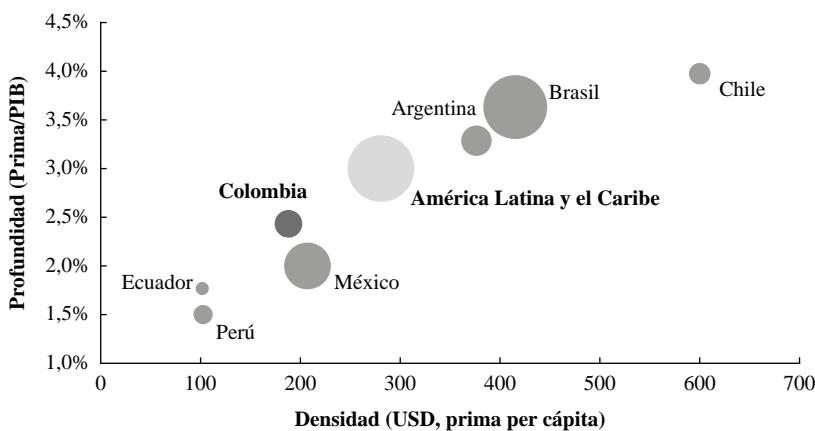
Las cifras anteriores revelan una manifiesta oportunidad de negocio para plantear alternativas de innovación y socialización de los seguros. Según los índices de la

región, el mercado asegurador colombiano produciría 10.311 millones USD en primas al año (20 billones COP), esto es 2.828 millones USD adicionales (5 billones COP)³ (Swiss RE, 2012). Además, el reto del sector es lograr que los clientes dejen de percibir solo el aspecto de transferencia de los riesgos y se ubiquen en su gestión.

Tradicionalmente las coberturas se han centrado en los ramos vida, laborales y pensión, incendio, autos, accidentes de tránsito y cumplimiento. Sin embargo, en los últimos años el sector asegurador ha desarrollado otras líneas de negocio como desempleo, agrícola, microseguros y seguros masivos con canales no tradicionales y alternativas que buscan dar a la población oportunidades de cobertura a sus riesgos. Se espera que estos continúen creciendo y ganando mayor participación en la mezcla de cartera de la industria. Colombia se ubica entre los cinco mercados de la región latinoamericana que más ha desarrollado y crecido en microseguros, aunque continúa teniendo indicadores de penetración y densidad por debajo del promedio regional y se muestra como un mercado atractivo en el largo plazo (véase Gráfica 2).

Gráfica 2.

Indicadores de profundidad y penetración del sector asegurador



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia –SFC–, convención seguros 2013.

El hurto de vehículos es una actividad ilícita que tiene tres modalidades. La primera, el hurto de vehículos por diversión, sin fines comerciales, en el que no existe

³ Tasa de cambio peso/dólar al 31 de diciembre de 2012: 1.767,5 COP/1 USD.

predilección por marca o modelo y se abandonan luego del uso, por lo general, severamente dañados. En la segunda se utilizan los vehículos en actividades ilegales como el transporte de objetos robados y bienes ilícitos o para realizar actividades terroristas. La tercera y más importante obtiene beneficios económicos de la venta por partes o en su estado integral luego de remover sus números de identificación (Libreros, 2013). En esta última modalidad subyace la rentabilidad como la principal motivación de los delincuentes en su ponderación de la relación beneficio/costo para cometer el delito. Entre los principales factores de esta variable está la existencia de un mercado importante para venta de autos usados y repuestos, lo que facilita al delinquente la creación de mercados de ilegalidad relacionados con el hurto de vehículos y se une a una política de precios de los fabricantes muy onerosa para los compradores, quienes en la búsqueda de precios más económicos acuden a expendedores ilegales y se configura lo que Farberman (1975) denomina “estructura de mercado crimogénica”, donde se refuerza y recompensa la deshonestidad y el crimen por la imposición de los fabricantes de precios tan altos que derivan en un comportamiento ilegal de vendedores y compradores.

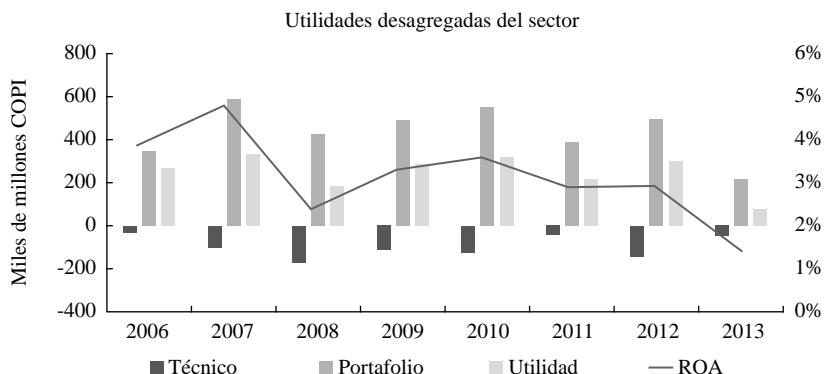
Por su parte, Gouney y Bezlov (2008) asume que en el mercado de autopartes (fabricación de partes, piezas y ensamblaje de vehículos) la reventa (compra y venta de piezas y repuestos) es un inductor del hurto, agudizado por la incapacidad de las instituciones gubernamentales y privadas de procurar un control efectivo de este delito y del comercio ilegal. Ante este panorama los altos precios de los automotores y sus repuestos inciden de forma directa en la configuración de grupos de delincuentes organizados para cometer el hurto. Esta nueva configuración hace que la rentabilidad de este delito se extienda a otros delitos generadores de mayores ingresos, como el secuestro, el tráfico de drogas y el tráfico de personas, entre otros (Stauffer y Bonfanti, 2006).

En resumen, la existencia de un claro mercado para los autos robados y sus partes y la configuración de bandas criminales a su alrededor manifiestan la importancia del presente estudio asociado al cálculo de las pérdidas potenciales por pago de siniestros debido al hurto de vehículos. Como se puede ver en la Gráfica 3, aunque el sector asegurador ha sido una industria rentable como lo indica la Rentabilidad sobre el Activo (ROA) mensual, dicha rentabilidad proviene de los ingresos generados por el portafolio de inversiones, al tiempo que el resultado técnico vinculado con la siniestralidad ha sido consistentemente negativo.

La Gráfica 4 presenta la evolución anual del hurto de vehículos en Colombia desde 1992, con un pico de 34.500 vehículos en el 2000 (con un hurto promedio mensual de 2.875). La Gráfica 5 muestra el número de vehículos hurtados (excluyendo motos) en las principales ciudades del país desde el 2006 y como se puede ver la participación de las tres principales ciudades en el total de vehículos hurtados es del 73% aproximadamente.

Gráfica 3.

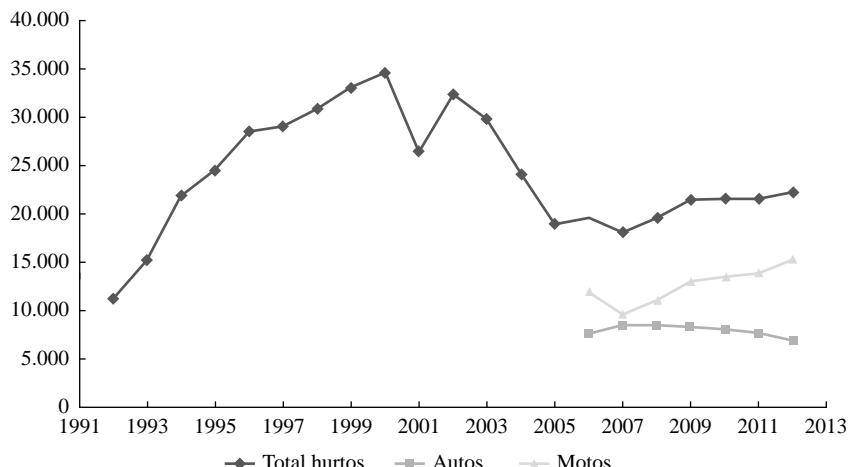
Desagregación de la utilidad neta del sector asegurador



Fuente: Elaboración propia con datos de la SFC.

Gráfica 4.

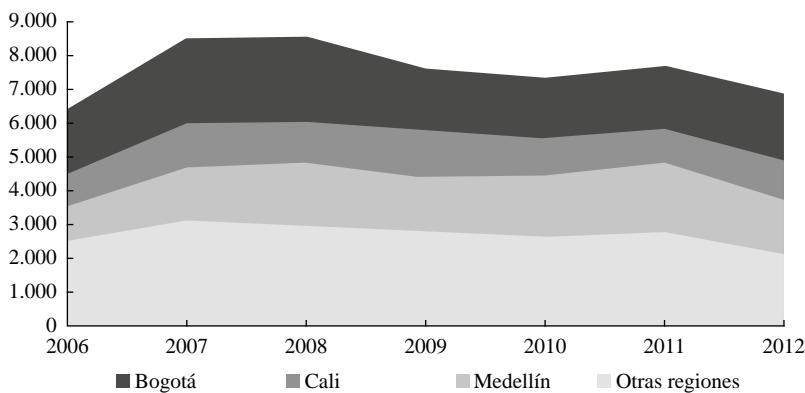
Total hurto de vehículos año en Colombia



Fuente: elaboración propia con datos de Fasecolda (2012).

Gráfica 5.

Robo anual de vehículos por ciudad (no incluye motos)



Fuente: elaboración propia con datos de Fasecolda (2012).

La Tabla 1 exhibe la proporción de vehículos hurtados y no asegurados a nivel nacional durante el período 2006-2012 (incluyendo autos y motos). Como se indica, la proporción de vehículos asegurados solo llega al 28,9%, sobre los cuales las compañías aseguradoras pueden compensar las pérdidas. Sin embargo, la pérdida económica asociada al robo de vehículos no asegurados (promedio nacional 71,1%) afecta directamente el patrimonio de los ciudadanos.

Tabla 1.

Proporción de vehículos asegurados y no asegurados

	Autos			Motos			Total autos + motos		
	Asegurado	No asegurado	Total	Asegurado	No asegurado	Total	Asegurado	No asegurado	Total
2006	1.925	5.661	7.586	3.042	8.950	11.992	4.967	14.611	19.578
2007	2.440	6.014	8.454	2.787	6.870	9.657	5.227	12.884	18.111
2008	2.622	5.871	8.493	3.434	7.690	11.124	6.056	13.561	19.617
2009	2.272	5.310	7.582	3.586	8.382	11.968	5.858	13.692	19.550
2010	2.151	5.168	7.319	3.620	8.693	12.313	5.771	13.861	19.632
2011	2.196	5.457	7.653	3.992	9.916	13.908	6.188	15.373	21.561
2012	1.997	4.861	6.858	4.454	10.846	15.300	6.451	15.707	22.158
Proporción por tipo vehículo	38,7%			61,3%					
Proporción asegurado no asegurado							28,90%	71,10%	

Fuente: elaboración propia con datos de Fasecolda (2012).

En el caso específico de la ciudad de Cali, durante el primer trimestre de 2013 se hurtaron 993 automotores, entre carros y motocicletas, cuyo costo comercial fue estimado en 39.680 millones COP. Esos hurtos superan en 2% los del mismo período de 2012, con 971 unidades⁴. La Asociación del Sector Automotriz y sus Partes (Asopartes) arguye un detrimento patrimonial de los ciudadanos caleños, porque el 65% de los automotores carecían de seguro y la pérdida asociada para los ciudadanos ascendió a 25.820 millones COP. El 35% restante contaba con pólizas y los ciudadanos recuperaron alrededor de 13.860 millones COP, los cuales son pagados por las compañías aseguradoras.

El estudio realizado por la Cámara de Automóviles de Fasecolda (2012), que luego es retomado por el Instituto Nacional de Investigación y Prevención del Fraude (INIF), dejar ver cómo de enero a diciembre de 2012 el gremio de aseguradoras pagó pólizas a propietarios de 6.451 vehículos hurtados por un valor de 162.428,34 millones COP (91,9 millones USD) de 2012 que equivalen a 163.591,70 millones COP (92,6 millones USD) actualizados según el índice de precios al consumidor (IPC) para el 2013 (véase Tabla 2). Estas cifras cobran relevancia en el sentido de que permiten establecer reservas o requerimientos de capital mínimo y de patrimonio técnico con el fin de mantener adecuados niveles de solvencia de las entidades aseguradoras, que permitan cubrir el pago de siniestros ocurridos o potenciales⁵.

Tabla 2.

Resumen mensual de vehículos hurtados 2012 cifras en COP

Mes	Vehículos	Valor en miles de \$ (2012)	Valor en miles de \$ (2013)	Mes	Vehículos	Valor en miles de \$ (2012)	Valor en miles de \$ (2013)
Enero	489	12.493.034	12.797.283	Julio	600	18.629.963	18.708.484
Febrero	498	11.346.304	11.538.314	Agosto	561	13.103.611	13.161.683
Marzo	555	14.848.147	15.007.755	Septiembre	571	12.695.622	12.746.657
Abril	464	12.139.084	12.254.612	Octubre	551	12.443.930	12.458.283
Mayo	574	14.376.473	14.492.372	Noviembre	531	13.420.501	13.414.064
Junio	511	13.612.367	13.681.056	Diciembre	546	13.319.300	13.331.137
Total sem.	3.091	78.815.409	79.771.392	Total sem.	3.360	83.612.927	83.820.308
Total año					6.451	162.428.336	163.591.700

Fuente: Fasecolda, datos para 2012, actualizados a 2013 según el IPC.

⁴ Tomado de <http://www.elpais.com.co/elpais/judicial/noticias/hurto-vehiculos-sigue-siendo-dolor-cabeza-para-caleños>.

⁵ Circular Jurídica (C. E. 7 de 1996).

ASPECTOS TEÓRICOS Y METODOLOGÍA

Se puede definir el riesgo como la posibilidad de que un evento determinado se presente en el futuro y ocasione un daño o detrimento que afecte negativamente un objetivo específico, por lo que el riesgo por lo general se mide valorando la desviación respecto a este. Desde una perspectiva financiera, la literatura en su gran mayoría coincide en agrupar los riesgos en tres categorías básicas: los riesgos operacionales, inherentes a las pérdidas acaecidas como consecuencia de fallas en procesos o sistemas al interior de la organización; los riesgos de mercado hacen referencia a la exposición ante los movimientos adversos de los precios de los diferentes activos que se transan en un mercado: acciones, monedas, títulos o mercancías como el algodón o la energía eléctrica; y el riesgo de crédito, el cual es la exposición a que un deudor o cliente no cumpla con sus obligaciones contractuales (Castillo, 2008; Jorion, 2007; Restrepo y Medina, 2014).

El riesgo operativo probablemente se mencionó por primera vez después de la quiebra del banco inglés Barings en 1995, debido a pérdidas sufridas por posiciones en derivados de un operador oculto, lo que llevó a la quiebra de la entidad. No obstante, en el sector financiero este riesgo está anclado en todas las actividades normales de cualquier tipo de empresa u organización. Toda empresa en la ejecución de las actividades normales del negocio no está exenta de sufrir fallos operativos por factores tales como errores humanos, fallas en procesos y caídas de los sistemas, entre otros (Restrepo y Medina, 2012; Smithson, 1998).

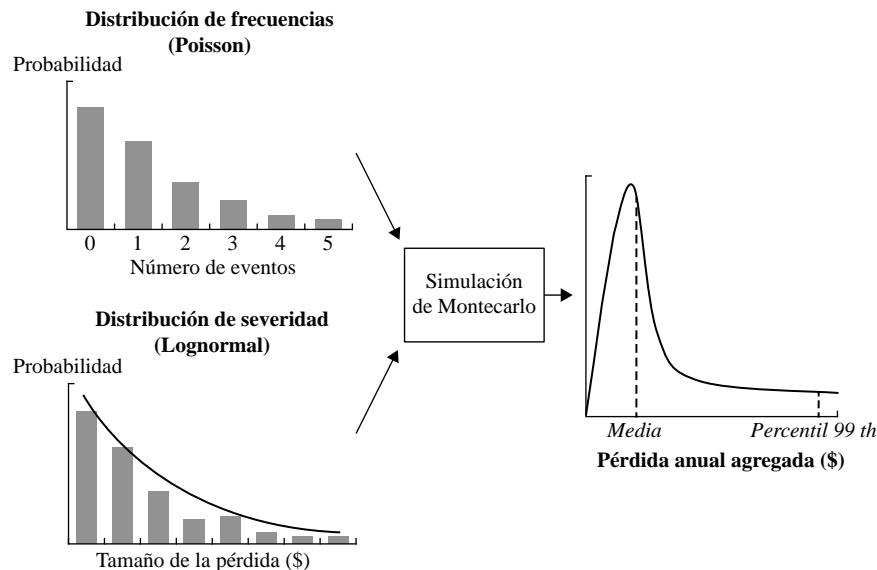
El Comité de Basilea de Supervisión Bancaria (2003, 2004) propone tres metodologías para la estimación de la pérdida económica por riesgo operativo, enmarcadas en el enfoque de los modelos de medición avanzados (AMA, por sus siglas en inglés) los cuales se resumen en cuadros de mando o *scorecards*, el modelo de medición interna (IMA, por sus siglas en inglés) y el modelo de distribución de pérdidas agregadas (DPA, por sus siglas en inglés).

No obstante que el Comité de Basilea ha evolucionado hacia los modelos IMA para cuantificar el capital económico por exposición al riesgo operacional, en la literatura y en la práctica el modelo DPA se ha posicionado como una metodología adecuada para estimar las pérdidas esperadas. Bühlmann (1970) remonta la génesis del método DPA a las aplicaciones actuariales emprendidas por el sector asegurador durante varios lustros y su aplicación la caracteriza como una de las técnicas importadas de los modelos actuariales, de amplio uso en contextos específicos para cuantificación del riesgo operacional. El modelo DPA entrega un estimado del riesgo operacional de una organización y sus unidades de negocio, con base en una distribución que expresa las pérdidas subyacentes.

El método DPA se fundamenta en la estimación a partir de los datos de pérdidas históricas de las distribuciones de frecuencia y severidad del factor de riesgo operativo (véase Gráfica 6). Dichos datos históricos por lo general se registran a nivel interno en las organizaciones en una plataforma de seguimiento de eventos, la cual puede ser complementada con datos externos. La técnica del

DPA para cuantificación del riesgo operativo ha sido ampliamente tratada en la literatura, donde se muestran sus ventajas (Akkizidis y Bouchereau, 2006; Aue y Kalkbrener, 2007; Baud, Frachot y Roncalli, 2002; Böcker, 2008; Chernobai y Rachev, 2006; Cruz, 2004; Degen, Embrechts y Lambrigger, 2007; Dutta y Perry, 2006; Embrechts, Nešlehová y Wüthrich, 2009; Frachot, Georges y Roncalli, 2001; Frachot, Moudoulaud y Roncalli, 2003; Marshall y Marshall, 2001; Medina, 2006; Shevchenko y Wüthrich, 2009).

Gráfica 6.
Simulación de la DPA



Fuente: elaboración propia.

La metodología de obtención de la DPA basada en la simulación de Montecarlo parte de las distribuciones de frecuencia y severidad, con lo cual es posible simular los eventos y su costo asociado para determinar la exposición al riesgo en la siguiente unidad de tiempo, línea de negocio, procesos, etc. La simulación permite explicar, predecir, entrenar y ayudar a determinar soluciones óptimas, ya que agrega profundidad a los análisis cuando se trata de evaluar situaciones con alto grado de incertidumbre y además brinda una visión completa de la situación y supera limitaciones del análisis con base en datos históricos, porque considera las probabilidades de ocurrencia de los eventos asociados con variables aleatorias.

Evans (1998) define la simulación como el proceso de construir un modelo lógico-matemático de un sistema o proceso de decisión y experimentar con él

para comprender el comportamiento del sistema o ayudar en la toma de decisiones. Fiorito (2006) muestra que la simulación es particularmente útil en problemas o situaciones que involucran incertidumbre y que un modelo es inservible si no ayuda al usuario a comprender el problema. El punto central de la simulación reside en conducir experimentos con el modelo y analizar los resultados.

Modelación de la severidad

A partir de la información histórica se realizan pruebas de ajuste a la serie de datos históricos de pérdidas económicas operacionales desagregadas para cada línea de negocio o evento de pérdida. Se busca la distribución de probabilidad continua que mejor se ajuste a los datos observados y se estiman sus parámetros. Algunos autores como Marshall y Marshall (2001), Cruz (2004) y Shevchenko y Wüthrich (2009) proponen la distribución lognormal o la Weibull como las más recomendables para modelar la severidad. No obstante, en la práctica a veces es difícil ajustar estas distribuciones paramétricas a datos de pérdida, ya que por lo general el histograma de las pérdidas presenta colas pesadas o eventos extremos y es recomendable, por tanto, probar el ajuste de distribuciones de cola pesada, tales como las distribuciones de valor extremo, exponencial o de Pareto generalizada, entre otras.

La modelación de la severidad en términos generales se expresa de la siguiente forma: sea X una variable aleatoria continua que expresa el monto de la pérdida por materialización de un evento de riesgo operativo (severidad del evento), con distribución de probabilidad $f(x)$ y distribución de probabilidad acumulativa $F(x)$, respectivamente. Podemos representar $f(x)$ como:

$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x) \rightarrow F(x) = P(X \leq x) \quad (1)$$

Esto significa que $f(x)$ es la tasa de cambio de la distribución de probabilidad acumulativa $F(x)$, lo cual matemáticamente describe la probabilidad de que una variable aleatoria X tome un valor menor o igual a x .

Modelación de la frecuencia

La frecuencia es una variable aleatoria discreta que simboliza el número de eventos ocurridos en un período de tiempo determinado, con una probabilidad de ocurrencia establecida. Marshall y Marshall (2001), Cruz (2004), Shevchenko y Wüthrich (2009) y Restrepo y Medina (2012) expresan que la distribución de Poisson es la más adecuada para modelar dicha variable, sin descartar otras distribuciones alternativas como la binomial o la binomial negativa.

Sea K una variable aleatoria que representa el número de eventos de riesgo durante un período de tiempo previamente definido (frecuencia de los eventos), los cuales suponemos son independientes. Definimos la función de distribución de probabilidad discreta de K con función de masa $p(n)$ como:

$$p(n) = p(K = n) \quad (2)$$

Dicha variable solo puede tomar valores positivos de n . Definimos la distribución acumulativa de la variable K como:

$$F(n) = p(K \leq n) = \sum_{k=-\infty}^n f(k) \quad (3)$$

La distribución de probabilidad acumulada es la suma de la función de masa, es decir, representa la suma de todas las probabilidades desde $-\infty$ hasta el valor n . Independientemente de las distribuciones de probabilidad elegidas para modelar la frecuencia y la severidad, es importante aplicar diferentes pruebas de bondad de ajuste, tales como chi-cuadrado, de Anderson y Darling (AD) y de Kolmogorov y Smirnov (KS), necesarias para probar el ajuste de cada distribución. La prueba chi-cuadrado fue utilizada a lo largo de este estudio.

Obtención de la DPA

Posterior a la caracterización de las distribuciones para la frecuencia y la severidad, el paso siguiente es obtener la DPA, mediante la combinación de las dos distribuciones con un proceso estadístico conocido como convolución. Sea N una variable aleatoria que representa el número de eventos en un período de tiempo o plazo comprendido entre $(t \text{ y } t + \tau)$, con una distribución de probabilidad asociada $p(n)$ y sea X otra variable aleatoria que expresa la cuantía de la pérdida para un determinado evento n con una función de densidad asociada $F(x)$. Entonces, asumiendo independencia entre la frecuencia y la severidad, la pérdida total S en el intervalo temporal $(t, t + \tau)$ está dada por la relación:

$$S = X_1 + X_2 + \cdots + X_N \quad (4)$$

La suma aleatoria S tiene una distribución de probabilidad acumulativa continua dada por (Klugman, Panjer y Willmot, 2004):

$$F_s(x) = P_r(S \leq x) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n \cdot P_r(S \leq x | N = n)$$

$$F_s(x) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n \cdot F^{*n}(x) \quad (5)$$

El valor de la pérdida agregada estará dado por la relación siguiente, la cual supone que tanto severidad como frecuencia son variables aleatorias independientes:

$$S(x) = \{P(n) \text{ para } x = 0 \quad (6)$$

donde $F^{*n}(x)$ es la probabilidad de que la cantidad agregada de (n) pérdidas sea (x). El asterisco denota la convolución en la función F y F^{*n} es (n)-veces la convolución de F consigo misma.

Si bien la relación (6) permite obtener la $S(x)$ para fenómenos que están bien representados mediante la caracterización de la distribución de frecuencia y severidad y aplicada al tipo de riesgos operativos caracterizados para el sector bancario, existen fenómenos cuya caracterización de eventos debe incorporar la modelación de más variables aleatorias que deben modelarse simultáneamente y de manera correlacionada para la obtención de la DPA (multidimensionales). Ejemplos tales como la exposición a pérdidas por fallas en el sistema de transmisión de energía, eventos que ocurren en una red vial, hurto de vehículos, etc.

Para obtener $S(x)$, la literatura presenta dos alternativas y este artículo utiliza la simulación de Montecarlo (SM), que consiste en un método sistémico que permite la simulación de escenarios de fenómenos cuya naturaleza es aleatoria tales como utilidades, rendimientos, precios o, en nuestro caso, la simulación de pérdidas por eventos de riesgo operativo. La SM permite mediante la generación de números aleatorios correlacionados replicar las distribuciones de probabilidad o los procesos estocásticos definidos para cada uno de los factores de riesgo del fenómeno tratado (Medina y Restrepo, 2013), lo cual supera la complejidad del algoritmo de Panjer para realizar la convolución de las frecuencias y la severidad. Luego de ajustar las distribuciones de frecuencia y severidad a los datos, es posible estimar la DPA mediante un proceso de SM generando un número adecuado de escenarios hipotéticos de manera aleatoria (véase Gráfica 6).

En el caso que se calcule el valor en riesgo operativo (VaRop) para diferentes factores de riesgo o unidades de negocio, es posible obtener una medida agregada del VaRop total haciendo uso de la siguiente relación:

$$OpVaR_{total} = \sqrt{[VaR_i] \cdot [\rho] \cdot [VaR_i]^T} \quad (7)$$

donde VaR_i es el valor en riesgo calculado para las diferentes unidades de negocio i para un nivel de confianza dado y $[\rho]$ = es la matriz de correlaciones de los factores de riesgo. La relación (7) utiliza el concepto de diversificación del portafolio introducido por Markowitz y agrega las pérdidas operativas por factor de riesgo empleando la relación lineal existente entre los factores de riesgo calculado sobre la base de datos de frecuencias. Esta manera de agregar la información mantiene la estructura de correlaciones implícita en las series de tiempo de los factores de riesgo o líneas de negocio.

ANÁLISIS DE LA BASE DE DATOS Y RESULTADOS

La estimación de las pérdidas esperadas y el detrimento patrimonial por robo de vehículos (autos y motos) se realiza para catorce empresas aseguradoras de Colombia y las cuatro principales ciudades del país: Bogotá, Medellín, Barranquilla y Cali. Los datos para vehículos hurtados y asegurados corresponden al período 2006-2012, suministrados por las bases de datos de Fasecolda. Los hurtos de vehículos no asegurados se desprenden de las bases de datos de Asopartes y corresponden al período 1992-2012. Con estos conjuntos de datos, se determinará la DPA a partir del modelamiento de la frecuencia y la severidad de los eventos con el fin de estimar la provisión de las empresas y el detrimento patrimonial para los ciudadanos durante el 2013.

A continuación se ilustra la metodología básica utilizada para caracterizar la DPA de la compañía aseguradora Suramericana. Análisis semejantes se realizan para las trece empresas restantes del gremio asegurador, tomando como base los datos suministrados por Fasecolda. Los resultados para el resto de las empresas aseguradoras en Colombia se muestran en la Tabla 6. Para el análisis de las pérdidas por hurto en las diferentes ciudades, se utilizó la base de datos de Asopartes, la cual suministra información del total de hurtos por ciudad y mes. La valoración del detrimento patrimonial de los propietarios por el robo de automotores no asegurados se halla por la diferencia entre las pérdidas obtenidas del total de vehículos robados y las pérdidas obtenidas de los vehículos asegurados. Debido a que en este último caso no existe información de la severidad de la pérdida, se tomó la base de datos completa de los valores pagados por siniestro de las compañías aseguradoras para valorar las pérdidas de los vehículos no asegurados.

DPA de la Compañía Suramericana de Seguros

Distribución de frecuencia

Primero, se analiza la frecuencia mensual por hurto de vehículos para hallar la distribución de probabilidad que mejor caracteriza su comportamiento. El mejor

ajuste se determina mediante la prueba chi-cuadrado con un nivel de confianza del 95%. La Tabla 3 muestra medidas estadísticas de la frecuencia de los robos de autos y el ajuste de distribuciones de probabilidad discretas. El valor $p = 0,053$, para la prueba de bondad de ajuste a la distribución de probabilidad binomial negativa nos permite concluir que la distribución se ajusta bien a los datos muestrales (valor $p > 0,05$) y reproduce las medidas de tendencia central y dispersión de la serie histórica. La prueba de bondad de ajuste para las otras distribuciones es rechazada (valor $p < 0,05$).

Tabla 3.

Ajuste de frecuencia mensual de hurtos. Compañía Suramericana de Seguros

Función	Datos	NegBin	Geomet	Poisson
Mínimo	0	0	0	0
Máximo	231	+ infinito	231	+ infinito
Media	118,5	118,55	115,5	118,5
Moda	89	98	0	118
Mediana	108,5	112	115	118
Desviación est.	42,4	49,6	66,9	10
Asimetría	0,57	0,82	0	0,09
Curtosis	3,81	4,00	1,8	3,00
Chi-cuadrado nivel crítico		16,74	70,82	95,88
Valor p		0,053	0,00	0,00

Fuente: elaboración propia con el *software* @Risk.

Distribución de severidad

Para realizar el ajuste de las distribuciones paramétricas al valor de las pérdidas por vehículo (severidad), primero se procedió al ajuste de los datos por el factor inflacionario mensual para actualizar la pérdida económica a diciembre de 2012. La interpretación es similar a la planteada en el análisis de frecuencia.

La Tabla 4 presenta estadísticos muestrales de las pérdidas económicas por evento e información sobre la prueba de bondad de ajuste chi-cuadrado al 95% de confianza. Se infiere de la Tabla que las distribuciones seleccionadas se ajustan a los datos y el mejor ajuste se consigue con la distribución loglogistic, con un valor $p = 0,2315$, sin embargo, las distribuciones ajustadas no reproducen adecuadamente los valores de asimetría y curtosis de la serie de datos. Como se indica, el valor medio reconocido a los propietarios por hurto es de aproximadamente 33 millones COP (18.000 USD).

Tabla 4.

Ajuste de severidad

Función	Datos	Loglogistic	Logistic
Mínimo	24.575,45	-40.260.006,6	- infinito
Máximo	92.997.498,1	+ infinito	+ infinito
Media	32.978.091,2	32.299.928,2	31.908.143,4
Moda	30.360.129,2	31.146.350,0	31.908.143,4
Desviación est.	12.394.342,2	8.797.008,5	8.998.657,7
Asimetría	2,3467	0,5951	0
Curtosis	15,6867	5,0963	4,2
Chi-cuadrado nivel crítico		9,3043	11,0435
Valor <i>p</i>		0,2315	0,1367

Fuente: elaboración propia.

Estimación de la DPA

Mediante una SM se procedió a combinar la distribución de frecuencia mensual y la distribución de severidad por hurto (distribución binomial negativa para la frecuencia y la distribución logística para la severidad, respectivamente). La Gráfica 7 muestra que el valor medio de las pérdidas mensuales totales para Suramericana de Seguros es de 3.894 millones COP mensuales (2,2 millones USD/mes). El VaR_{op} o máxima pérdida probable al 90% y 95% para el 2012 es de 5.550 millones COP y 6.111 millones COP mensuales, respectivamente (3,1 millones y 4,5 millones USD/mes, respectivamente).

Tabla 5.

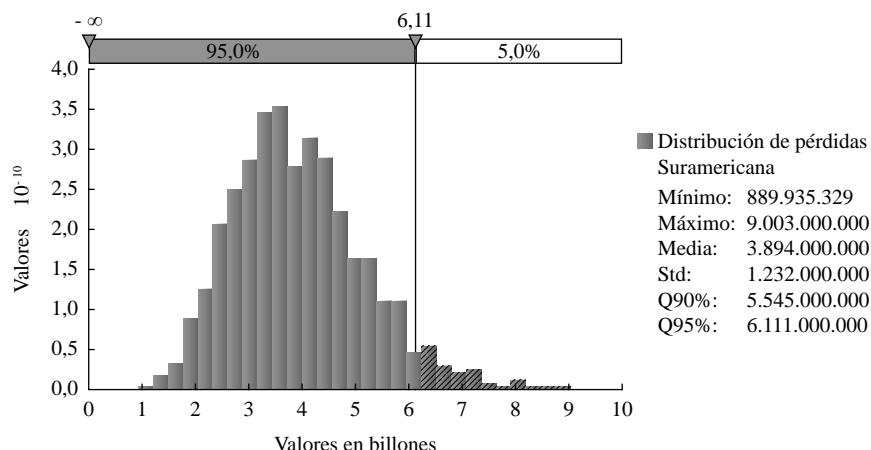
Caracterización del hurto mensual de vehículos por empresa

Empresa	Frecuencia		Severidad		Empresa	Frecuencia		Severidad	
	Distrib.	Valor <i>p</i>	Distrib.	Valor <i>p</i>		Distrib.	Valor <i>p</i>	Distrib.	Valor <i>p</i>
BBVA	Bin. neg.	0,9140	Loglogistic	0,7452	Liberty	Bin. neg.	0,9579	Pearson	0,8913
Bolívar	Bin. neg.	0,9629	Weibull	0,9662	Mapfre	Bin. neg.	0,018	Logistic	0,9927
Colpatria	Bin. neg.	0,8165	BetaGeneral	0,9927	Previsora	Bin. neg.	0,4162	Invgauss	0,881
Colseguros	Bin. neg.	0,3744	Lognorm	0,7787	QBE	Geome.	0	Pearson	0,8685
Equidad	Bin. neg.	0,6056	Loglogistic	0,6056	Royal	Bin. neg.	0,941	Logistic	0,8913
Estado	Bin. neg.	0,5227	Weibul	0,9662	Solidaria	Poisson	0,9207	Lognorm	0,8913
Generali	Bin. neg.	0,1202	Invgauss	0,4238	Suramericana	Bin. neg.	0,053	Loglogistic	0,2315

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 7.

DPA Suramericana de Seguros año 2012



Fuente: elaboración propia.

Análisis del VaR para el portafolio de compañías aseguradoras

La Tabla 5 presenta un resumen de las funciones de probabilidad ajustadas a la frecuencia mensual y la severidad por hurto para las compañías de seguros. Los análisis abordados para su selección replican lo expuesto en el literal anterior. La Tabla contiene la caracterización de las distribuciones de probabilidad para las frecuencias mensuales por hurto de vehículos y para la severidad por evento para cada compañía aseguradora. Como puede observarse, el valor p de cada una de las distribuciones seleccionadas es mayor al nivel de significancia al 5%, lo que permite afirmar que la distribución de probabilidad seleccionada se ajusta a los datos de la muestra. Las pruebas de bondad de ajuste se realizaron al 95% de confianza.

Con base en lo anterior, se realiza un proceso de SM para obtener el VaR mensual al 95% de confianza para cada una de las compañías de seguros. Los resultados se resumen en la Tabla 6, la cual tiene como propósito revelar la siniestralidad por compañía, situación ligada al concepto de capital técnico. En este orden de ideas, las cifras presentadas cobran relevancia porque permiten establecer reservas o requerimientos de capital mínimo y de patrimonio técnico con el fin de mantener adecuados niveles de solvencia de la entidad para cubrir el pago de siniestros ocurridos o potenciales. Los valores del VaR calculados se tomarán en cuenta posteriormente para el cálculo del VaR asociado en el portafolio de compañías aseguradoras.

Tabla 6.

VaR al 95% mensual por compañía en COP

Compañía	VaR al 95% (COP)	%	Compañía	VaR al 95% (COP)	%
BBVA	250.769.926	1,11%	Generali	478.221.554	2,13%
Bolívar	1.294.883.199	5,75%	Liberty	2.912.112.948	12,94%
Colpatria	784.922.270	3,49%	Mapfre	1.221.565.912	5,43%
Colseguros	3.680.026.453	16,35%	Previsora	1.538.818.691	6,84%
Equidad	543.720.271	2,42%	QEB	631.062.459	2,80%
Estado	871.202.793	3,87%	Royal	801.692.515	3,56%
Suramericana	6.111.343.071	27,16%	Solidaria	1.383.515.272	6,15%

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, utilizando la relación (7), con la información del VaR para cada una de las compañías aseguradoras (véase Tabla 6) y la matriz de correlaciones calculada sobre los datos de frecuencia (véase Tabla 7), la estimación del VaRop para el portafolio de compañías arroja que la pérdida máxima del portafolio de aseguradoras para un mes a un nivel de significancia del 95% es de 8.820 millones COP/mes (4,99 millones USD/mes). Esta manera de agregar la información mantiene la estructura de correlaciones implícita en las series de tiempo de los vehículos hurtados entre compañías aseguradoras.

Análisis del VaR por ciudad

Distribución de frecuencia

Para realizar el presente análisis se tomaron los datos de frecuencia con periodicidad mensual para las principales ciudades de Colombia: Bogotá, Medellín, Barranquilla y Cali. La Tabla 8 presenta las medidas estadísticas del análisis de frecuencia y la prueba de bondad de ajuste chi-cuadrado al 95% de confianza. Como se indica, el valor p supera el 5% de significancia, lo que indica un buen ajuste de la distribución binomial negativa para los datos de frecuencia mensual de cada una de las ciudades.

Distribución de severidad

Para la valoración de la severidad, se recurrió a la base de datos completa de los valores pagados por siniestro para el total de las compañías aseguradoras. Se ajustaron las distintas distribuciones paramétricas y se observó que ninguna distribución pasa las pruebas de bondad de ajuste; por este motivo, para realizar el proceso de simulación se utilizó la distribución general obtenida directamente de los datos muestrales y caracterizada por las parejas de datos $G(X_i, P_i)$. Este ajuste se llevó a

Tabla 7.
Matriz de correlaciones por hurto entre compañías aseguradoras

	BBVA	Bolívar	Colpatrío	Colseguros	Equidad	Estado	Generali	Liberty	Mapfre	Previsora	QBE	Royal	Solidaria	Suramericana
BBVA	1	0.228119166	-0.207646085	-0.033877440	-0.177610359	0.02047216	0.173362237	-0.222988042	0.325116289	-0.067358738	0.150247373	0.259197533	0.222643001	-0.36699528
Bolívar	0.28119166	1	-0.04095094	0.260821371	-0.031972462	-0.068886543	0.119946938	-0.027281293	0.250591222	0.148667261	0.219659877	-0.107537489	-0.156636536	0.185382223
Colpatrío	-0.207646085	-0.040950904	1	-0.0025088734	-0.17852715	0.062454492	-0.321761719	0.123338386	0.065635732	-0.280076733	-0.387840241	0.143338554	0.167381156	0.226159336
Colseguros	-0.033877440	0.260821371	-0.0025088734	1	0.175588799	-0.071757289	0.014659129	0.214438130	0.195355625	0.099015613	0.197216042	-0.178108497	-0.459511648	0.184319370
Equidad	0.177610359	-0.031972462	0.17852715	0.175588799	1	-0.029453660	0.045616544	0.270140318	0.136189540	0.081867362	0.0422892100	0.206147981	-0.334188223	0.262249424
Estado	0.050474216	-0.068865453	0.062454492	-0.071757289	0.029453660	1	-0.020445112	0.224715536	0.179278480	0.269538489	-0.521964229	0.102698617	0.23140342	-0.007404111
Generali	0.173362237	0.119946938	-0.131761719	0.294659129	0.045616544	-0.020445112	1	-0.186894566	0.185089217	0.057429248	0.062433191	-0.059397133	0.049114778	-0.259808758
Liberty	-0.232988042	-0.027281293	0.123338386	0.214438130	0.270140318	0.224715536	-0.188894566	1	-0.433601042	0.149989890	-0.558671608	0.226143651	-0.37216453	0.583432369
Mapfre	0.325116289	0.250591222	0.095633732	0.195355625	-0.361895840	-0.179278480	0.85189217	-0.43201042	1	-0.246291661	0.289555073	0.163810349	0.188175645	-0.472184354
Previsora	-0.067448738	0.148667261	-0.280076733	-0.099051613	0.081867362	0.269538489	-0.051429248	0.149989890	-0.246291661	1	-0.010782522	-0.231936594	-0.076905044	0.110663056
QBE	0.159247373	0.219659877	-0.387840241	0.197216042	-0.042892910	-0.321964229	0.062433191	-0.358671608	0.289555073	-0.010782522	1	-0.119354044	-0.120199012	-0.30482101
Royal	0.259197533	-0.107537489	0.141338554	-0.178108497	-0.206147981	0.102698617	0.059392133	-0.226143651	0.163810349	-0.231508594	0.119354044	1	0.429767683	-0.253705300
Solidaria	0.232643001	-0.156636556	0.167381156	-0.459516488	-0.334188223	0.231140342	0.049114778	-0.37216453	0.8817565	-0.076905044	0.162919902	-0.429976383	1	-0.466685101
Suramericana	-0.38609928	-0.185382223	0.226159336	0.184319870	0.26229124	-0.007404111	-0.259808758	0.583433369	-0.472184354	0.110663056	-0.30482101	-0.253705300	-0.466685101	1

Fuente: elaboración propia.

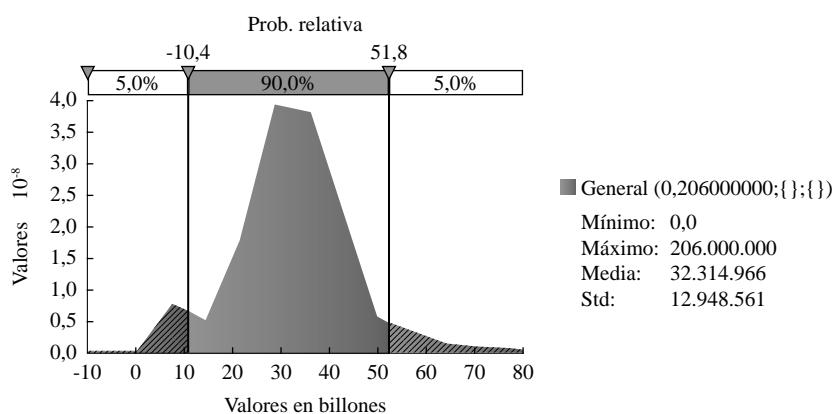
cabo con una muestra representativa de 840 datos de pagos por siniestro. La Gráfica 8 ilustra la distribución empírica resultante de pagos por el hurto de vehículos. Como se indica, el valor medio pagado por siniestro es de 32,3 millones. La Tabla 9 indica el VaR para cada una de las ciudades evaluadas.

Tabla 8.
Ajuste de frecuencia mensual por ciudades

Ciudad	Bogotá	Medellín	Barranquilla	Cali
Distribución de probabilidad	NegBin	NegBin	NegBin	NegBin
Valor p	0,7381	0,3633	0,7674	0,6923
Media	166	141	25	88
Moda	163	132	23	86
Mediana	165	138	25	87
Desviación est.	23,31	35,20	7,34	12,87
Asimetría	0,24	0,47	0,45	0,22
Curtosis	3,08	3,33	3,29	3,07

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 8.
Función de severidad global



Fuente: elaboración propia.

Con base en los valores del VaR obtenidos en cada ciudad y usando la matriz de correlaciones obtenida para los datos de frecuencia de hurtos entre las ciudades (véase Tabla 10) es posible obtener el VaRop total. La pérdida máxima del portafolio de aseguradoras en un mes para un nivel de significancia del 95% es de 9.100 millones COP/mes (5,1 millones USD/mes), similar al valor obtenido para el país.

Tabla 9.

VaR por ciudad en COP

Ciudad	VaR 95%	Ciudad	VaR 95%
Bogotá	6.716.589.107	Barranquilla	1.281.629.264
Medellín	6.616.917.704	Cali	3.609.423.125

Fuente: elaboración propia.

La matriz de correlaciones de los hurtos por ciudades muestra correlaciones significativas y en algunos casos inversas entre las ciudades: Medellín-Bogotá y Medellín-Barranquilla.

Esta forma de agregar las pérdidas mantiene la estructura de correlaciones implícita en las series de tiempo de los vehículos hurtados entre ciudades.

Tabla 10.

Matriz de correlaciones de hurtos por ciudad en Colombia

	Bogotá	Medellín	Barranquilla	Cali
Bogotá	1	-0,2456	0,2005	0,0130
Medellín	-0,2456	1	-0,2093	0,0228
Barranquilla	0,2005	-0,2093	1	-0,0680
Cali	0,0130	0,0228	-0,0680	1

Fuente: elaboración propia.

Análisis del VaR por detrimento patrimonial de vehículos no asegurados

En este punto del análisis es posible plantear una aproximación metodológica a la estimación del detrimento patrimonial (DP) o pérdida económica para los propietarios cuyos vehículos no están asegurados. Para efectos de presentar la metodología, solo se valora la proporción correspondiente al segmento autos (no incluye motos). En términos generales, la pérdida patrimonial por hurto de vehículos (desde una perspectiva de modelamiento) es una función de variables aleatorias, como se indica a continuación:

$$DDP = f(Ma, Mo, Ti, Re, VC, Co, \theta) \quad (8)$$

donde DPP = distribución de la pérdida patrimonial, Ma = marca, Mo = modelo, Ti = tipo de vehículo, Re = región, VC = valor comercial, Co = porcentaje de cobertura a través de seguros del parque vehicular, θ = otras variables.

Para la obtención de la distribución del detrimento patrimonial por autos no asegurados (DDP) se propone la relación (9), la cual es una versión multidimensional del modelo presentado en la relación (6):

$$DDP = \sum_{n=1}^{(TH-TA)\cdot T} VC_{Ma,Mo} \quad (9)$$

donde:

TH = variable aleatoria asociada al total de vehículos hurtados por mes a nivel nacional. (Distribución logística con parámetros $a = 1991,66$ $b = 295,9$) (véase Tabla 14).

TA = variable aleatoria que representa el total de vehículos asegurados por mes a nivel nacional. (Distribución normal con parámetros $\mu = 419,27$ $\sigma = 40,15$).

T = variable aleatoria binomial que representa el tipo de vehículo hurtado (1 = auto, con probabilidad $p = 0,385$, y 0 = moto, con probabilidad $(1-p) = 0,615$) (véase Tabla 1).

VC = es el valor comercial del vehículo hurtado, el cual es una función de la marca (Ma) y el modelo (Mo). Para Ma y Mo se utilizaron distribuciones discretas (véanse Tablas 11, 12 y 13).

Cada una de las variables tiene asociada una distribución de probabilidad, la cual se debe obtener de la base de datos u otras fuentes de información secundaria.

Tabla 11.

Porcentaje de participación de autos robados según la marca

Marca	Participación
Chevrolet	30,48%
Mazda	17,81%
Renault	14,30%
Hyundai	8,94%
Toyota	7,70%
Ford	3,01%
Dodge + Daewoo	2,90%
Otras marcas	14,85%

Fuente: elaboración propia con datos de la DIJIN.

Tabla 12.

Porcentaje de autos hurtados según modelo

Modelos	2012
Anteriores a 1971	7,07%
1971-1980	3,74%
1981-1990	11,80%
1991-2000	25,01%
2001- más	52,38%

Fuente: elaboración propia con datos de la DIJIN.

Tabla 13.

Valor comercial promedio de autos según marca y modelo 2012 (miles)

Marca	Modelo				
	< 1971	1971-1980	1981-1990	1991-2000	2001-2010
Chevrolet	1.215	2.790	6.405	14.479	36.708
Mazda	956	2.370	5.875	14.577	39.563
Renault	769	1.769	4.134	9.923	23.382
Hyundai	975	2.357	5.603	13.394	36.329
Toyota	2.131	4.820	11.036	26.770	60.450
Ford	1.013	2.441	5.762	13.595	37.236
Dodge + Daewoo	962	2.225	5.475	12.812	34.008
Otras marcas	1.591	3.660	8.446	19.992	48.417

Fuente: Ministerio de Transporte.

La Tabla 14 presenta los estadísticos muestrales y los de prueba para la frecuencia mensual del total de hurto de vehículos en Colombia, así como la frecuencia mensual del total de vehículos asegurados. Los estadísticos corresponden a la prueba chi-cuadrado al 95% de confianza. Ambas distribuciones se ajustan bien a los datos, dado su elevado valor p . En el proceso de simulación se toma la parte entera para cada distribución.

Tabla 14.

Distribuciones para hurto de vehículos a nivel nacional y asegurados

	Total hurto vehículos a nivel nacional mes		Total hurto vehículos asegurados mes	
	Muestra	Logística	Muestra	Normal
Chi-cuadrado estadístico		1,67		4,79
Chi-cuadrado. Nivel crítico (95%)		7,81		18,31
Valor p		0,6444		0,905
Media	1.999	1.991	419	419
Desviación est.	513,87	536,69	40,15	40,15
Asimetría	-0,0379	0,00	0,0834	0,00
Curtosis	2,47	4,2	2,74	3,0

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de la simulación para el cálculo del detrimento patrimonial en pesos y dólares se resumen en la Tabla 15 y en la Gráfica 9, donde se muestran algunos estadísticos.

Tabla 15.

VaR mensual por detrimento patrimonial, hurto de vehículos no asegurados

	Millones COP/mes	Millones USD/mes
Pérdida estimada máxima para el total de vehículos hurtados al 95%	24.721	13,99
Pago máximo al 95% por hurto de vehículos asegurados (compañías aseguradoras)	8.820	4,99
Detrimento patrimonial al 95% por hurto de autos no asegurados	15.901	9,00

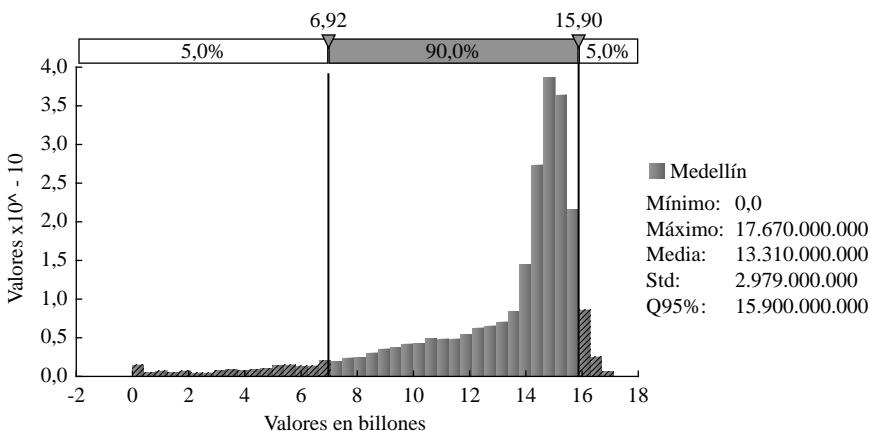
Fuente: elaboración propia.

CONCLUSIONES

En la literatura se presentan variadas técnicas para la cuantificación del riesgo operativo, como la simulación de Montecarlo, la teoría del valor extremo, los árboles bayesianos, la teoría de cópulas, los procesos de licitación a partir del conocimiento de expertos y la lógica difusa, entre otras. Su uso depende esencialmente de la disponibilidad y tipo de información histórica existente tanto para la frecuencia como para la severidad de los eventos. Este estudio utilizó la simulación de Montecarlo ya que se cuenta con una base histórica de datos mensuales para el hurto de vehículos asegurados desde 2006 hasta 2012 y para el detrimento patrimonial, una base informativa desde 1992 hasta 2012 para el total de vehículos hurtados.

Gráfica 9.

Distribución de probabilidad del detrimiento patrimonial por hurto de autos no asegurados a nivel mensual



Fuente: elaboración propia.

Los objetivos de este trabajo son dos: inicialmente analizar el caso del riesgo operativo asociado al hurto de vehículos para el sector asegurador en Colombia y proponer una metodología para cuantificar el detrimiento patrimonial de los ciudadanos por el hurto calificado de vehículos no asegurados. En este último punto aunque existen cifras concretas de la frecuencia de vehículos hurtados en todo el país, no existen cifras específicas para la severidad o pérdida respecto al parque automotor no asegurado. En este caso las pérdidas fueron estimadas a partir de la información de pagos realizados por las compañías aseguradoras para los vehículos asegurados. De esta forma se aporta a una primera aproximación a la cuantificación del detrimiento patrimonial por hurto de vehículos (no incluye motos) en el país, es decir, la pérdida económica o pérdida patrimonial directa que sufren los ciudadanos debido a este flagelo.

Las cifras mensuales reflejan la magnitud del problema y corroboran la escasa cultura aseguradora en Colombia, lo que refleja un mercado potencial importante que sugiere la necesidad de que las compañías aseguradoras desarrollen estrategias para explotar este nicho de mercado incentivando la cultura del seguro en los ciudadanos. Además, las cifras son un llamado de atención a los organismos de control para adoptar medidas para el desarrollo de políticas y estrategias públicas orientadas a incrementar los índices de seguridad vinculados con el hurto calificado de vehículos.

El VaR_{op} o máxima pérdida probable del 2013 al 95% para las 14 empresas analizadas asciende a 9.130 millones COP/mes (5,15 millones USD/mes) por efecto de la inflación para el 2013 (8.820×1.035); este valor debe ser cubierto por las com-

pañías de seguros a través del reaseguro o de otros medios de cobertura. Los valores particulares para cada empresa se pueden consultar en la Tabla 6. Se resalta que las empresas Suramericana de Seguros, Colseguros, Bolívar y Liberty son las de mayor participación y mayor riesgo asociado.

Por su parte, el detrimento patrimonial mensual por hurto de vehículos no asegurados puede ascender para el 2013 a 16.458 millones COP/mes (9,4 millones USD/mes) por efecto de la inflación a nivel país (15.901×1.035), cifra de pérdida asumida por los propietarios de vehículos que no poseen amparo patrimonial a través de seguros. Desde el punto de vista metodológico se planteó un modelo multidimensional para cuantificar la distribución del detrimento patrimonial (relación 9), la cual incorpora cinco distribuciones de probabilidad en un proceso de simulación de Montecarlo. La relación 6 es válida para factores de riesgo que pueden ser modelados mediante la frecuencia y la severidad.

La contribución más importante de este estudio reside en su aproximación estadística, robusta y metodológicamente fuerte, para estimar la distribución de pérdidas esperadas del detrimento patrimonial que sufren los ciudadanos colombianos y en que, de forma paralela, aporta información para determinar la dimensión económica y social del problema. Una vez que las cifras demuestran una baja cobertura derivada de la poca conciencia y cultura del seguro, Colombia se torna en uno de los países de menor penetración de los seguros en relación con otros países de Latinoamérica. Aunque la opción del seguro se presenta como una opción importante para mitigar la exposición al riesgo por hurto calificado, las cifras son un indicativo de la magnitud del conflicto social e inseguridad que vive Colombia.

A nivel nacional, la ciudad que más contribuye a la pérdida por hurtos es Bogotá, seguida por Medellín, Cali y Barranquilla, con comportamientos inversos significativos entre las ciudades: Medellín-Bogotá y Medellín-Barranquilla. Este estudio no profundiza en la estructura delincuencial asociada al robo de vehículos; sin embargo, la magnitud de las cifras relacionadas con el hurto calificado corroboran la existencia de estructuras delincuenciales organizadas dedicadas al hurto de vehículos en las principales ciudades del país. La información suministrada refleja la dimensión del problema e invita a los diferentes actores a tomar partido para desarrollar políticas de mercado, estrategias de cubrimiento, mitigación o la formulación de planes de mejoramiento para la gestión del riesgo asociado con el hurto calificado de vehículos, tanto a nivel de los entes de control gubernamental como para los gremios y compañías de seguros.

Por último, acogiendo la definición de Graglia (2014) sobre las políticas públicas como proyectos y actividades diseñadas por el Estado y gestionadas a través de un Gobierno y una Administración Pública para satisfacer las necesidades de una sociedad, el presente trabajo dimensiona la importancia de desarrollar estrategias que contrarresten este flagelo, ya que el robo de vehículos en Colombia se ha convertido en una poderosa industria, que mueve miles de millones de pesos al año y a su alrededor se han montado sofisticadas organizaciones de atracadores y

asaltantes que, según las aseguradoras, configuran la tercera fuerza delictiva, después del narcotráfico y la guerrilla.

REFERENCIAS

1. Akkizidis, I. S., & Bouchereau, V. (2006). *Guide to optimal operational risk and BASEL II*. Boca Ratón: Taylor & Francis Group.
2. Aue, F., & Kalkbrener, M. (2007). *LDA at work* (Working Paper). Deutsche Bank.
3. Baud, N., Frachot, A., & Roncalli, T. (2002). *How to avoid over-estimating capital charge for operational risk* (Working Paper). Groupe de Recherche Opérationnelle, Crédit Lyonnais, France.
4. Böcker, K. (2008). Modelling and measuring multivariate operational risk with Lévy copulas. *The Journal of Operational Risk*, 3(2), 3-27.
5. Bühlmann, H. (1970). *Mathematical methods in risk theory*. Berlin: Springer.
6. Castillo, M. A. (2008). Diseño de una metodología para la identificación y la medición del riesgo operativo en instituciones financieras. *Revista Universidad de los Andes*, 45-52.
7. Chernobai, A., & Rachev, S. (2006). Applying robust methods to operational risk modeling. *Journal of Operational Risk*, 1(1), 27-41.
8. Comité de Basilea de Supervisión Bancaria. (2003). *Sanas prácticas para la gestión y supervisión del riesgo operativo*. Suiza: BPI.
9. Comité de Basilea de Supervisión Bancaria. (2004). *Convergencia internacional de medición de capital y estándares de capital. Un marco revisado*. Suiza: BPI.
10. Cruz, M. (2004). *Operational risk modelling and analysis: Theory and practice*. Londres: Incisive Media Investments-Book Risk.
11. Degen, M., Embrechts, P., & Lambrigger, D. D. (2007). The quantitative modeling of operational risk: Between g-and-h and EVT. *Astin Bulletin*, 37(2), 265-291.
12. Dutta, K., & Perry, J. (2006). *A tale of tails: An empirical analysis of loss distribution models for estimating operational risk capital* (Working Paper 13). Federal Reserve Bank of Boston.
13. Embrechts, P., Nešlehová, J., & Wüthri, M. (2009). Additivity properties for value-at-risk under Archimedean dependence and heavy-tailedness. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2), 164-169.
14. Evans, J. R. (1998). *James R. Evans-David L. Olson, Introduction to simulation and risk analysis*. New York: Prentice Hall.
15. Farberman, H. (1975). A criminogenic market structure: The automobile industry. *The Sociological Quarterly*, 16(4), 438-457.

16. Fasecolda. (2012). Federación de Aseguradores de Colombia - Estadísticas del ramo. Recuperado el 14 de noviembre de 2013, de libro de autos 2012. https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=http://www.fasecolda.com/files/1614/4235/2947/Libro_de_Autos_Diciembre_2012.xlsx
17. Fiorito, F. (2006). *La simulación como una herramienta para el manejo de la incertidumbre*. Buenos Aires: Universidad del CEMA.
18. Frachot, A., Georges, P., & Roncalli, T. (2001). *Loss distribution approach for operational risk* (Working Paper). Groupe de Recherche Opérationnelle, Crédit Lyonnais.
19. Frachot, A., Moudoulaud, O., & Roncalli, T. (2003). *Loss distribution approach in practice* (Working Paper).
20. Fundación MAPFRE. (2014). El mercado asegurador latinoamericano 2013-2014. Madrid. Obtenido de <https://www.fundacionmapfre.org/documentacion/publico>.
21. Gounev, P., & Bezlov, T. (2008). From the economy of deficit to the black-market: car theft and trafficking in Bulgaria. *Trends in Organized Crime*, 11(4), 410-429.
22. Graglia, J. E. (2014). *Análisis y diseño del desarrollo local y regional* (Cuaderno de Trabajo 2). Buenos Aires: ACEP.
23. Jorion, P. (2007). *Value at risk: The new benchmark for managing financial risk*. New York: McGraw-Hill.
24. Klugman, S. A., Panjer, H. H., & Willmot, G. E. (2004). *Loss models from data to decisions*. New York: John Wiley & Sons.
25. Libreros, J. (2013). *Gobierno & democracia en América Latina*. Disponible en <http://www.atmosferapolitica.com/2013/03/26/analisis-del-hurto-de-vehiculos-y-la-respuesta-de-politica-publica-diagnostico/>.
26. Marshall, C. L., & Marshall, D. C. (2001). *Measuring and managing operational risks in financial institutions: Tools, techniques, and other resources*. Nueva York: John Wiley.
27. Medina, S. (2006). Estado de la cuestión acerca del uso de la lógica difusa en problemas financieros. *Cuadernos de Administración*, 19, 195-223.
28. Medina, S., & Restrepo, J. (2013). Estimación de la utilidad en riesgo de una empresa de transmisión de energía eléctrica considerando variables económicas. *Cuadernos de Economía*, 32(59), 103-137.
29. Pacheco, L. D. (2009). *Riesgo operacional: Conceptos y mediciones*. Santiago de Chile: SBIFC.
30. Pinzón, D. (2012). Perspectivas mundiales de la industria aseguradora. *Ánalisis Jurídico*, 33-42.
31. Restrepo, J., & Medina, S. (2012). Estimation of operative risk for fraud in the vehicle insurance sector, applying the loss distribution aggregated (LDA). *Global Journal of Business Research*, 6(3), 73-84.

32. Restrepo, J., & Medina, S. (2014). Estimación del riesgo operativo bajo ambiente de incertidumbre: estudio de caso. *Revista Internacional Administración & Finanzas*, 7(7), 39-54.
33. Shevchenko, P., & Wüthrich, M. (2009). *The structural modelling of operational risk via Bayesian inference: Combining loss data with expert opinions*. arXiv preprint arXiv:0904.1067.
34. Smithson, C. W. (1998). *Managing financial risk*. New York: McGraw-Hill.
35. Stauffer, E., & Bonfanti, M. (2006). *Forensic investigation of stolen-recovered and other crime-related vehicles*. Oxford: Elsevier/Academic Press.
36. Swiss, R. E. (2012). Global insurance review 2012 and outlook 2013/14. *Revista Sigma*.

ARTÍCULO

ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE INCUMPLIMIENTO PARA LAS FIRMAS DEL SECTOR ECONÓMICO INDUSTRIAL Y COMERCIAL EN UNA ENTIDAD FINANCIERA COLOMBIANA ENTRE LOS AÑOS 2009 Y 2014

Diego Alejandro Castro
Alejandro Pérez y Soto

Castro, D. A., & Pérez y Soto, A. (2017). Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 293-319.

En este artículo se estima la probabilidad de incumplimiento para las firmas que tienen obligaciones contractuales con una entidad financiera colombiana entre 2009 y 2014. A través de un modelo logístico ordinal generalizado se encontró que

D. A. Castro

Estadístico y Magíster en Economía Aplicada de la Universidad del Valle. Docente de la Universidad Autónoma de Occidente, Cali y Universidad del Valle Seccional Palmira. Analista de riesgo de crédito y operativo, Banco de Occidente. Correo electrónico: diego.alejandro.castro@correounalvalle.edu.co. Cali, Colombia.

A. Pérez y Soto

Decano Facultad de Economía, Universidad Santo Tomás, Seccional Bucaramanga. Correo electrónico: deco@mail.ustabuca.edu.co. Tuluá-Valle, Colombia.

Sugerencia de citación: Castro, D. A., & Pérez y Soto, A. (2017). Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 293-319. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.55273](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.55273).

Este artículo fue recibido el 21 de enero de 2016, ajustado el 26 de mayo de 2016 y su publicación aprobada el 27 de mayo de 2016.

la probabilidad de incumplimiento está asociada a las variables financieras liquidez, endeudamiento, rentabilidad y eficiencia. También se incorporó una variable de comportamiento, dos dicotómicas asociadas al tamaño de las firmas y una para el crecimiento económico del país. Además, se verificó el supuesto de líneas paralelas. Los resultados son previsibles y acordes con la teoría económica de riesgo.

Palabras clave: riesgo de crédito, logit ordenado generalizado, probabilidad de incumplimiento, crecimiento económico.

JEL: C35, D21, G21.

Castro, D. A., & Pérez y Soto, A. (2017). Estimation of the probability of non-compliance with a Colombian financial company by enterprises in the economic, industrial, and commercial sectors between 2009 and 2014. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 293-319.

In this paper, we estimated the probability of non-compliance for enterprises that have contractual obligations with a Colombian financial company between 2009 and 2014. Using a generalized logistical ordinal model, we found that the probability of non-compliance is related to financial variables such as: liquidity, indebtedness, profitability, and efficacy. We also included a behavioural variable, two dichotomous variables associated with the size of the companies, and another variable for Colombia's economic growth. We verify the premise of parallel lines. The results are predictable and correspond to the economic theory of risk.

Keywords: Credit risk, generalized ordered logit, non-compliance probability, economic growth.

JEL: C35, D21, G21.

Castro, D. A., & Pérez y Soto, A. (2017). Estimation de la probabilité d'inaccomplissement pour les entreprises du secteur économique industriel et commercial dans un organisme financier colombien entre les années 2009 et 2014. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 293-319.

Dans cet article nous évaluons la probabilité d'inaccomplissement pour les entreprises qui ont des obligations contractuelles avec un organisme financier colombien entre 2009 et 2014. À travers un modèle logistique ordinal généralisé nous trouvons que la probabilité d'inaccomplissement est associée aux variables financières de liquidité, rentabilité et efficience. A également été incorporée une variable de comportement, deux points dichotomiques associés à la taille des entreprises et une pour la croissance économique du pays. En outre, nous avons vérifié le budget des lignes parallèles. Les résultats sont prévisibles et en accord avec la théorie économique de risque.

Mots-clés : Risque de crédit, logit ordonné généralisé, probabilité d'inaccomplissement, croissance économique.

JEL : C35, D21, G21.

Castro, D. A., & Pérez y Soto, A. (2017). Estimado da probabilidade de inadimplência para as firmas do setor econômico industrial e comercial em uma entidade financeira colombiana entre os anos 2009 e 2014. Cuadernos de Economía, 36(71), 293-319.

Neste artigo estima-se a probabilidade de inadimplência para as firmas que têm obrigações contratuais com uma entidade financeira colombiana entre 2009 e 2014. Através de um modelo logístico ordinal generalizado, encontrou-se que a probabilidade de inadimplência está associada às variáveis financeiras liquidez, endividamento, rentabilidade e eficiência. Também, foi incorporada uma variável de comportamento, duas dicotômicas associadas ao tamanho das firmas e uma para o crescimento econômico do país. Além do mais, foi verificado o suposto de linhas paralelas. Os resultados são previsíveis e consoantes com a teoria econômica de risco.

Palavras-chave: Risco de crédito, logit ordenado generalizado, probabilidade de inadimplência, crescimento econômico.

JEL: C35, D21, G21.

INTRODUCCIÓN

El análisis de los diferentes tipos de riesgo que afronta el sistema financiero (SF) colombiano es de vital importancia para la sostenibilidad del mismo y para el desarrollo de una economía. En el caso del riesgo de crédito, es de vital importancia estimar la probabilidad de que las empresas que tienen obligaciones contractuales con los bancos incumplan con los pagos durante un determinado período. Según la Circular Externa 011 de 2002 de la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC), está definido como “la posibilidad de que una entidad incurra en pérdidas y se disminuya el valor de sus activos, como consecuencia de que sus deudores fallen en el cumplimiento oportuno o cumplan imperfectamente los contratos de crédito” (p. 1).

El SF desempeña un papel clave y opera como un intermediario entre las personas naturales e instituciones que disponen de suficiente dinero y aquellas que requieren de recursos monetarios suficientes para ejecutar proyectos de inversión en el mercado y así impulsar la actividad económica. Además, el SF se puede considerar como tradicional al focalizar sus funciones de intermediación en cartera e inversiones; esto hace que el riesgo de crédito sea muy importante, especialmente para la cartera comercial, puesto que la institución financiera analizada en la presente investigación tiene en el SF el 53% en 2014 del total de la cartera de créditos comerciales.

Una de las funciones de intermediación que cumple el sistema monetario en una economía, es recibir los excedentes de liquidez de los agentes superavitarios y que los coloca en forma de contratos de crédito a los agentes deficitarios, lo cual involucra riesgos, en especial el riesgo crediticio. Si este tipo de riesgo se llega a materializar, puede ser resultado de una crisis financiera, que deriva en pérdidas económicas. El papel de los agentes intermediarios es importante en economías como la colombiana, en el que el mercado financiero depende principalmente del bancario, tal como lo señala un estudio realizado por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 2005), en el que sostiene: “(...) los países desarrollados cuentan con los mercados financieros más desarrollados en todas sus dimensiones y poseen mercados de capital que pueden complementar y en algunos casos sustituir al crédito bancario” (p. 4); mientras que los países en vías de desarrollo se han caracterizado por no tener un nivel de actividad económica lo suficientemente alto. La mayoría de los activos colocados en el SF colombiano, se debe, principalmente, a los establecimientos de crédito; esto hace que las firmas recurran a este tipo de instituciones para obtener recursos monetarios y así poder desarrollar proyectos de inversión en el mercado.

Por lo descrito anteriormente, el riesgo crediticio es uno de los más importantes que enfrenta el SF colombiano, por lo que debe medirse de manera eficiente, monitoreado y de acuerdo con las características actuales de la economía. En este sentido, el objetivo general es proponer una metodología para estimar el riesgo de incumplimiento de las firmas industriales y comerciales que tienen obligaciones contractuales con una entidad financiera colombiana. El desarrollo del proyecto

de investigación está enfocado hacia tres objetivos: primero identificar las variables que son determinantes en la estimación de la probabilidad de *default*¹, puesto que estas variables pueden operar como indicadores de alerta temprana ante cambios en la situación financiera de las firmas y ante variaciones de indicadores de crecimiento económico del país, obteniendo así una herramienta fundamental en el análisis de políticas de crédito. Como segundo objetivo, estimar la probabilidad de que una firma sea calificada en cada una de las categorías de riesgo de incumplimiento establecidas por la SFC, y tercero, estimar el efecto marginal de cada una de las variables del modelo.

Para la estimación de los modelos de riesgo de crédito, se utiliza como técnica de contraste los modelos logísticos ordenados generalizados con variables explicativas que contienen información de indicadores financieros de liquidez, endeudamiento, rentabilidad, eficiencia, comportamiento de pago, dos variables dicotómicas asociadas al tamaño de la empresa y una variable macroeconómica que permite capturar los efectos que tiene la dinámica de la economía colombiana sobre la probabilidad de incumplimiento de las empresas.

En la metodología se emplean los modelos logísticos ordinarios generalizados con el propósito de ser más rigurosos con la estimación de la probabilidad de incumplimiento, pues no solo estima la probabilidad de que la contraparte incumpla, sino también la probabilidad de pertenecer a cada una de las categorías de riesgo que establece el ente regulador colombiano (A, B, C, D y E). Además, las metodologías tradicionales de regresión lineal no son adecuadas en estos casos, especialmente porque las estimaciones podrían estar por fuera de los parámetros de la variable y los modelos logísticos binarios solo permiten estimar la probabilidad de incumplimiento. Como la variable dependiente toma más de dos valores y su escala es ordinal, deben emplearse los modelos logísticos ordinarios que se adaptan a estas condiciones. Posterior a la estimación del modelo econométrico en cada sector, se procedió al análisis de la probabilidad de *default* a partir del efecto marginal de cada una de las variables regresoras, permaneciendo las demás variables en *ceteris paribus*.

El trabajo consta de cinco secciones adicionales a la presente introducción. En la primera sección se presenta una revisión de antecedentes concernientes al riesgo de crédito desde el primer estudio realizado hasta los trabajos académicos para Colombia. En la siguiente se lleva a cabo la descripción del marco teórico referente al riesgo crediticio. En la tercera sección se presenta la metodología empleada para dar cumplimiento a los objetivos de la investigación. En la cuarta se estima el modelo de riesgo para cada sector económico, se analiza a su vez los efectos marginales y la importancia de cada una de las variables en la estimación de la probabilidad de *default* de las firmas. En la quinta sección se aprecian las conclusiones.

¹ *Default* se refiere al incumplimiento del cliente.

REVISIÓN DE ANTECEDENTES

El modelo pionero en riesgo crédito comercial lo hizo Altman (1968), en el que analiza el riesgo crediticio de las firmas a partir de los determinantes de la probabilidad de quiebra de las mismas. Las variables regresoras que estudia son las razones microeconómicas de liquidez, rentabilidad, actividad y apalancamiento de cada una de las empresas del sector manufacturero, las cuales se encontraban ubicadas en los Estados Unidos. En este estudio, el autor introduce la técnica de análisis discriminante paramétrico como herramienta para el análisis de riesgo y encuentra que la rentabilidad del activo, el endeudamiento y el flujo de efectivo son significativos a la hora de explicar la quiebra de las compañías, en el que tiene en cuenta la composición del balance general.

Posteriormente, Altman, Haldeman y Narayanan (1977) establecieron la necesidad de realizar un nuevo estudio, construyendo un modelo con algunas modificaciones al modelo original propuesto en 1968. Su propósito es clasificar las empresas en bancarrota, e incluyeron en el análisis firmas medianas y grandes, compañías del sector no manufacturero y las razones financieras propias de cada compañía. Para ello, emplearon la información financiera más reciente entre 1969 a 1975.

Desde esta misma perspectiva, Lennox (1999) estima la probabilidad de incumplimiento de las empresas por medio de los modelos logit y probit y, posteriormente, compara esta técnica econométrica con el análisis discriminante paramétrico, con una base financiera en la que analizan 949 firmas del Reino Unido, para el período comprendido entre 1987 y 1994. La probabilidad de *default* de las firmas se estima en función del flujo de caja, el endeudamiento, el tamaño de empresa, la rentabilidad, razón corriente y el sector económico de la compañía. Concluye que los modelos de elección discreta correctamente especificados, tienen una mejor capacidad de predicción que los modelos de análisis discriminante.

Desde el enfoque del riesgo crediticio, Gurny y Gurny (2013) realizan un trabajo de investigación similar al de Lennox (1999), dedicado a la estimación de la probabilidad de incumplimiento como parámetro crucial en la gestión de riesgos financieros. Los autores estiman la probabilidad de que las firmas incumplan con los contratos de créditos establecidos con los bancos de los Estados Unidos, empleando los modelos de elección discreta logit y probit. Consideran una muestra de 298 empresas a partir de la información histórica entre 2007 y 2010. Las variables más importantes en la predicción del incumplimiento de las empresas son la rentabilidad, el nivel de endeudamiento, el flujo de caja, el tamaño de la empresa y el sector de la industria. Incluyen probar la significancia estadística de los parámetros estimados por el método de máxima verosimilitud y, a su vez, analizan el sentido económico de cada una de las variables.

En esta misma área, Nguyen (2015), a diferencia de Lennox (1999) y Gurny y Gurny (2013), proporciona una descripción detallada del proceso de construcción de los modelos de riesgo crediticio y utiliza una serie de criterios cuantitativos para identificar el modelo más adecuado, empleando datos de préstamos para

automóviles establecidos en una de las mayores instituciones financieras multacionales con sede en Francia. Emplea un modelo de regresión logística binaria con el propósito de estimar la probabilidad de incumplimiento y así obtener una puntuación de crédito para cada una de las empresas.

Siguiendo el análisis del riesgo crediticio, varios trabajos para Colombia han empleado modelos de variable discreta con el propósito de estimar la probabilidad de incumplimiento de las firmas. Martínez (2003) estima los determinantes de la fragilidad de las empresas colombianas, en la que considera la información de los estados financieros de las compañías del 2001. El autor encontró que los indicadores microeconómicos de las firmas como rentabilidad, liquidez y endeudamiento son importantes para explicar esta fragilidad. La gran desventaja del estudio realizado por este autor, es que se estima el modelo para un solo período de tiempo, por lo que no permite la inclusión de los efectos de las variables macroeconómicas ni la manera cómo varían a través del tiempo.

Con el propósito de corregir el problema del tiempo analizado, Arango, Zamudio y Orozco (2005) estiman un modelo de riesgo crediticio para las firmas, teniendo en cuenta la información del sector corporativo colombiano entre 1994 y 2004. Incorporan como variable explicativa la variación anual del producto interno bruto (PIB) a precios constantes, y encuentran una relación negativa entre este indicador y la probabilidad de incumplimiento. Los autores estiman la probabilidad de quiebra de las empresas colombianas, como una parte crucial en la evaluación de los riesgos que enfrenta el SF. A partir de las probabilidades generadas y el nivel de deuda interna de cada una de las firmas, identifican dónde se encuentran los mayores riesgos.

Zamudio (2007) propone la estimación de un modelo logístico ordinal, con el propósito de obtener la probabilidad de *default* de las firmas que tienen obligaciones financieras con las entidades que conforman el SF colombiano. El autor identifica los determinantes de incumplimiento de las empresas colombianas con las entidades financieras prestatarias. El estudio considera el endeudamiento del sector corporativo privado con el SF durante el período 1998-2005. En cuanto a la estimación de la probabilidad de *default* de las firmas, la variable dependiente está dada por la calificación de los créditos otorgados. Encuentra que la liquidez, el tipo de entidad que otorgó el préstamo, la variación anual del PIB y el sector económico al que pertenece la firma, son importantes en la estimación de la probabilidad.

Las investigaciones mencionadas, han utilizado la información financiera de las firmas colombianas, sin analizar a fondo el impacto que pueden tener indicadores macroeconómicos, como la variación anual del PIB sobre la probabilidad de incumplimiento de las firmas que tienen obligaciones contractuales con los establecimientos de crédito y en particular para una entidad financiera colombiana. Las variables macroeconómicas permiten capturar los efectos de la dinámica de la economía, lo que significa una contribución adicional para predecir la probabilidad de que una empresa incumpla con las obligaciones financieras, durante un

período de doce meses. Este documento involucra los estudios realizados para Colombia, incorporando un conjunto de variables microeconómicas, un indicador de comportamiento de pago, una variable de crecimiento económico y el tamaño de empresa.

MARCO TEÓRICO

La teoría económica ha analizado la importancia de los agentes intermediarios en el desarrollo económico de un país. El trabajo de Gurley y Shaw (1955) abarca este tema y considera a los bancos como agentes intermediarios del SF. La función de estas entidades, es captar los depósitos de los ahorradores o prestamistas y posteriormente canalizarlos hacia los agentes deficitarios, con el propósito de financiar proyectos de inversión en el mercado financiero. Los bancos han diversificado los canales de intermediación, haciendo que los recursos monetarios fluyan entre los agentes; esto generará la posibilidad de financiar un mayor número de proyectos de inversión y, a la vez, se multiplicarán las variedades de los créditos otorgados.

En este contexto, Gorton y Winton (2002) explican por qué deben existir los intermediarios financieros. Estas entidades surgen debido a las asimetrías en la información que se presentan en el mercado entre los agentes prestamistas y prestatarios. Estos últimos agentes, por lo general, poseen información en beneficio propio; por ello la importancia de los bancos para lidiar con el problema de información asimétrica. Estas entidades son las encargadas de generar confianza a los depositantes, para que estos últimos entreguen a los intermediarios sus depósitos y así los bancos dispongan de los mismos para financiar proyectos. Los dos tipos de información asimétrica que deben abordarse son la selección adversa y el riesgo moral. De hecho, uno de los modelos económicos que introduce el problema de riesgo moral en un mercado con información asimétrica, es el trabajo de Holststrom y Tirole (1997), en el que desarrollan un modelo en donde las firmas y los intermediarios son de capital restringido. En este modelo, la banca privada debe inspeccionar a las empresas antes de desembolsar el dinero y luego deberá realizarles un seguimiento, de tal manera que el problema de riesgo moral disminuya.

Holststrom y Tirole (1997) asumen que los agentes prestatarios son neutrales al riesgo, por lo que pueden elegir proyectos de inversión que presenten un mayor rendimiento, siendo estos, en general, más riesgosos. En el modelo, las firmas no pueden ser monitoreadas por otras firmas, puesto que no tienen suficientes recursos para invertir en un sistema de monitoreo o no tienen suficiente experiencia en el sector y la única entidad que lo puede hacer es el banco. Aparte del riesgo moral, también es necesario tener en cuenta el riesgo de selección adversa al que deben enfrentarse los intermediarios financieros cuando otorgan créditos a las empresas; problema que abordan Stiglitz y Weiss (1981) y Bester (1985) en sus trabajos de investigación.

Stiglitz y Weiss (1981) y Bester (1985) coinciden en que el problema de selección adversa se presenta cuando los agentes intermediarios en su afán por incre-

mentar las utilidades, otorgan préstamos a las empresas más riesgosas. Stiglitz y Weiss (1981) proponen un modelo de racionamiento de crédito, en el que los bancos en el intento de disminuir el riesgo de que los agentes prestatarios no cumplan con el pago de las obligaciones contractuales, se ven en la necesidad de reducir el número de créditos que conceden en el mercado financiero, incluso cuando los intermediarios tienen suficiente capital destinado a los contratos. En el escenario de que no existan mecanismos de control para monitorear a las empresas, llevaría a que el flujo de fondos prestables en el mercado sea más difícil y, a la vez, se impediría la ejecución de proyectos de inversión económicamente viables.

En Bester (1985), el financiamiento o no de los proyectos de inversión que los empresarios están dispuestos a llevar a cabo, depende necesariamente de los contratos de crédito que ofrecen los intermediarios financieros. Por lo anterior, es necesario que este grupo de entidades diversifiquen su portafolio de créditos. En este sentido, Bester (1985) argumenta que las garantías colaterales son una opción que los bancos deben tener en cuenta a la hora de otorgar créditos a los empresarios, de tal manera que puedan generar una gran variedad de préstamos en el mercado. Dichas garantías son necesarias en el análisis del riesgo de incumplimiento de los créditos, puesto que respaldan los préstamos.

Otro de los trabajos que trata de resolver el problema de selección adversa, es el de Leland y Pyle (1977), en el que desarrollan un modelo de señalización, para analizar la transferencia de la información de los proyectos de inversión. En el caso que los empresarios invierten capital en su propio proyecto, esta información les servirá a los intermediarios financieros como una señal de la calidad del proyecto. El precio que deben asumir los bancos por dicha información, está relacionado con la credibilidad de la misma y reflejará la calidad media del proyecto en el mercado.

Posteriormente, Diamond (1984) extiende la idea de Leland y Pyle (1977), en la que introduce los costos de información en mercados con asimetrías en la información. Diamond (1984) analiza los determinantes de los costos que surgen en la supervisión de los proyectos de inversión, que se llevan a cabo en el mercado, y desarrolla un modelo económico en el que un intermediario financiero tiene un menor costo en la inspección de los proyectos de inversión con relación a los préstamos que realizan directamente los agentes prestamistas con los prestatarios. En el modelo se parte del supuesto de que la información que es monitoreada o inspeccionada por un agente, no puede ser observada por otro agente sin incurrir en un costo.

En Diamond (1984), a medida que el número de préstamos que otorgan los bancos a los agentes deficitarios tiende a infinito y, a su vez, los rendimientos de los proyectos financiados no se encuentren correlacionados entre sí, el costo de monitoreo que deben asumir los intermediarios financieros se aproximarán a cero. En este caso, el riesgo moral en el que incurren los bancos disminuirá. En su modelo, cuando los costos de monitoreo que deben asumir los bancos se aproxima a cero, implica que ninguna otra estructura de monitoreo delegada por otro agente, tendrá

menores costos de supervisión. Diamond (1991) sigue esta misma línea de investigación y añade la reputación que adquieren las firmas a partir de la intensidad de monitoreo. Dicha reputación se logra pagando de manera cumplida los préstamos a los bancos a través del tiempo.

Los intermediarios no solo deben lidiar con el problema de selección adversa y riesgo moral, sino que también son vulnerables a las corridas bancarias, lo que hace importante analizar la provisión de liquidez de los bancos y que comienza con el modelo clásico de Diamond y Dybvig (1983). En esta investigación, una de las hipótesis establece que cuando los depositantes entran en pánico por desconfianza de una economía, se apresuran a retirar sus depósitos, incluso esta misma decisión la toman aquellos depositantes que no estaban preocupados por el fracaso de los bancos.

Autores como Jacklin y Bhattacharya (1988), Cooper y Ross (1998) y Ennis y Keister (2010) comparten la misma hipótesis de Diamond y Dybvig (1983) y coinciden en que una economía se presentan agentes pacientes e impacientes. Los agentes pacientes son capaces de consumir luego que el proyecto de inversión ha madurado en un determinado período, mientras que los agentes impacientes deciden retirar prematuramente sus depósitos. Este grupo de autores asumen que la función de utilidad de los agentes es continua, creciente y estrictamente cóncava. Diamond y Dybvig (1983) argumentan que las corridas bancarias se deben al mismo comportamiento de los depositantes, que son suficientemente adversos al riesgo. En Jacklin y Bhattacharya (1988), las corridas bancarias pueden surgir de manera aleatoria o debido al problema de información asimétrica. Por su parte, Ennis y Keister (2010) añaden que la innovación tecnológica puede tener implicaciones en la fragilidad financiera de los bancos en el futuro. Cooper y Ross (1998) argumentan que las corridas bancarias se producen cuando los costos de liquidación son suficientemente grandes.

Otras investigaciones como las de Farhi, Golosov y Tsyvinski (2009) y Farhi y Tirole (2012) amplían la regulación bancaria por parte del Gobierno. Por ejemplo, Farhi *et al.* (2009) se enfocan en desarrollar un modelo de intermediación financiera, en el que los bancos deben proporcionar un seguro contra los choques de liquidez. Dichas entidades deben realizar una provisión relacionada con la proporción de activos que tienen destinados a invertir en el corto plazo. Como regulación bancaria, los autores señalan que deben disminuirse las tasas de interés en un período de largo plazo, de tal manera que se pueda restaurar la eficiencia en el mercado. Estas tasas solo pueden ser modificadas por el Gobierno; entidad que solo puede actuar como intermediador de último recurso para satisfacer necesidades de liquidez en períodos de crisis financieras.

En este sentido, Farhi y Tirole (2012) argumentan que el Gobierno es de suma importancia en la regulación óptima de las tasas de interés, puesto que ayuda a controlar la oferta del crédito de los bancos, dependiendo de las características de la economía. Cuando el Banco Central interviene a las instituciones financieras

en períodos de crisis, hay diversas formas para disminuir los costos de los préstamos que conceden a los bancos de manera efectiva, como, por ejemplo, reducir las tasas de interés de los fondos federales; tasa que solo aplica en el momento que el Banco Central otorga préstamos a los intermediarios.

Adicional a estos trabajos, Gorton y Huang (2004) señalan que el Gobierno es el encargado de rescatar a los bancos en una crisis financiera, mas no un agente privado, puesto que es muy costoso para los agentes comprar una gran parte del nivel de activos del sistema bancario. Los rescates financieros es un claro ejemplo de la provisión de liquidez pública que proporciona el Estado. Una de sus funciones primordiales es suministrar liquidez mediante la emisión de títulos públicos, respaldados por los recursos monetarios que recibe la misma entidad, fundamentalmente por el cobro de impuestos. Dichos rescates se producen mediante la compra de préstamos bancarios a precios favorables o por medio de la compra de acciones.

Allen y Gale (2000) y Gorton y Huang (2004) coinciden en que la mayoría de las crisis financieras se deben por un choque negativo que afecta la estabilidad del sistema monetario y a una gran cantidad de instituciones financieras. Allen y Gale (2000) añaden que las crisis se pueden producir por un efecto de contagio financiero, debido, precisamente, por la estructura financiera de los bancos. El impacto inicial de un choque negativo en algunos bancos, se verá reflejado posteriormente en el resto de las instituciones, afectando a toda la economía. En esta estructura, cada uno de los bancos tiene vínculos con algunos bancos, mas no con todos los bancos que conforman el SF.

Las investigaciones de Allen y Gale (2000) y Gorton y Huang (2004), coinciden que en caso que se presente una crisis financiera, es necesaria la intervención del Gobierno. En los dos últimos se analiza el problema de liquidez causado principalmente por los contratos de deuda que emiten los bancos. Allen y Gale (2004), aunque siguen la misma línea de investigación de Gorton y Huang (2004), proponen un modelo económico que analiza los fallos en el mercado financiero y distinguen a los agentes intermediarios en función de si emiten contratos completos o contratos incompletos. El primero hace referencia a los contratos que los bancos proporcionan, por ejemplo, a las entidades del Estado. Dichas entidades siempre cumplirán con el pago de las obligaciones contractuales, puesto que tienen el respaldo del Gobierno, por lo que no se presentan asimetrías en la información. Mientras que en el segundo tipo de contrato, existe la posibilidad de que los bancos incurran en pérdidas monetarias, que surgen de aquellos deudores que no cumplen con sus pagos.

En este último tipo de contrato, los intermediarios financieros deben estimar la probabilidad de incumplimiento de los préstamos que conceden, por medio de los modelos de riesgo de crédito que tengan internamente estas entidades; además de ello, tendrán que imponer sanciones no pecuniarias a las empresas, en caso que no cumplan con el pago de las obligaciones financieras. Dichos modelos son nece-

sarios para tratar de descartar a las empresas que son realmente riesgosas y así el problema de selección adversa en el que incurren los bancos disminuya.

METODOLOGÍA

Fuente de información y variables

Se considera la información financiera de 11.441 firmas, de las cuales el 40,88% corresponden a empresas industriales y el 59,12% restante a comerciales. La información es proporcionada por la entidad financiera a través del Sistema Administrativo de Riesgo de Crédito (SARC), en el que se consideró el balance general de las compañías, durante el período 2009 a 2014. En la Tabla 1 se aprecian los diferentes tipos de variables.

Tabla 1.

Variables en la estimación del modelo

Indicador	Definición de indicador	Fuente
Calificación	A, B, C, D y E	SARC
Endeudamiento	Obligaciones bancarias / Pasivo total (%)	
Liquidez	Razón corriente	
Rentabilidad	Utilidad neta / Patrimonio (%)	
Eficiencia	Ciclo operacional (%)	
Comportamiento	Máxima mora anual (%)	
Tamaño de empresa	Grande, mediana o pequeña	
Macroeconómico	Variación anual del PIB	Departamento Administrativo Nacional de Estadística

Fuente: elaboración propia.

Categoría A: los créditos calificados en esta categoría reflejan una estructuración y atención excelente. Los estados financieros de los deudores o los flujos de caja, así como la demás información crediticia, indican una capacidad de pago óptima, en términos del monto y origen de los ingresos con que cuentan los deudores para atender los pagos requeridos.

Categoría B: se refleja una estructuración y atención apropiada. Los estados financieros de los deudores o los flujos de caja, así como la demás información crediticia, indican una capacidad al menos aceptable, en términos del monto y origen de los ingresos con que cuentan los deudores para atender los pagos requeridos.

Categoría C: se califican aquellos créditos que presentan en la capacidad de pago del deudor o en los flujos de caja un riesgo apreciable, que comprometan el normal recaudo de la obligación en los términos convenidos.

Categoría D: se califican aquellos créditos o contratos que presentan insuficiencias en la capacidad de pago del deudor o en los flujos de caja del proyecto. Los bancos deben clasificar en esta categoría, a deudores que independientemente de que no cumplan con las condiciones anteriores presenten mayor riesgo por otros factores.

Categoría E: se tiene un riesgo de incobrabilidad, que es aquel que se estima incobrable. La SFC establece las calificaciones D y E como las categorías de incumplimiento.

Endeudamiento: uno de los tipos de variables financieras que mayor impacto tiene para que una firma no cumpla con sus obligaciones financieras, es el nivel de endeudamiento de las mismas. Si estas presentan un mayor endeudamiento, pueden tener más dificultades para hacer frente a sus compromisos crediticios, ya que deben enfrentar un nivel de deuda mayor con los establecimientos de crédito. En consecuencia, cuando las entidades se encuentran más endeudadas en el sistema, debería esperarse un nivel de morosidad mayor en el pago de las obligaciones.

Liquidez: con el objetivo de capturar la capacidad que tiene la empresa de convertir sus activos más líquidos en efectivo, para poder responder por sus pasivos de corto plazo, se puede considerar la medida tradicional de liquidez, calculada como la relación entre los activos corrientes y los pasivos corrientes. Se espera que el efecto de este indicador sea negativo sobre la probabilidad de *default*.

Rentabilidad: como medida de rentabilidad de las firmas, se puede emplear el cociente entre la utilidad neta y el patrimonio de la empresa, conocido comúnmente como ROE. Se espera que entre mayor sea la rentabilidad de la firma, menor sea la probabilidad de incumplimiento, en consecuencia el efecto debe ser negativo.

Eficiencia: con el propósito de capturar qué tan eficiente es la empresa en recuperar su cartera, es necesario analizar el ciclo operacional de las firmas. Se espera que entre mayor sea este indicador, el efecto que tendrá sobre la probabilidad de incumplimiento sea positivo; es decir, a mayor actividad de la firma, se espera que la probabilidad de entrar en *default* se incremente.

Comportamiento: se espera que el efecto que tenga la máxima mora anual en la estimación del modelo de riesgo de crédito sea positivo; es decir, entre mayor sea el número de días de mora que tengan las firmas por no pagar sus obligaciones contractuales, se espera que la probabilidad de que una empresa incumpla con los contratos de crédito durante un horizonte de doce meses aumente².

² Con el propósito de analizar la variable de eficiencia y de comportamiento en términos porcentuales, se dividieron los días de mora y el ciclo operacional entre 365 días y posteriormente se multiplicó por 100.

Tamaño de empresa: para analizar el impacto del tamaño sobre la probabilidad de incumplimiento, se construyeron dos variables dicotómicas. La primera de ellas tomará el valor unitario, si la empresa analizada es mediana, en caso contrario será cero. Mientras que a la segunda variable dicotómica se le asignará el valor unitario, siempre y cuando la firma sea de menor tamaño. El objetivo es probar si la probabilidad de *default* está asociada con el tamaño de empresas y si las hay, saber cuál de los grupos es más riesgoso. El tamaño, definido por el artículo 2 de la Ley 590 de 2000, se encuentra contemplado en el capítulo II de la gestión del riesgo de crédito de la SFC. Si el nivel de activos es menor a 5.000 salarios mínimos legales vigentes (smlv), el tamaño es pequeño, mientras que si se encuentra entre 5.000 y 15.000 smlv, la empresa será mediana. Si superan los 15.000 smlv, la empresa es grande.

Variable macroeconómica: con el propósito de capturar en el modelo las dinámicas macroeconómicas sobre la probabilidad de *default*, se emplea la variación del PIB a precios constantes a escala nacional. Se espera que a medida que este indicador aumente, la probabilidad de incumplimiento disminuya.

Modelo econométrico

Los modelos de riesgo de crédito, por lo general, se especifican de forma reducida con el propósito de estimar la probabilidad de incumplimiento, teniendo en cuenta la información de los balances generales de las compañías. La variable dependiente son las calificaciones de riesgo de crédito otorgadas a las empresas, por lo que es necesario emplear modelos econométricos que se ajusten a esta condición.

Modelos logísticos ordinales

Se pueden presentar casos en los que la variable dependiente es discreta y toma al menos tres categorías. Si entre estos hay un orden natural o jerárquico de la variable dependiente, tal como el caso de las calificaciones que se le asignan a las firmas que tienen algún crédito con la entidad financiera, deben emplearse modelos que capturen esta característica, denominados “modelos logísticos ordenados”. La estructura matemática del modelo se basó en el trabajo académico de González (2010) y la formulación del modelo en forma reducida viene dada por:

$$Y^* = X^T \beta + \varepsilon \quad (1)$$

Se tiene:

$$Y = \begin{cases} A & ; \quad Y^* \leq \mu_A \\ B & ; \quad \mu_A < Y^* \leq \mu_B \\ \vdots & ; \quad \vdots \\ E & ; \quad \mu_D \leq Y^* \end{cases} \quad (2)$$

donde ε es el error del modelo y sigue una distribución de probabilidad logística. Por su parte, $\mu_A, \mu_B, \mu_C, \mu_D, \mu_E$ son parámetros que representan los valores de los umbrales y se estiman a la vez que β . La probabilidad de pertenecer a cada una de las categorías de riesgo es:

$$P(Y = A|X) = \Lambda(\mu_A - X^T \beta) = \frac{1}{1 + e^{-(\mu_A - X^T \beta)}} \quad (3)$$

$$P(Y = B|X) = \Lambda(\mu_B - X^T \beta) - \Lambda(\mu_A - X^T \beta) = \frac{1}{1 + e^{-(\mu_B - X^T \beta)}} - \frac{1}{1 + e^{-(\mu_A - X^T \beta)}} \quad (4)$$

...

$$P(Y = E|X) = 1 - \Lambda(\mu_D - X^T \beta) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-(\mu_D - X^T \beta)}} \quad (5)$$

En los modelos estadísticos o econométricos, generalmente el símbolo Λ representa la función logística³. Para que todas las probabilidades estimadas por el modelo econométrico sean positivas, se debe cumplir que $\mu_A < \mu_B < \mu_C < \mu_D < \mu_E$. En este tipo de modelos, los coeficientes estimados en cada una de las ecuaciones de regresiones correspondientes a cada modalidad de la variable dependiente son iguales. Tal como se aprecia en cada una de las categorías, los únicos parámetros que son diferentes son los umbrales. Igualmente, el efecto marginal expresa el cambio de la variable dependiente provocado por un cambio unitario en una de las variables independientes, manteniendo constantes el resto de las variables. En caso de que se quiera expresar el cambio por cada 10 unidades, es necesario multiplicar el efecto marginal por 10, de tal manera que la interpretación sea adecuada. El cálculo de los efectos marginales permite conocer la dinámica de cada una de las variables explicativas sobre las diferentes categorías. Los efectos de las variables x_i sobre la probabilidad están definidos como:

$$\frac{\partial \Pr(y_i = j)}{\partial x_i} = [F'(\mu_{j-1} - x_i^T \beta) - F'(\mu_j - x_i^T \beta)] * \beta \quad (6)$$

En el documento se estiman los efectos marginales para cada una de las categorías de la variable dependiente, cuando una de las variables regresoras cambia, permaneciendo las demás variables en *ceteris paribus*. Williams (2006), en su trabajo de investigación, señala que es necesario validar el supuesto de líneas paralelas o *proportional odds* que implica un único coeficiente en cada una de las variables regresoras, en las diferentes modalidades de la variable dependiente, donde cada

³ Λ se define como $\Lambda(f(x)) = \frac{1}{1 + e^{-f(x)}}$

uno de los pares ordenados que se pueden formar entre categorías adyacentes de las calificaciones de riesgo debe ser la misma; para ello es necesario emplear la prueba de *Brant*. Si no fuera así, se necesitaría un modelo distinto para cada una de las categorías, con diferentes coeficientes estimados para las variables regresoras. Williams (2009) señala que si el supuesto de regresiones paralelas no se cumple estadísticamente, los estimadores serán sesgados e ineficientes.

Para determinar si todas las variables regresoras consideradas en el modelo cumplen con el supuesto de líneas, se considera la distribución chi-cuadrado como distribución de referencia. En caso de que al menos uno de los parámetros asociados a una de las variables no cumpla con el supuesto mencionado, se hace necesaria la estimación de los modelos logísticos ordenados generalizados. Se propusieron nuevas metodologías para estimar los parámetros β_i del modelo, bajo la hipótesis alternativa de que todos o algunos de los coeficientes son diferentes para cada una de las categorías de la variable dependiente. Basándose en el trabajo de Williams (2006), la estructura matemática del modelo es:

$$P(Y_i > j) = \Lambda(X_i \beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)}{1 + \exp(\alpha_j + X_i \beta_j)}; j = A, B, C, D \quad (7)$$

En la estructura matemática de este modelo, se deben estimar cuatro ecuaciones de regresión logística. De la ecuación (7) se puede estimar la probabilidad de pertenecer a cada una de las categorías de riesgo, a partir de la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} P(Y_i = A) &= 1 - \Lambda(X_i \beta_A) \\ P(Y_i = j) &= \Lambda(X_i \beta_{j-1}) - \Lambda(X_i \beta_j); j = B, C, D \\ P(Y_i = E) &= \Lambda(X_i \beta_D) \end{aligned} \quad (8)$$

El modelo es equivalente a una serie de regresiones logísticas binarias donde las categorías de la variable dependiente están combinadas según el orden intrínseco que esta tenga y en la que se deben estimar cuatro ecuaciones de regresión logística. En la primera ecuación, la categoría de riesgo de crédito *A* se compara con una que reúne el resto de las categorías. En esta ecuación, la variable dependiente toma el valor unitario si la calificación de la firma es *A* y tomará el valor cero en otro caso. En la segunda ecuación de regresión que se estima, la variable dependiente tomará el valor unitario si la calificación asignada al cliente es *A* o *B*, y tomará el valor cero si la calificación crediticia de la empresa es *C*, *D* o *E*. Igualmente, en la tercera ecuación de regresión logística, la variable dependiente tomará el valor unitario si la calificación de la firma es *A*, *B* o *C* y se le asignará el valor cero si su calificación es *D* o *E*. Finalmente, en la cuarta ecuación, la variable dependiente toma el valor unitario si la calificación del cliente es *A*, *B*, *C* o *D* y será cero si la calificación es *E*.

El modelo descrito anteriormente se utiliza cuando el supuesto de líneas paralelas no se cumple para todos los coeficientes del modelo. Sin embargo, es común que se presenten casos en los que el supuesto se cumple solo para algunas de las variables, por lo que debe hacerse una modificación para que los parámetros sean iguales a cero, en caso de ser necesario; es decir, debe estimarse un modelo que cumpla el supuesto de líneas paralelas de manera parcial, donde su estructura matemática viene dada por:

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta^{lp} + Z_i\beta_j^{nlp})}{1 + \exp(\alpha_j + X_i\beta^{lp} + Z_i\beta_j^{nlp})}; j = A, B, C, D \quad (9)$$

donde X corresponde a la matriz de las variables explicativas que cumplen estadísticamente el supuesto de líneas paralelas y β^{lp} es el vector de parámetros respectivos, mientras que Z incluye las variables que no cumplen con este supuesto y el vector de coeficientes correspondientes está representado por β^{nlp} . Este modelo relaja el supuesto de líneas paralelas con el propósito de que los efectos de las variables regresoras puedan variar entre las categorías, para aquellas donde el supuesto se viole.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

El primer paso para la estimación del modelo fue la de un logit ordenado por el método de máxima verosimilitud, con el objetivo de determinar cuáles coeficientes estimados cumplían con el supuesto de líneas paralelas y en cuáles se violaba estadísticamente. La validación del supuesto se presenta en la Tabla 2. Asimismo, la estimación de los parámetros del modelo logístico ordinal generalizado y el

Tabla 2.

Prueba de Brant (firmas industriales)

Variable	Estadístico Chi	Significancia	Grados de libertad
Endeudamiento	36,49	0,00	3
Liquidez	14,67	0,00	3
Rentabilidad	32,14	0,00	3
Eficiencia	14,13	0,00	3
Comportamiento	8,40	0,04	3
Pequeña	19,59	0,00	3
Mediana	32,23	0,00	3
Macroeconómica	4,98	0,17	3
Total	165,65	0,00	24

Fuente: elaboración propia.

error estándar se presentan en la Tabla 3, mientras que los efectos marginales en la Tabla 4. En tanto que en el primero se muestra la dirección del efecto de las variables sobre la probabilidad de incumplimiento, es necesaria la estimación de los efectos marginales para poder cuantificarlo en cada una de las categorías.

En la Tabla 2 se aprecia que el supuesto de líneas paralelas se rechaza para el modelo en conjunto y de manera individual para el indicador de endeudamiento, liquidez, rentabilidad, actividad y tamaño de la empresa. La variable de comportamiento de pago y la macroeconómica son las únicas que cumplen con el supuesto, a un α del 1%. De esta manera, los coeficientes asociados a la variable de comportamiento y la macroeconómica son los únicos que son iguales en cada una de las calificaciones.

En la Tabla 3 se aprecia que los indicadores financieros de las firmas, la variable de comportamiento y la de crecimiento económico son significativas al 10% en la

Tabla 3.

Estimación de los parámetros (firmas industriales)

Variable	Calificación A	Calificación B	Calificación C	Calificación D
Endeudamiento	0,01012 (*) (0,00137)	0,01513 (*) (0,00177)	0,01784 (*) (0,00222)	0,02101 (*) (0,00296)
Liquidez	-0,08428 (*) (0,03055)	-0,14876 (*) (0,04453)	-0,26749 (*) (0,06419)	-0,24638 (*) (0,08689)
Rentabilidad	-0,00226 (0,00190)	-0,01227 (*) (0,00251)	-0,01554 (*) (0,00275)	-0,01634 (*) (0,00387)
Eficiencia	0,00169 (**) (0,00092)	0,00373 (*) (0,00112)	0,00556 (*) (0,00134)	0,00381 (*) (0,00188)
Comportamiento	0,10779 (*) (0,02953)	0,10779 (*) (0,02953)	0,10779 (*) (0,02953)	0,10779 (*) (0,02953)
Pequeña	0,23741 (*) (0,10024)	0,11040 (0,13161)	-0,21445 (0,18509)	0,46828 (**) (0,24677)
Mediana	-0,42518 (*) (0,08239)	-0,41087 (*) (0,10956)	-0,03629 (0,13511)	0,07856 (0,21880)
Macroeconómica	-0,19051 (*) (0,02099)	-0,19051 (*) (0,02099)	-0,19051 (*) (0,02099)	-0,19051 (*) (0,02099)
Intercepto	-0,48322 (*) (0,13614)	-1,74037 (*) (0,16410)	-2,56105 (*) (0,20558)	-3,69410 (*) (0,28554)
Log-likelihood = -3908,39. Errores estándar entre paréntesis.				
(*) y (**) Coeficientes significativos al 5% y 10%, respectivamente.				

Fuente: elaboración propia.

primera modalidad, a excepción del indicador de rentabilidad. En las demás categorías de riesgo, las variables cuantitativas son significativas en la estimación de la probabilidad de *default*. En cuanto al tamaño de las firmas, se aprecia que la mediana empresa es significativa en las dos primeras calificaciones, mientras que la pequeña empresa es significativa en la primera y última categoría.

En la Tabla 4 se observa que los indicadores financieros tienen un sentido acorde con la teoría económica; además, la mayoría de ellos aporta en la estimación de la probabilidad de *default*. En la primera columna se aprecian los efectos de las variables explicativas sobre la probabilidad de permanecer en A, por lo que los signos positivos reflejan un efecto de permanencia en esta categoría y los signos negativos uno de cambio hacia las demás calificaciones. En las demás columnas, un signo negativo refleja una disminución en la probabilidad de que se encuentre en esa categoría o en una de mayor incumplimiento. Mientras que si su signo es positivo, tendrá una mayor probabilidad de permanencia en esa calificación o en una de menor riesgo.

Tabla 4.
Efectos marginales para las firmas industriales

Variable	Calificación A	Calificación B	Calificación C	Calificación D	Calificación E
Endeudamiento	-0,00195 (*) (0,00026)	0,00069 (*) (0,00021)	0,00047 (*) (0,00010)	0,00040 (*) (0,00007)	0,00040 (*) (0,00005)
Liquidez	0,01624 (*) (0,00588)	-0,00385 (0,00489)	-0,00049 (0,00282)	-0,00724 (*) (0,00200)	-0,00466 (*) (0,00159)
Rentabilidad	0,00044 (0,00037)	-0,00059 (*) (0,00030)	-0,00033 (*) (0,00012)	-0,00038 (*) (0,00010)	-0,00031 (*) (0,00007)
Eficiencia	-0,00032 (**) (0,00018)	0,00002 (0,000137)	0,00006 (0,00006)	0,00017 (*) (0,00004)	0,00007 (*) (0,00003)
Comportamiento	-0,02077 (*) (0,00143)	0,01179 (*) (0,01178)	0,00418 (*) (0,00040)	0,00275 (*) (0,00030)	0,00204 (*) (0,00024)
Pequeña	-0,04749 (*) (0,02075)	0,03800 (*) (0,01744)	0,01842 (*) (0,00944)	-0,01935 (*) (0,00561)	0,01041 (**) (0,00630)
Mediana	0,08286 (*) (0,01617)	-0,04781 (*) (0,01297)	-0,03344 (*) (0,00662)	-0,00310 (0,00517)	0,00148 (0,00410)
Macroeconómica	0,03672 (*) (0,00402)	-0,02085 (*) (0,00239)	-0,00739 (*) (0,00094)	-0,00487 (*) (0,00067)	-0,00360 (*) (0,00054)
Errores estándar entre paréntesis.					
(*) y (**) Efectos marginales significativos al 5% y 10%, respectivamente.					

Fuente: elaboración propia.

El signo positivo en la variable de eficiencia y en la de comportamiento de pago en todas las categorías de la Tabla 3, muestra que entre mayor sean estos indicadores de las firmas, mayor será la probabilidad de incumplimiento. No obstante, al apreciar la Tabla 4 de los efectos marginales, se puede observar que a medida que la calificación de las empresas se va deteriorando, el impacto de la variable de comportamiento pierde relevancia, debido a que el peso del efecto marginal va disminuyendo. Para la calificación *A*, ante un aumento de 54,79 puntos porcentuales (pp) en el indicador de eficiencia de la firma, la probabilidad de permanecer en esta categoría disminuirá en 1,753%; mientras que en el caso de la calificación *E*, la probabilidad de incumplimiento aumentará 0,38%. Si la variable de comportamiento de pago para una firma en particular se incrementa en 8,22 pp, la probabilidad de permanecer en la categoría *A* disminuirá en 17,07%; en cambio, para la calificación *E* aumentará la probabilidad de *default* en 1,68%.

En la Tabla 4 se aprecia que el signo negativo del efecto marginal en la variable de liquidez y en la de rentabilidad a partir de la categoría *B*, muestra que entre mayores sean estos dos indicadores financieros de las firmas, menor será la probabilidad de ser incumplido. Si el indicador de liquidez aumenta en una unidad, la probabilidad de permanecer en la calificación *A* se incrementa en 1,624%; mientras que para la última calificación de riesgo (*E*) se contrae en 0,47%. Ante un aumento de 10 pp en el indicador de rentabilidad, la probabilidad de estar en la mejor calificación de crédito (*A*) crece en 0,44%; mientras que si este indicador aumenta en 50 pp, la probabilidad de que la firma sea calificada en la última categoría de riesgo disminuye en 1,55%.

En la Tabla 3 se aprecia que el signo de los coeficientes en el indicador de endeudamiento de las firmas es positivo a partir de la categoría *B*, lo que indica que entre mayor sea el nivel de endeudamiento de las firmas, mayor será la probabilidad de incumplimiento. Al observar la Tabla 4 de los efectos marginales, el impacto de un aumento del indicador de endeudamiento en 30 pp, reduce la probabilidad de permanecer en la categoría *A* en 5,85%. En las tres últimas categorías de riesgo de crédito, aunque se tienen efectos marginales menores a las dos primeras calificaciones, el aumento de 30 pp en este indicador, incrementará la probabilidad en 1,41%, 1,20% y 1,20% para las calificaciones *C*, *D* y *E*, respectivamente.

Al analizar las dos variables dicotómicas asociadas al tamaño de las empresas, se encuentra que el signo de los efectos marginales es significativo al 5% en las tres primeras modalidades de riesgo. La probabilidad de que una firma permanezca en la categoría *A* para una empresa mediana aumentará en 8,29%, mientras que para el caso de la categoría de riesgo *E*, la probabilidad de incumplimiento tan solo aumentará en 0,148%, siendo este último efecto marginal no significativo. Para el caso de una firma pequeña sucede lo contrario; es decir, la probabilidad de estar en la categoría *A* disminuirá en 4,75%, y para la calificación *E*, se tiene que la probabilidad de incumplimiento aumentará en 1,104%. Con lo dicho anteriormente, las firmas de menor tamaño presentan la mayor probabilidad de incumplimiento.

Con respecto a la variable macroeconómica, los resultados son los esperados; pues ante aumentos en la variación del PIB, tiene como implicación una reducción en la probabilidad de incumplimiento de las firmas. Además, al observar los efectos marginales sobre cada una de las categorías de la variable dependiente, se puede ver que a medida que el PIB aumenta en 1 pp, la probabilidad de pertenecer a la categoría A aumentará en 3,672%; mientras que para las categorías D y E se contraerá en 0,487% y 0,36%, respectivamente.

En cuanto al modelo de riesgo de crédito para las empresas comerciales, en la Tabla 5 se observa que el supuesto de líneas paralelas no es válido estadísticamente para el modelo en conjunto. De manera individual, se rechaza el supuesto en los indicadores de endeudamiento, rentabilidad, actividad y tamaño de las firmas. La variable asociada al indicador de liquidez y macroeconómica, cumplen con el supuesto de líneas paralelas bajo un α del 1%, por lo que serán las variables con los mismos coeficientes estimados en cada una de las categorías.

Tabla 5.

Prueba de Brant (firmas comerciales)

Variable	Estadístico Chi	Significancia	Grados de libertad
Endeudamiento	415,68	0,000	3
Liquidez	8,71	0,033	3
Rentabilidad	69,49	0,000	3
Eficiencia	44,88	0,000	3
Comportamiento	19,20	0,000	3
Pequeña	183,50	0,000	3
Mediana	24,01	0,000	3
Macroeconómica	11,16	0,011	3
Total	998,26	0,000	24

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 6 se presenta la estimación de los parámetros del modelo logístico ordinal generalizado para las firmas comerciales. Se observa que cada uno de los indicadores financieros de las firmas, al igual que la variable macroeconómica y el indicador de comportamiento de pago, son significativos al 5% en la estimación de la probabilidad de incumplimiento, a excepción del indicador de rentabilidad en la categoría de incumplimiento D. En cuanto a las dos variables dicotómicas, se aprecia que el tamaño de la empresa es importante en la estimación del modelo, teniendo en cuenta un α del 5%, a excepción de la pequeña y mediana empresa en la calificación A y D, respectivamente.

Tabla 6.

Estimación de los parámetros (firmas comerciales)

Variable	Calificación A	Calificación B	Calificación C	Calificación D
Endeudamiento	0,02643 (*) (0,00125)	0,04113 (*) (0,00143)	0,04545 (*) (0,00182)	0,05675 (*) (0,00487)
Liquidez	-0,23504 (*) (0,02490)	-0,23504 (*) (0,02490)	-0,23504 (*) (0,02490)	-0,23504 (*) (0,02490)
Rentabilidad	-0,00440 (*) (0,00174)	-0,00782 (*) (0,00192)	-0,01155 (*) (0,00208)	-0,00123 (0,00337)
Eficiencia	0,02515 (*) (0,00097)	0,02215 (*) (0,00091)	0,02206 (*) (0,00091)	0,02441 (*) (0,00147)
Comportamiento	0,08431 (*) (0,00735)	0,07930 (*) (0,00704)	0,07214 (*) (0,00650)	0,09571 (*) (0,00645)
Pequeña	-0,15286 (0,10023)	-0,79681 (*) (0,13044)	0,59863 (*) (0,16030)	1,29273 (*) (0,27637)
Mediana	-0,70826 (*) (0,08546)	-0,80405 (*) (0,10547)	-0,33692 (*) (0,14391)	0,30555 (0,26384)
Macroeconómica	-0,06110 (*) (0,01816)	-0,06110 (*) (0,01816)	-0,06110 (*) (0,01816)	-0,06110 (*) (0,01816)
Intercepto	-2,02439 (*) (0,14730)	-3,37385 (*) (0,16561)	-5,16927 (*) (0,20902)	-8,75250 (*) (0,49310)
Log-likelihood = -4915,62. Errores estándar entre paréntesis.				
(*) Coeficientes significativos al 5%.				

Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 7 se observa que el efecto marginal asociado al indicador de endeudamiento es acorde con la teoría económica en cada una de las calificaciones de crédito, puesto que a mayor endeudamiento de las firmas, la estimación de la probabilidad de *default* se incrementará. Nótese que si el endeudamiento de las firmas aumenta 50 pp, la probabilidad de incumplimiento aumentará en 6,70% y 1% para las calificaciones de crédito *D* y *E*, respectivamente, teniendo en cuenta las demás variables en *ceteris paribus*. De esta manera, si el indicador de endeudamiento de las firmas aumenta, tendrá como efecto un incremento en la probabilidad de estar calificado en las categorías *D* y *E*. En cuanto a la primera calificación, se aprecia que si el indicador de endeudamiento aumenta en 20 pp, se espera que la probabilidad de que la empresa permanezca en la calificación disminuya en 11,14%.

Tabla 7.

Efectos marginales en las firmas comerciales

Variable	Calificación A	Calificación B	Calificación C	Calificación D	Calificación E
Endeudamiento	-0,00557 (*) (0,00026)	0,00164 (*) (0,00020)	0,00239 (*) (0,00012)	0,00134 (*) (0,00008)	0,00020 (*) (0,00003)
Liquidez	0,04951 (*) (0,00521)	-0,02704 (*) (0,00300)	-0,01451 (*) (0,00167)	-0,00713 (*) (0,00090)	-0,00084 (*) (0,00021)
Rentabilidad	0,00093 (*) (0,00037)	-0,00018 (0,00031)	-0,00036 (*) (0,00014)	-0,00039 (*) (0,00007)	-0,00001 (0,00001)
Eficiencia	-0,00530 (*) (0,00022)	0,00318 (*) (0,00019)	0,00137 (*) (0,00009)	0,00066 (*) (0,00005)	0,00009 (*) (0,00002)
Comportamiento	-0,01776 (*) (0,00160)	0,01018 (*) (0,00123)	0,00514 (*) (0,00064)	0,00210 (*) (0,00027)	0,00034 (*) (0,00008)
Pequeña	0,03158 (0,00203)	0,03176 (*) (0,01815)	-0,08769 (*) 0,00835	0,01701 (*) (0,00760)	0,00733 (*) (0,00273)
Mediana	0,15277 (*) (0,01876)	-0,06950 (*) (0,01610)	-0,07140 (*) (0,01103)	-0,01293 (*) (0,00517)	0,00106 (0,00092)
Macroeconómica	0,01287 (*) (0,00382)	-0,00703 (*) (0,00210)	-0,00377 (*) (0,00113)	-0,00185 (*) (0,00056)	-0,00022 (*) (0,00008)
Errores estándar entre paréntesis.					
(*) y (***) Son los efectos marginales significativos al 5% y 10%, respectivamente.					

Fuente: elaboración propia.

Con respecto a las empresas medianas, se aprecia que la probabilidad de permanecer en la mejor categoría de riesgo de crédito (A) aumenta en 15,27% con relación a las firmas medianas, permaneciendo las demás variables en *ceteris paribus*; mientras que si la firma analizada es de menor tamaño, la probabilidad de estar calificada en A aumentará tan solo 3,158%, siendo este último efecto marginal no significativo. Si la empresa considerada en la estimación de la probabilidad de incumplimiento es pequeña, la probabilidad de estar calificada en la peor categoría de riesgo de crédito (E) aumentará en 0,733%; mientras que para las firmas medianas dicho efecto se incrementará 0,106%, aproximadamente, siendo este último efecto no significativo. Por lo descrito anteriormente, se aprecia que las empresas pequeñas son las más riesgosas, puesto que el efecto marginal en la última modalidad de crédito es mayor en relación con las empresas medianas. Incluso, para la calificación D, la probabilidad de incumplimiento en este grupo de empresa se

contraerá en 1,293%; en cambio, para las empresas pequeñas sucede lo contrario; es decir, la estimación de la probabilidad de *default* aumentará en 1,701%.

El signo positivo en el efecto marginal de la variable de comportamiento a partir de la categoría *B*, indica que a medida que la calificación de las firmas se va degradando, la probabilidad de ser incumplido con las obligaciones va aumentando. En cuanto a la calificación de riesgo *A*, un aumento de 5,48 pp, tendrá un efecto de disminución en la probabilidad de pertenecer a esta categoría en 9,732%; mientras que la probabilidad de incumplimiento en la calificación *D* y *E* aumentará 1,151% y 0,186%, respectivamente.

Al analizar los efectos marginales en el indicador de liquidez y rentabilidad en la Tabla 7, se aprecia que la probabilidad de que una firma del sector económico comercial sea calificada en *A* aumentará, si estos dos indicadores se incrementan; mientras que para las demás calificaciones de crédito, la estimación de la probabilidad disminuirá, lo que tiene sentido económico. En cuanto al indicador de eficiencia, sucede lo contrario; es decir, si el indicador de eficiencia de la firma se incrementa, tendrá como impacto una disminución en la probabilidad de estar calificado en *A*; en cambio, para las demás calificaciones de riesgo, la estimación de la probabilidad aumentará.

Al observar la variable macroeconómica, los resultados son los esperados con la teoría económica, debido a que el signo de los parámetros estimados por el modelo, en cada una de las modalidades de crédito, es negativo. De esta manera, a medida que el indicador macroeconómico aumente, tendrá como impacto una reducción en la probabilidad de incumplimiento. En caso de que la variable de crecimiento económico aumente en 1 pp, la probabilidad de estar calificado en la categoría de crédito *A* aumentará en 1,287%. En cuanto a las calificaciones *D* y *E*, el efecto de un incremento de 1 pp en esta variable, la probabilidad de incumplimiento se contraerá en 0,185% y 0,022%, respectivamente.

CONCLUSIONES

La estimación de cada uno de los modelos trata de lidiar con el problema de selección adversa. Cuando una firma industrial o comercial solicite un crédito, se estima la probabilidad de que incumpla con el pago de las obligaciones durante un período de un año, y en caso de que su probabilidad sea alta, el intermediario financiero negará el crédito y así el banco estará disminuyendo el problema de selección adversa. Para la entidad, es muy difícil que los intermediarios inspeccionen a cada una de las empresas antes de desembolsar el dinero y realizar un seguimiento a las mismas, de tal manera que el riesgo moral disminuya, por ello no se pudo incluir este problema en la estimación de los modelos.

Los efectos de las variables cuantitativas y el tamaño de las firmas son previsibles y acordes con la teoría económica. Además, se presenta heterogeneidad de acuerdo con el sector y al tipo de calificación de riesgo. Las empresas pequeñas

son las más riesgosas entre los grupos analizados y, entre sectores económicos, las firmas comerciales tienen una mayor probabilidad de incumplir con las obligaciones contractuales. En general, el efecto marginal de mayor magnitud en los indicadores financieros se presenta en la primera calificación tanto en el sector económico industrial y comercial, siendo significativos a excepción del indicador de rentabilidad en su primera y última modalidad de crédito, respectivamente.

En la estimación del modelo de riesgo crediticio en el sector económico industrial y comercial, en general se observa que los efectos marginales tienden a reducirse a medida que la calificación de riesgo otorgada a las firmas se va degradando para cada una de las variables regresoras. La primera categoría es más sensible ante cambios en las variables explicativas, que las demás calificaciones. Se encuentra que el efecto marginal en las últimas dos modalidades de crédito es bajo, pues ante cambios en las variables, tendrá como impacto una variación menor en la probabilidad de *default* en las calificaciones de crédito *D* y *E*; en otros términos, una vez que la firma ha sido calificada en alguna de las dos peores calificaciones, es muy poco probable que pase a categorías de menor riesgo.

Los resultados, en términos generales, muestran que hay discrepancias entre categorías tanto en la estimación de los coeficientes, como en los efectos marginales; además, por más que se incrementen indicadores financieros como la variable de comportamiento de pago de las firmas y la variable macroeconómica, el impacto en la calificación *E* es mucho menor que en las demás calificaciones de crédito, en especial para el modelo asociado a las empresas comerciales.

En este documento se utiliza la información de los balances de las firmas industriales y comerciales que tienen obligaciones contractuales con un banco, con el propósito de estimar las probabilidades de incumplimiento, de tal manera que los resultados puedan ser utilizados como indicadores de alerta temprana ante cambios en la situación financiera de las empresas.

REFERENCIAS

1. Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
2. Allen, F., & Gale, D. (2004). Financial intermediaries and markets. *Econometrica*, 72(4), 1023-1061.
3. Altman, E. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
4. Altman, E., Haldeman, R., & Narayanan, P. (1977). ZETA analysis: A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking and Finance*, 1(1), 29-54.
5. Arango, J., Zamudio, N., & Orozco, I. (2005). Riesgo de crédito: un análisis de las firmas. *Tema 2 del reporte de estabilidad financiera*. Bogotá: Banco de la República, 79-87.

6. Banco Interamericano de Desarrollo (BID). (2005). *Hechos más relevantes y síntesis*. Capítulo 1. Desencadenar el crédito. Cómo ampliar y estabilizar la banca. Washington, D. C.
7. Bester, H. (1985). Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 75(4), 850-855.
8. Cooper, R., & Ross, T. (1998). Bank runs: Liquidity costs and investment distortions. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 27-38.
9. Diamond, D. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, 51(3), 393-414.
10. Diamond, D. (1991). Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt. *Journal of Political Economy*, 99(4), 689-721.
11. Diamond, D., & Dybvig, P. (1983). Banks runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
12. Ennis, H., & Keister, T. (2010). On the fundamental reasons for bank fragility. *Economic Quarterly*, 96(1), 33-58.
13. Farhi, E., Golosov, M., & Tsyvinski, A. (2009). A theory of liquidity and regulation of financial intermediation. *Review of Economic Studies*, 76(3), 973-992.
14. Farhi, E., & Tirole, J. (2012). Collective moral hazard, maturity mismatch, and systemic bailouts. *The American Economic Review*, 102(1), 60-93.
15. González, A. (2010). *Determinantes del riesgo de crédito comercial en Colombia* (Borradores de Economía, 45, 1-39). Banco de la República.
16. Gorton, G., & Huang, L. (2004). Liquidity, efficiency and bank bailouts. *The American Economic Review*, 94(3), 445-483.
17. Gorton, G., & Winton, A. (2002). *Financial intermediation* (Working Paper Series 8928, 1-140). NBER.
18. Gurley, J., & Shaw, E. (1955). Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538.
19. Gurný, P., & Gurný, M. (2013). Comparison of credit scoring models on probability of default estimation for us banks. *Prague Economic Papers*, 2, 163-181.
20. Holmstrom, B., & Tirole, J. (1997). Financial intermediation, loanable funds, and the real sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663-691.
21. Jacklin, C., & Bhattacharya, S. (1988). Distinguishing panics and information-based bank runs: Welfare and policy implications. *Journal of Political Economy*, 96(3), 568-592.
22. Leland, H., & Pyle, D. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *Journal of Finance*, 32(2), 371-387.
23. Lennox, C. (1999). Identifying failing companies: A re-valuation of the logit, probit and DA approaches. *Journal of Economics and Business*, 51, 347-364.

24. Martínez, O. (2003). *Determinantes de fragilidad en las empresas colombianas* (Tema 1 del reporte de estabilidad financiera, 64-74). Banco de la República.
25. Nguyen, H. (2015). Default predictors in credit scoring: Evidence from France's retail banking institution. *The Journal of Credit Risk*, 11(2), 41-66.
26. Stiglitz, J., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
27. Superintendencia Financiera de Colombia (SFC). (1995). Capítulo II. Reglas relativas a la gestión del riesgo crediticio. Anexo 3: Modelo de referencia de la cartera comercial (Circular 100 básica contable y financiera).
28. Superintendencia Financiera de Colombia (SFC). (2002). Capítulo II. Gestión del riesgo de crédito (Circular externa 011).
29. Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82.
30. Williams, R. (2009). Using heterogeneous choice models to compare logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research*, 37(4), 531-559.
31. Zamudio, N. (2007). *Determinantes de la probabilidad de incumplimiento de las empresas colombianas* (Borradores de Economía 466, 1-58). Banco de la República.

ARTÍCULO

DESCENTRALIZAÇÃO E DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS BRASILEIROS. UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO DE SÉRIES ENTRE 1997 E 2011

Paulo Reis Mourão

Reis Mourão, P. (2017). Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344.

O objetivo deste trabalho passa por discutir o modo como a distribuição de transferências pelos Estados brasileiros afecta a evolução do montante global transferido a título constitucional pelo Governo Federal. Após uma revisão da literatura, foi estudado um modelo baseado numa função de Bergson-Samuelson. Foram usados os dados oficiais (cuja fonte é o “Tesouro Nacional”) desde janeiro de 1997 até março de 2011 para estudar as transferências descentralizadas. Regredimos também os montantes transferidos noutras séries para controlar o efeito da

P. Reis Mourão

Escola de Economia e Gestão. Universidade do Minho, Braga, Portugal. O autor agradece a atenção e as sugestões deixadas por um revisor anónimo da revista “Cuadernos de Economía” sobre uma versão anterior deste trabalho. Limitações remanescentes são da inteira responsabilidade do autor.

Sugerencia de citación: Reis Mourão, P. (2017). Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.52854](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.52854).

Este artículo fue recibido el 2 de septiembre de 2015, ajustado el 14 de diciembre de 2015 y su publicación aprobada el 22 de diciembre de 2015.

série relativa ao padrão de desigualdade da distribuição. Em termos metodológicos, aplicaram-se técnicas de cointegração com teste da direcção de causalidade. Concluímos que existe uma validação estatística que mostra que quando a distribuição se torna mais desigual, o conjunto de transferências constitucionais brasileiras tende a aumentar.

Palavras-chave: Critérios de distribuição, transferências federais, descentralização.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). La descentralización y la desigualdad en la distribución de los fondos constitucionales brasileños. Un análisis de cointegración entre 1997 y 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344.

Este artículo analiza cómo la distribución de las transferencias por los estados brasileños afecta a la evolución de la cantidad total transferida por el Gobierno Federal. Después de una revisión de la literatura, se ha estudiado un modelo basado en una función de Bergson-Samuelson. Se utilizaron datos oficiales (cuya fuente es el “National Treasure”) desde enero de 1997 a marzo de 2011 para estudiar las transferencias descentralizadas. En cuanto a la metodología, se aplicaron técnicas de cointegración para probar la dirección causal. Llegamos a la conclusión de que existe una validación estadística que muestra que cuando la distribución se vuelve más desigual, el conjunto de la transferencia constitucional brasileña tiende a aumentar.

Palabras clave: criterios de distribución, transferencias del Gobierno, descentralización.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). Decentralization and inequality in the distribution of Brazilian federal funds. A cointegration analysis between 1997 and 2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 321-344.

This article discusses how the distribution of decentralized grants for Brazilian States affects the evolution of the total amounts given by the Brazilian government to Brazilian States. After a literature review, we discuss a model based on the Bergson-Samuelson function. We used official data (from the “Tesouro Nacional”) from January 1997 to March 2011 in order to study the decentralized grants. We also regress on other Brazilian time series in order to control for the effect of inequality series. By applying cointegration techniques and testing the causality direction, we conclude that there is statistical validation that as the distribution becomes more unequal, the total amounts of transferred grants increase.

Keywords: Distribution criteria, government transfers, decentralization.

JEL: H11, C22, H23.

Reis Mourão, P. (2017). La décentralisation et l'inégalité dans la distribution des fonds constitutionnels brésiliens. Une analyse de cointégration entre 1997 et 2011. Cuadernos de Economía, 36(71), 321-344.

Cet article analyse la manière dont la distribution des transferts de fonds par les États brésiliens affecte l'évolution de la quantité totale transférée par le gouvernement fédéral. Après un examen des publications nous avons étudié un modèle basé sur une fonction de Bergson-Samuelson. Nous avons utilisé des données officielles (sources du "National Treasure") de janvier 1997 à mars 2011 pour étudier les transferts décentralisés. Pour la méthodologie, nous avons utilisé les techniques de cointégration pour montrer la direction causale. Nous sommes arrivés à la conclusion qu'il existe une validation statistique montrant que lorsque la distribution devient plus inégale, l'ensemble du transfert constitutionnel brésilien tend à augmenter.

Mots-clés : Critères de distribution, transferts du gouvernement, décentralisation.

JEL : H11, C22, H23.

INTRODUÇÃO

Como Mourão (2012) refere, quando dividimos um bolo entre os amigos, procuramos fazê-lo de um modo igualitário. No entanto, nem todas as fatias são iguais entre si e, obviamente, nem todos os amigos retiram a mesma satisfação da degustação. Quando um governo central ou federal redistribui rendas ou transferências, raramente segue princípios igualitários. A maioria dos governos federais prefere atribuir quantidades diferentes a destinatários diferentes (indivíduos, empresas ou Estados/Regiões). Este trabalho pretende rever a literatura que investiga os esforços de descentralização e de redistribuição, dando um foco principal às transferências constitucionalmente realizadas pelo Governo do Brasil em favor dos 27 Estados que compõem a União Federal, desde janeiro de 1997.

Existe uma extensa investigação que relaciona distribuição do rendimento com crescimento económico (Alesina & Rodrik, 1994; Bertola, 2000; Kuznets, 1955; Persson & Tabellini, 1994; Williamson, 1965). Nesta linha de investigação, encontramos uma temática mais recente que relaciona transferências descentralizadas e desenvolvimento económico (Lessman, 2009; Martinez-Vasquez & McNab, 2003; Qiao, Martinez-Vasquez & Xu, 2008).

Vários estudos têm sido desenvolvidos colocando o foco sobre a descentralização brasileira, principalmente observando as principais alterações produzidas desde a reforma constitucional de 1988 (Falleti, 2006; Leite & Fonseca, 2011; Montero, 2001; Mora & Varsano, 2001; Oliveira & Silva, 2000). No entanto, a literatura lusófona ainda é muito escassa quando se pretende encontrar trabalhos que discutam como a arquitectura da descentralização promove a evolução das próprias transferências descentralizadas, exceptuando-se os trabalhos de Mourão (2006) ou Dentinho (2008). O primeiro, Mourão (2006), mostrou como os critérios utilitaristas presentes na Lei das Finanças Locais Portuguesas conduzem a uma maior desigualdade na repartição das transferências, levando, como consequência final, a uma redução do montante global a ser partilhado. O segundo, Dentinho (2008), discutiu como critérios diferentes dos vigentes na Lei das Finanças Locais Portuguesas poderiam produzir uma distribuição mais eficiente. Oliveira (2008) e Souza (2002) tentaram, nesta linha de investigação, observar como as desigualdades intra-regionais do Brasil se encontram reflectidas nas transferências constitucionais que o governo de Brasília executa.

As transferências constitucionais que, em virtude de descentralização financeira, o governo de Brasília executa estão disponíveis, desde janeiro de 1997 até ao período mais recente, na página electrónica do “Tesouro Nacional”. Estas transferências constitucionais (de acordo com Mora & Varsano, 2001, representavam, em 2001, 6% do PIB brasileiro) são, principalmente, as seguintes: Fundo de Participação dos Estados - FPE, Fundo de Participação dos Municípios - FPM (art. 159 da Constituição Federal), Imposto Territorial Rural - ITR, Contribuição de Domínio Económico – CIDE, Imposto Sobre Operações Financeiras/Ouro - IOF-Ouro, o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valo-

rização do Magistério —FUNDEF e o Fundo de Compensação pela Exportação de Produtos Industrializados— FPEX. De um modo genérico, estas transferências constitucionais diferenciam-se de transferências voluntárias (discretionárias) que o Governo Central executa, sobretudo em matéria de Saúde (Mora & Varsano, 2001). Apesar de autores como Leite e Fonseca (2011) reconhecerem que, após 1988, se tem assistido a um crescimento do esforço de descentralização financeira em prol dos municípios brasileiros, este trabalho cingir-se-á à descentralização em favor dos 27 Estados da União.

De acordo com Mora e Varsano (2001), a fatia mais importante destas transferências em favor dos 27 Estados, o FPE, é um fundo dependente da colecta fiscal realizada em sede de dois impostos principais (o Imposto sobre a Renda, IR, e o Imposto sobre Produtos Industrializados, IPI¹). Segundo Leite e Fonseca (2011), a recepção por parte dos Estados do IR e do IPI arrecadados aumentou de 18% para 44% entre 1980 e 1990, estando actualmente nos 57%. Oliveira e Silva (2000) ou Santos Filho (1993) revelam que a evolução crescente de outra fatia relevante (o FUNDEF), dependente da frequência escolar (número de matrículas)², demonstra o esforço de descentralização, não só financeira e administrativa, mas também social, que o Brasil tem encetado nas últimas duas décadas.

De um modo lato, as transferências constitucionais³ estão adstritas a um conjunto limitado de variáveis fiscais e sócio-económicas que auxiliam na repartição das verbas pelos Estados e pelos municípios, como a Constituição Federal e respectivas emendas explicitam no complemento de legislação específica⁴. No entanto, autores como Friedrich, Gwiazda e Nam (2003) demonstraram que, apesar da relativa inelasticidade que o enquadramento jurídico (regras redistributivas) empresta aos esforços de descentralização, estes mesmos esforços evidenciam alguma dependência do estado corrente das contas públicas federais.

Adicionalmente, Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994) mostraram que a repartição de recursos por indivíduos racionais afecta significativamente a evolução futura dos recursos a serem partilhados. Assim, o montante atribuído a instrumentos políticos (à semelhança de transferências descentralizadas) depende do modo como a repartição das transferências anteriores se realizou pelos

¹ Para uma discussão histórica das origens destes impostos, sugere-se a leitura de Varsano (2003).

² Sena (2008) debruça-se sobre o levantamento histórico da legislação que enquadra o FUNDEF/FUNDEF.

³ As transferências voluntárias que se realizam sob o tema da descentralização têm promovido uma corrente de investigação alternativa que se prende com o desenvolvimento diferenciado de certas áreas em atraso (Veiga & Pinho, 2007) ou com o efeito de nepotismo/'compadrio' ('pork-barrel' effects) discutido por Veiga e Veiga (2010).

⁴ Para uma sugestão do principal articulado das transferências aqui analisadas, propõe-se: FPE: art. 159, da Constituição Federal (também relativo ao IPI) e emenda constitucional 55/2007; FUNDEF: Lei nº 9.424, de 24/12/96 e emenda constitucional nº 14/96 ; CIDE: Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001; IOF: Lei nº 11.076/2004; LC 87/96: Lei complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996.

indivíduos destinatários (Romer, 1975; Roberts, 1977; Meltzer & Richard, 1981; Wilson, 1989)⁵. Nas palavras de Frank (2010), o modo como o bolo é partido influencia o tamanho do próximo bolo a vir para a mesa; consequentemente, temos de prestar atenção à forma como distribuímos as fatias pelos convivas. Como consequência empírica, não podemos discutir a desigual distribuição do presente sem atender à desigual distribuição do passado.

Na secção 2 deste artigo, será discutido o suporte teórico para esta perspectiva recorrendo a uma função de utilidade de Bergson-Samuelson. Na secção 3, vamos usar métodos próprios de séries temporais para avaliar a possibilidade de existência de uma relação de longo prazo entre o padrão de desigualdade nas transferências constitucionais brasileiras e a evolução das mesmas transferências. A secção 4 discutirá as implicações deste trabalho e concluirá.

UM MODELO TEÓRICO

Como recordado por Mourão (2012), desigualdade económica, crescimento económico e bem-estar social têm sido temas de debate intenso na literatura (Alesina & Rodrik, 1994; Bertola, 2000; Kuznets, 1955; Persson & Tabellini, 1994; Williamson, 1965). Desde os primeiros estudos nos quais os investigadores têm tentado desenvolver modelos e encontrar resultados no modo como o padrão de desigualdade económica afecta o próprio crescimento económico e o bem-estar (ou como este sentido pode ser reverso⁶).

Através de uma breve revisão de literatura, observa-se que esta discussão começou com a colocação do foco dos modelos no comportamento dos indivíduos (Drazen, 2000). Outros estudos pioneiros incluem os modelos de Romer (1975), Roberts (1977) e Meltzer e Richard (1981)⁷. Estes modelos discutem como os sistemas de votação interferem com a definição das taxas de imposto sobre o rendimento e com a definição das transferências em favor dos indivíduos beneficiários. Cox e McCubbins (1986) desenvolveram uma análise que pretendia testar determinantes destas transferências redistributivas. Lindbeck e Weibull (1987) e Dixit e Londregan (1996) aperfeiçoaram os primeiros modelos através da extensão da discussão considerando diferentes preferências políticas por parte dos eleitores e

⁵ Para um resumo detalhado, veja-se Su (2001).

⁶ Alguns autores estudaram, particularmente, a direcção contrária (a direcção associada ao modo como o crescimento económico afecta a desigualdade económica). Três estudos pioneiros são os assinados por Lewis (1955), Kuznets (1955) e Williamson (1965). Os dois últimos sugerem uma curva em U invertido para descrever o modo como o crescimento económico leva a uma crescente desigualdade económica nos estádios iniciais de desenvolvimento e a uma diminuição da desigualdade nos estádios posteriores. Outros estudos influentes são os assinados por Atkinson (1997) ou Aghion e Bolton (1997).

⁷ Nos primeiros anos, encontramos ainda as referências dos trabalhos de Lowi (1964) ou de Wilson (1989) para uma discussão detalhada da terminologia envolvente de ‘políticas redistributivas’ ou de ‘transferências redistributivas’.

diferentes preferências acerca da combinação de interesses públicos com interesses particulares.

Outro grupo de modelos considera especificamente políticas redistributivas em espaços descentralizados, políticas assumidas por um governo federal ou por um governo central. Este caso é referente aos designados modelos ‘pork barrel’, ou, em português, modelos de nepotismo. Alguns dos modelos de nepotismo são os desenvolvidos por Safire (1978) ou Weingast, Shepsle e Johnsen (1981).

No entanto, todos estes modelos (quer focados nos indivíduos quer focados nos espaços) tendem a convergir para soluções de optimização que relacionam a evolução do rendimento com a evolução da distribuição do rendimento. Assim, de modo a testar esta relação empiricamente, usamos a função de bem-estar social de Bergson-Samuelson como um argumento sintético (Myles, 2002).

Desde logo, uma função de bem-estar social apresenta duas dimensões primárias. A primeira dimensão ($D1$) relaciona níveis de bem-estar da população ou da comunidade com o conjunto de níveis de bem-estar de cada membro i dessa comunidade (i.e., $D1 = f(\sum U^i)$). A segunda dimensão ($D2$) relaciona a desigualdade observável nesses níveis de bem-estar dos membros da comunidade com o nível agregado de bem-estar (i.e., $D2 = g(\delta(x^{-i}, x^i, x^{2i}, \dots))$).

Uma função de bem-estar W tradicional segue a equação 1 (Mourão, 2012).

$$W = \bar{U}(x) + g[U(x) - \bar{U}(x)], \quad (\text{Eq. 1})$$

onde

$g(\cdot)$ é uma função homogénea de grau 1, $U(x) = (U^1(x^1), \dots, U^H(x^H))$, e
 $\bar{U}(x) = \sum_{h=1}^H \frac{U^h(x^h)}{H}$

W significa assim que a função de bem-estar social depende da ponderação dos níveis de utilidade manifestados por H indivíduos ou por H espaços descentralizados, assim como depende da forma funcional do termo de desigualdade, $g(\cdot)$.

Uma derivação muito comum da equação 1 resulta na seguinte função de bem-estar social de inspiração rawlsiana (Rawls, 1971):

$$W = \bar{U}(x) + \gamma \min[U^h(x) - \bar{U}(x)]$$

Neste caso, de uma função de bem-estar rawlsiana (função Max-min), se $\gamma = 0$, então W é utilitarista (maximizada quando o nível médio das utilidades individuais é por sua vez maximizado); se $\gamma = 1$, então W é tipicamente rawlsiana (maximizada quando o nível de desigualdade entre os indivíduos é minimizado).

A função de bem-estar de Bergson-Samuelson é uma função recorrente no teste em como o padrão de desigualdade entre os indivíduos afecta o nível de bem-estar agregado. Alguns autores (Mandal, 2009; Sen, 1973) simplificaram a natureza de W e de $\bar{U}(x)$ e identificaram estes elementos com recursos económicos (como valores de despesa efectiva ou de rendimento), assumindo a existência de uma correlação positiva entre bem-estar e rendimento (Mourão, 2012).

Para os Estados brasileiros, vamos também seguir os trabalhos de Sen (1973) ou de Mandal (2009), e usar a função de bem-estar de Bergson-Samuelson como o modelo teórico. Assumimos que os Estados podem ser considerados como unidades individuais cuja maximização de utilidade é importante para o Governo da União. Adicionalmente, para propósitos de simplificação, assumimos que, maximizando a utilidade conjunta dos Estados, o Governo da União maximiza a sua própria utilidade. Pretende-se, assim, testar o modo como o padrão de desigualdade nas transferências federais para os Estados da União (i.e., o nosso $g(\cdot)$ medido por indicadores de desigualdade) influencia W , o total de verbas que o Governo pretende transferir para os Estados.

Sabemos que redistribuições de verbas como as estudadas neste trabalho (as verbas transferidas por parte do Governo do Brasil em favor dos Estados) nunca são igualitárias (Hayek, 1944; Meltzer & Richard, 1981; Weingast *et al.*, 1981). Muitas são as explicações teóricas para este facto, algumas propostas recentemente (Frieden, 2001; Neckerman & Torche, 2007).

Uma dessas razões é a ‘incerteza’. Por exemplo, poderíamos adoptar uma perspectiva *naïf*⁸ (Buchanan, 1967) e assumir que o Governo da União estaria interessado em maximizar o bem-estar final depois da redistribuição (W , na equação 1). No entanto, para este propósito, os decisores públicos encontram-se incertos face às respostas para as seguintes perguntas:

- 1) Onde se devem colocar as transferências discricionárias – nos Estados mais produtivos ou nos Estados menos industrializados?
- 2) Que problemática deve ser atendida em primeiro lugar – combater as ameaças ao crescimento económico ou reduzir a desigualdade entre os Estados?
- 3) Que tipo de critérios redistributivos devem ser adoptados de modo a maximizar o bem-estar social – critérios utilitaristas, rawlsianos ou de Nozick (Mourão, 2006)?

Devido a este género de incertezas e devido a falhas de informação relativamente aos comportamentos dos Estados-beneficiários, os decisores públicos optam por transferências diferenciadas (transferindo verbas de diferente dimensão para diferentes Estados).

⁸ Uma ‘perspectiva *naïf*’ considera que os políticos não seguem comportamentos oportunistas. O oportunismo político, observado por exemplo nos modelos de ‘pork barrel’, pode influenciar a distribuição das transferências, como observado por Veiga e Veiga (2010).

No entanto, a legislação enquadradora coloca alguma rigidez neste processo de redistribuição de verbas pelos Estados da União brasileira. A versão mais recente desta legislação (ver nota de rodapé 4) usa um conjunto explícito de variáveis sócio-económicas para justificar a distribuição de transferências pelos Estados. Devido a esta distribuição desigual das variáveis explicativas observadas pelos Estados (por exemplo, capacidade de colecta fiscal e número de matrículas), a distribuição resultante das transferências entre os Estados brasileiros é também uma distribuição desigual.

Assim, a nossa equação 1 é transformada na seguinte equação 2 de base mais geral.

$$W = u(g(.); \chi; \phi) \quad (\text{Eq. 2})$$

De acordo com a equação 2, o montante final de transferências em favor dos Estados Brasileiros respeitantes às transferências constitucionais (W) é uma função de:

- 1) Utilidade agregada, $u(.)$, segundo Sen (1973) e Mandal (2009),
- 2) Da medida de desigualdade $[(g.)]$, segundo a Rawls (1971),
- 3) Do conjunto de variáveis descritas constitucionalmente (χ), segundo a Mora e Varsano (2001) ou Oliveira e Silva (2000), e
- 4) Do conjunto de variáveis socioeconómicas (ϕ) que também exercem influência sobre W (nomeadamente, variáveis associadas à situação do défice público ou do crescimento económico verificado, de acordo com Leite & Fonseca, 2011).

Na secção seguinte, vamos avaliar empiricamente a equação 2.

PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS E RESULTADOS

A equação 2 será avaliada usando técnicas próprias de estudo de cointegração de séries. As razões que subjazem a esta escolha são variadas.

Em primeiro lugar, estamos a tratar de séries temporais. Quando se analisam séries temporais de modo a testar os determinantes de um dado fenómeno social, devemos observar um conjunto de etapas metodológicas de modo a evitar a inserção de variáveis redundantes e de modo a eliminar as relações espúrias entre as variáveis. A análise de cointegração é uma técnica estabelecida no teste de determinantes (constituídos por séries temporais) de uma dada variável dependente (ela própria, uma série temporal) – segundo estudos de Krolzig e Hendry (2000), de Hamilton (1994) ou então de Maddala e Kim (1998). Esta avaliação pode ser feita quer para o curto quer para o longo prazo, identificando assim determinantes de curto prazo ou determinantes de longo prazo.

Etapas preliminares e base de dados

Como primeira etapa, seguimos Krolzig e Hendry (2000) e analisamos os coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários Estáticos (SOLS, do inglês, *Static Ordinary Least Squares*) para as variáveis explicativas sugeridas pela revisão da literatura (Secções 1 e 2). Estas variáveis foram sugeridas pela legislação que enquadra as transferências constitucionais que o Governo da União realiza em favor dos Estados, assim como pela literatura que, de um modo geral, discute os determinantes de transferências descentralizadas (Friedrich *et al.*, 2003).

Recordamos aqui que, de acordo com a legislação vigente, a afectação dos fundos principais pelos Estados brasileiros está dependente da captação conseguida em dois impostos principais (IR e IPI) assim como a afectação dos fundos de apoio ao ensino se encontra baseada na distribuição do número de matrículas realizadas em estabelecimentos reconhecidos. Assim, desde logo devemos considerar como variáveis explicativas as seguintes:

- 1) Montante colectado na União em virtude do IR,
- 2) Montante colectado na União em virtude do IPI, e,
- 3) Número de matrículas de alunos registados em estabelecimentos de ensino reconhecidos.

Apesar do enquadramento legal que acontece em todos os processos de descentralização financeira no universo das democracias, outros autores como Friedrich *et al.* (2003) sugerem ainda que o momento do ciclo eleitoral, o momento do ciclo económico nacional ou o défice público do Estado condicionam a afectação realizada. Assim, as seguintes variáveis foram também consideradas previamente:

- 1) PIB brasileiro per capita, medido em termos reais,
- 2) O défice público da União,
- 3) Os anos eleitorais (quer anos de eleições federais, quer anos de eleições locais).

Um aumento do PIB *per capita* possibilita uma margem superior para que a entidade distribuidora aumente o esforço de descentralização das verbas. Assim, será de prever uma relação positiva entre o PIB *per capita* e os montantes distribuídos. Por outra via, o défice público da União poderá ser compreendido como uma restrição da capacidade de distribuição futura, induzindo uma relação negativa entre o défice e os montantes transferidos (ou então uma relação positiva entre o saldo das contas públicas, receitas menos despesas, e os montantes transferidos). Finalmente, anos eleitorais podem ser momentos usados pelos decisores para sinalizarem competências junto do eleitorado com outro vigor, nomeadamente reforçando as transferências descentralizadas (Veiga & Veiga, 2007). Assim, em redor de anos eleitorais, podemos esperar níveis mais significativos de transferências para os Estados.

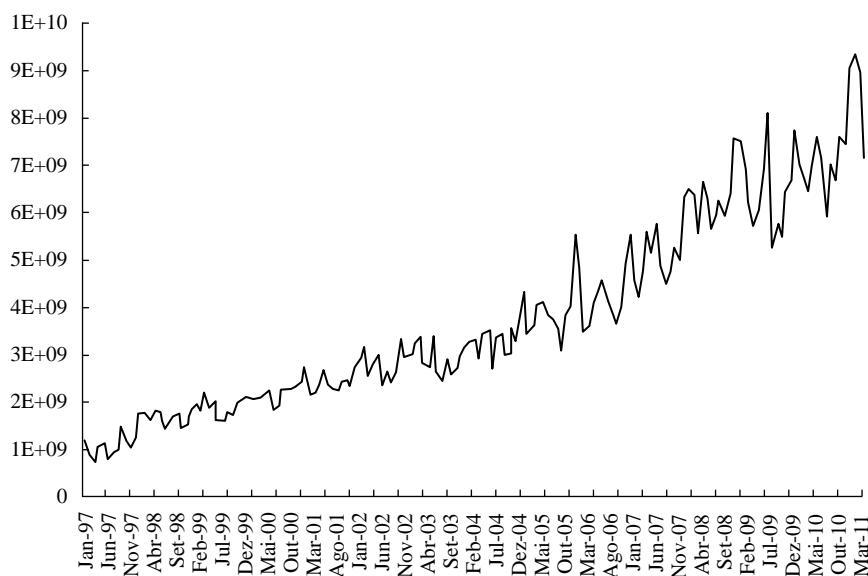
De modo a manter a atenção nas duas dimensões primordiais do nosso estudo (a evolução das transferências totais atribuídas constitucionalmente aos Estados brasileiros e respectiva desigualdade na distribuição), tivemos a necessidade de construir duas novas variáveis:

- 1) O total de transferências passadas aos Estados, construídas a preços constantes, e
- 2) O nível de desigualdade associado à distribuição das transferências pelos Estados.

Para analisar o total das transferências descentralizadas, somaram-se os valores (em reais) de transferências realizadas pelo Governo da União em favor de cada um dos Estados Brasileiros, como previsto pela legislação constitucional. A figura 1 esboça esta evolução no período estudado (janeiro/1997 a março/2011)⁹.

Figura 1.

Transferências constitucionais realizadas em favor dos 27 Estados (un: R\$)

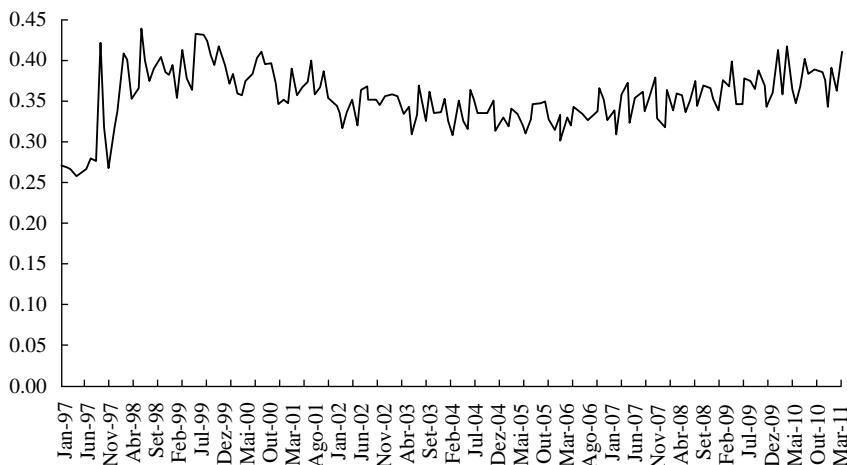


Fonte: Cálculos do autor sobre dados originais do *Tesouro Nacional*.

⁹ Não houve alterações estatisticamente significativas no uso das transferências per capita face ao conjunto de evidência alcançado no uso das transferências totais. Dado que o Governo Federal decreta a transferência total por estado (e não per capita), usou-se a transferência total como variável dependente. Adicionalmente, regista-se que a evolução das transferências per capita tem uma evolução encompassada pela evolução das transferências totais, pelo que por mais esta motivação adicional preferimos usar o valor das transferências totais. Detalhes adicionais serão apresentados, se requeridos.

Para se estudar o padrão da desigualdade subjacente a estas transferências, recorremos a várias medidas, a primeira das quais é o difundido índice de Gini calculado tendo por base a distribuição de fundos constitucionais pelos 27 Estados da União. Esta estratégia foi inspirada em Mourão (2012). A evolução deste índice no período analisado está esboçada na figura 2.

Figura 2.
Índice de Gini das transferências constitucionais



Fonte: Cálculos do autor sobre dados originais do *Tesouro Nacional*.

A fonte principal para a construção da base de dados é a base do “Tesouro Nacional” do “Ministério da Fazenda do Brasil”. Recorrendo aos boletins FPE/FPM¹⁰ (boletins dos Fundos de Participação dos Estados, Distrito Federal e municípios), foi possível colectar, mensalmente, entre janeiro de 1997¹¹ e março de 2011, os valores relativos às variáveis:

- 1) Arrecadação líquida de IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados), e
- 2) Arrecadação líquida de IR (Imposto de Renda).

Ainda suportada pela base do “Tesouro Nacional”, mas agora recorrendo aos boletins FUNDEB/FUNDEF¹² (boletins do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Básico e Valorização do Magistério), foi possível colectar, também com a periodicidade mensal e no período já identificado os valores relativos às matrículas.

¹⁰http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fpefpm.asp.

¹¹Estas balizas temporais identificam o período para o qual existem observações em todas as variáveis.

¹²http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fundebfundef.asp.

Os dados relativos ao PIB real *per capita* da União de Estados Brasileiros bem como o respectivo défice foram captados a partir das “séries temporais” do Banco Central do Brasil, para o mesmo período de análise¹³.

Por sua vez, a identificação dos anos eleitorais (em anos de eleições federais e estaduais ou em anos de eleições municipais) foi possível a partir dos dados apresentados pelo Tribunal Superior Eleitoral.

Para a construção da variável dependente “Total de transferências atribuídas aos Estados”, recorreu-se, mais uma vez, ao “Tesouro Nacional” e, para cada mês compreendido entre janeiro de 1997 e março de 2011, somaram-se todos os valores destinados aos Estados a título de transferências constitucionais (FPE, IOF, IPI-Exp, FUNDEF, FUNDEB, LC 87/96, CIDE e FEX). Estes valores podem também ser consultados através do site http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/transferencias_constitucionais.asp.

Para a construção da variável independente medidora do padrão de desigualdade associado à distribuição anterior, começou-se por estimar (como já referido) o índice de Gini¹⁴ associado, que foi calculado tendo por base a distribuição das transferências constitucionais realizadas em favor dos Estados brasileiros e sendo calculado para cada mês do período em estudo.

As estatísticas descritivas para estas variáveis estão na Tabela A1.

Tabela A1.

Estatísticas descritivas (janeiro/1997-março/2011)

Variável	Observações mensais	Média	Mínimo	Máximo	Desviopadrão
Transferências (log)	171	21.588	20.696	22.174	0.306
Gini (log)	171	-1.027	-1.317	-0.828	0.093
IR (log)	171	7.374	7.089	8.538	0.235
IPI (log)	171	8.558	7.607	9.384	0.456
Matrículas (log)	171	17.273	17.234	17.307	0.026
Produto real per capita (log)	171	4.724	4.605	4.860	0.057
Saldo orçamental (10^6 R\$)	171	-146.9	-4406	278.4	802.1
Eleições federais & estaduais	171	0.250	0	1	0.433
Eleições municipais	171	0.250	0	1	0.433

Fonte: Cálculos do autor.

¹³<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>.

¹⁴O índice de Gini para o mês t, considerando os 27 Estados brasileiros (n = 27), e considerando como x a variável associada ao total de transferências constitucionais afectas a cada estado, (i) foi

calculado da seguinte forma: $Gini_t = \left(\frac{2}{n^2 \bar{x}} \right) \sum_{i=1}^n \left[x_i \left(i - \frac{n+1}{2} \right) \right]$.

Nesta primeira etapa, realizámos uma estimação SOLS observando o logaritmo das transferências realizadas para os Estados brasileiros (a preços constantes) como variável dependente e considerando as restantes variáveis discutidas como regressores. A equação seguinte revela os resultados SOLS (os erros estimados encontram-se entre parêntesis).

$$\begin{aligned} \text{transferencias}_t = & 8.941 + 0.447 \text{ gini}_t + 0.101 \text{ IR}_t + 0.495 \text{ IPI}_t + 0.046 \text{ matriculas}, \\ & + 1.555 \text{ gdp}_t - 0.040 \text{ eleifedest}_t + 0.018 \text{ eleimun}_t - 0.957 \text{ SaldoOrç} + e_t \end{aligned}$$

Para esta equação, confirma-se que o total de transferências realizadas (a preços constantes) constitucionalmente para os 27 Estados da União reage positivamente ao índice de Gini calculado com base na distribuição das transferências, visto como padrão de desigualdade (logaritmizado), com um p-value inferior a 1%. Reage também às duas fontes de captação fiscal (IR e IPI, também logaritmizadas), ao determinante do logaritmo do número de matrículas e ao logaritmo do produto real per capita (p-value inferior a 1%). Já as variáveis Dummy que sinalizam anos eleitorais de escrutínios federais e estaduais (*eleifedest*) ou de escrutínios municipais (*eleimun*) assim como a variável associada ao défice federal (*SaldoOrç*) não revelaram significância estatística (p-value superior a 10%).

Assim, na esteira de Krolzig e Hendry (2000), nas estimações futuras da nossa equação 2, deveremos omitir as variáveis que não revelaram coeficientes estatisticamente significativos por SOLS.

Avança-se, portanto, para uma segunda etapa, identificada com a estimação e discussão da equação de cointegração entre a nossa variável dependente (o total de transferências realizadas em favor dos Estados brasileiros pelo governo de Brasília) e o conjunto de variáveis explicativas cujos coeficientes estimados por SOLS tenham sido validados como estatisticamente significativos. No nosso caso, essas variáveis são o padrão de desigualdade das transferências pelos 27 Estados brasileiros, o montante arrecadado pelo Imposto de Renda (IR), o montante arrecadado pelo Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), o valor das matrículas oficializadas e o produto real per capita. Para estimar a equação de cointegração, vamos recorrer a um modelo de vectores de correcção de erros (VECM, do inglês, *Vector Error Correction Model*).

Um VECM é descrito pela seguinte formalização:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

Onde Z_t representa um vector de k variáveis, D_t identifica variáveis binárias associadas a quebras ou a momentos de sazonalidade, e u_t identifica um vector de erros aleatórios. As matrizes Γ_i e Π são descritas pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -(I - A_1 - \cdots - A_i), \quad (i = 1, 2, \dots, k-1); \\ \Pi &= -(I - A_1 - \cdots - A_k) \end{aligned}$$

Cada linha de Π representa uma hipotética relação de cointegração num VECM (que pode ter no máximo $k-1$ relações de cointegração). Um VECM permite assim uma compreensão mais aprofundada da natureza de não-estacionaridade das séries temporais usadas como variáveis, o que, adicionalmente e no nosso caso, ajuda a prever as fluctuações das transferências constitucionais, auxiliando na tomada de decisão das finanças públicas federais e estaduais (ver Krolzig & Hendry, 2000).

No sentido de se estudar o nível de estacionaridade destas séries, recorremos a testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Os resultados principais destes testes estão apresentados na Tabela A2. Estes testes foram obtidos através do software JMULTI 4.14. Os valores da Tabela A2 provam que estas séries são estacionárias nas primeiras diferenças, podendo ser cointegradas num vector de cointegração I(1)¹⁵.

Tabela A2.

Estatísticas Augmented Dickey-Fuller (janeiro/1997-março/2011, 171 obs.)

y_t	$\Delta^d y_t$	ADF		
		Sem intercepção; Sem tendência	Com intercepção; Sem tendência	Com intercepção; Com tendência
Transferências (log)	d = 0	2.132(3)	-1.697(3)	-5.666(0)***
	d = 1	-11.323(1)***	-11.829(1)***	-11.823(0)***
Gini (log)	d = 0	-1.103(4)	-4.063(3)***	-4.050(2)***
	d = 1	-10.948(1)***	-10.972(1)***	-10.826(0)***
IR (log)	d = 0	0.099(4)	-3.388(3)***	-4.017(3)***
	d = 1	-7.946(2)***	-7.906(3)***	-7.862(2)***
IPI (log)	d = 0	1.081(2)	-1.754(3)	-3.146(2)*
	d = 1	-6.148(1)***	-6.218(1)***	-6.199(1)***
Matrículas (log)	d = 0	0.044(0)	-1.416(1)	-1.412(1)
	d = 1	-7.234(1)***	-7.213(1)***	-7.323(0)***
Produto real per capita	d = 0	4.515 (8)	1.496 (9)	-1.884 (8)
	d = 1	-7.086 (8)***	-8.751 (8)***	-8.551 (8)***
Défice	d = 0	-6.188(8)***	-6.172(8)***	-6.241(8)***
	d = 1	-12.475(9)***	-12.436(8)***	-12.403(8)***

Nota - Níveis de significância: 10%, *, 5%, **; 1%, ***. Entre parêntesis, o nível óptimo de desfasamentos considerando os critérios de Schwarz. d identifica o nível de diferenciação da série y_t . Como as variáveis dos anos eleitorais foram consideradas variáveis binárias, não fazia sentido calcular os respectivos testes ADF.

Fonte: Cálculos do autor.

¹⁵Este facto prova que o processo estocástico gerado para calcular as primeiras diferenças (diferenças mensais) destas variáveis logaritmizadas não se altera ainda que se modifique a amostra temporal das variáveis. Também confirmamos que estas séries são estacionárias nas primeiras diferenças com recurso aos outros testes convencionais como DF-GLS, Ng-Perron, e KPSS. Resultados completos destes testes serão disponibilizados se requeridos.

Resultados empíricos da equação de cointegração e implicações políticas

Na estimação do modelo de vectores de correcção de erros (VECM), consideramos o número óptimo de desfasamentos de cada série, satisfazendo o critério de informação de Schwarz¹⁶. Como sugerido por Oxley e McAleer (1999), foi introduzida uma constante na equação de cointegração.

A equação 3 sintetiza os resultados obtidos na estimação da equação de **cointegração** (os erros estimados estão entre parêntesis)¹⁷. A Tabela A3 revela, adicionalmente, os valores estatísticos para testes desenvolvidos no sentido de observar a qualidade do modelo estimado. Estes valores são relativos ao teste do Traço¹⁸, ao número óptimo de desfasamentos das variáveis no VECM, o tempo médio de ajustamento da variável dependente (ΔEC_{t-1}) e os valores estatísticos obtidos para os testes à má especificação do modelo (Portmanteau¹⁹, significância conjunta, ARCH²⁰ e AR4²¹). Num modo genérico, podemos concluir que não foram evidenciados problemas de má especificação no modelo estimado.

$$\begin{aligned} transferencias_t = & -34.699 + \underset{(10.342)}{1.772} gini_t + \underset{(0.203)}{0.211} IR_t + \underset{(0.069)}{0.767} IPI_t \\ & + \underset{(0.566)}{1.308} matriculas_t + \underset{(0.366)}{1.322} gdp_t + e_t \end{aligned} \quad (\text{eq. 3})$$

Considerando as estatísticas para o teste do Traço (Johansen, 1991) na Tabela A3, podemos verificar que as séries testadas são cointegradas de 1^a ordem. Esta conclusão é acompanhada pela significância estatística a um nível de 1% do coeficiente estimado para ΔEC_{t-1} no VECM (-0.218, com um erro estimado de 0.082). Este valor permite-nos calcular a velocidade de ajustamento do modelo. Neste caso, confirmamos que a velocidade de ajustamento $\left(\frac{1}{\Delta EC_{t-1}}\right)$ é de, aproximadamente, 4 anos e 7 meses.

Interpretando a equação de **cointegração** (equação 3), verifica-se que a soma global de transferências constitucionais transmitidas aos Estados brasileiros se correlaciona com as fontes de arrecadação, nomeadamente IR e IPI, mas tam-

¹⁶O número óptimo de desfasamentos em cada série que satisfaz um dado critério de informação é o número de desfasamentos dessa série que gera o máximo de qualidade na estimação, respeitando ainda certas restrições estatísticas (nomeadamente, a parcimónia do modelo).

¹⁷Resultados completos (incluindo a estimação dos vectores auto-regressivos completos) estão disponíveis, se requisitados.

¹⁸A hipótese nula do teste do Traço (de acordo com Johansen) é a de que o número de vectores de cointegração (r) é menor ou igual a um dado inteiro positivo (ra).

¹⁹O teste de Portmanteau avalia se um conjunto de níveis de autocorrelação de uma série residual difere de zero.

²⁰O teste ARCH permite testar se uma série de resíduos estimados segue um processo ARCH (um processo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, do inglês ‘autoregressive conditional heteroskedasticity process’).

²¹O teste AR4 determina se uma série de resíduos segue um processo auto-regressivo de ordem 4.

bém com o valor de matrículas subjacente ao FUNDEB/FUNDEF (neste caso, com um coeficiente estimado de 1.308, o que demonstra que, quando o número de matrículas oficializadas sobe 1%, o impacto sobre o montante transferido é superior, levando a que as transferências aumentem 1.3%, aproximadamente). Através da equação de **cointegração**, confirma-se também que as transferências são pró-cíclicas, na medida em que um aumento de 1% do produto real per capita conduz a um aumento das transferências de 1.32%.

Tabela A3.

Resultados estatísticos (janeiro/1997-março/2011, 171 obs.)

Conjunto de variáveis	Teste do Traço (p-value) H0: $r \leq ra$	Lags in VECM	ΔEC_{t-1}	Portmanteau; Joint significance; ARCH; AR(4) (p-values)
{Transferências (log); I.Gini (log); IR (log); IPI (log); Matrículas (log)}; Produto pc (log)	r0:0.00 r1:0.00 r2:0.12 r3:0.22 r4:0.82 r5:0.87 r6:0.98	2	-0.218 ^a (0.082)	(1.000); (0.000); (0.011); (0.000).

Legenda – Nível de significância – a: 1%.

Fonte: Cálculos do autor.

No entanto, confirma-se que o nível de desigualdade aumenta o montante transferido. Através da equação 3 (e na esteira dos resultados por SOLS), verifica-se que quando o índice de Gini associado à distribuição das transferências aumenta (indicando uma distribuição mais desigual pelos Estados) tende a incrementar o montante das transferências realizadas. Neste caso, se o índice de Gini aumentar 1%, o montante transferido tende a aumentar 0.4%. Assim, podemos dizer que o bolo esperado hoje é tanto maior quanto mais desigual tiver sido a distribuição federal no passado (Frank, 2010; Meltzer & Richard, 1981; Roberts, 1977; Romer, 1975; Wilson, 1989). Adicionalmente, este trabalho é um passo complementar de trabalhos como o de Díaz e Mogollón (2009) na discussão das implicações da desigualdade no crescimento económico da América Latina.

Na observância de Knowles (2001) relativamente à sensibilidade sobre as medidas de desigualdade, outros índices foram usados como alternativa, como o índice de Entropia e o índice Herfindahl. No entanto, as conclusões principais não mudaram

quando substituímos o índice de Gini por estas medidas alternativas (os resultados completos, com estes índices, serão disponibilizados, se pedidos)²².

Para validar a direcção de causalidade entre as variáveis explicativas da equação 3 (padrão de desigualdade, fontes de arrecadação, valor das matrículas, e ciclo económico) e a variável explicada (total de transferências constitucionais realizadas para os Estados brasileiros), foram desenvolvidos testes de causalidade Granger e testes de causalidade instantânea (Lütkepohl, 1991) com recurso ao software JMulti. A Tabela A4 divulga estes resultados.

Tabela A4.

Testes de causalidade

	H0: I.Gini, IR, IPI, Matrículas e produto pc não causam as transferências constitucionais
Causalidade a Granger	Estatística de teste l = 1.9767 pval-F(1; 12, 497) = 0.0245
Causalidade instantânea	Estatística de teste: c = 8.5035 pval-Chi(c; 6) = 0.2035

Fonte: Cálculos do autor.

Observando a Tabela A4, confirma-se que existe uma relação estatística entre as precedências do nível de desigualdade da distribuição das transferências (sugrida pelo índice de Gini), das fontes de arrecadação (IR e IPI), das matrículas e do produto per capita sobre o total de transferências realizadas para os Estados brasileiros. Em contrapartida, os testes de causalidade instantânea permitem rejeitar a hipótese nula (de causalidade instantânea).

Reunindo este conjunto de evidências, confirma-se que existe uma relação de longo prazo entre as transferências passadas para os 27 Estados brasileiros, o seu padrão de distribuição, as fontes de arrecadação, o número de alunos matriculados e o ciclo económico. O sentido de causalidade validou a direcção prevista pela base teórica subjacente à função de bem-estar de Bergson-Samuelson.

Apesar de o Governo brasileiro distribuir os fundos aqui estudados entre os Estados, também analisamos a distribuição dos fundos per capita, considerando a população residente por Estado. A razão subjacente a este procedimento prende-se com a finalidade de contrariar um enviesamento potencial motivado por deslocações migratórias dentro do Brasil, que, partindo de Estados mais rurais, deslocam população para os Estados mais industrializados. No entanto, mesmo com

²²O índice de Entropia para um ano t (*Entropy_t*) é dado por $Entropy_t = -\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\sum x_i} * \ln \left(\frac{x_i}{\sum x_i} \right) \right)$, sendo x_i a transferência do governo central em t para cada Estado i . O índice Herfindahl para um ano t (H_t) é dado por $H_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\sum x_i} \right)^2$.

estas inovações, as nossas conclusões, previamente comentadas, mantêm-se. O padrão de desigualdade das transferências (além das restantes variáveis explicativas) aumenta o montante transferido para o caso das transferências brasileiras.

Acreditamos que estes resultados são relevantes para uma contribuição renovada da discussão em torno do processo de descentralização financeira do Brasil. Comprovou-se, neste trabalho, que a forma como a distribuição de transferências se processa influencia, significativamente, o tamanho do “bolo” a ser repartido no longo prazo, como Mourão (2012) o havia assinalado para o caso português. Mas, ao contrário de Mourão (2012), os resultados deste trabalho vão no sentido de que, quando o Governo de Brasília incrementa a desigualdade na distribuição, tende a aumentar os montantes transferidos.

Esta evidência comporta, desde logo, um conjunto de implicações políticas relevantes:

- Se, como provado, uma maior desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais produz um volume superior de transferências descentralizadas (que representam despesa federal), então o crescimento da desigualdade entre os Estados pode ser entendido como uma fonte de crescimento da despesa pública brasileira (na esteira de autores como Alesina & Rodrik, 1994).
- Existindo, como provado, dependência do ciclo económico do Brasil por parte das transferências constitucionais realizadas, então pode-se esperar um crescimento dos montantes transferidos em período positivo do ciclo (o que pode reforçar a ‘solidariedade’ dos Estados mais dinâmicos em favor de Estados com ciclos regionais assimétricos). Mas impõe-se aqui a discussão do dual desta evidência: em períodos de decrescimento do produto real per capita, espera-se, seguindo estes resultados, uma redução dos montantes transferidos, o que pode deteriorar o momento assimétrico (positivo) que alguns dos Estados podem demonstrar.
- As nossas estimativas demonstraram uma forte dependência das transferências recebidas pelos Estados da União relativamente às fontes de arrecadação fiscal (imposto de renda e imposto sobre produtos industriais). Mais uma vez, os nossos resultados salientam a necessidade de uma forte aposta na eficiência da colecta fiscal de modo a que as transferências possam ser concretizadas sem outros estrangulamentos processuais (Banco Interamericano de Desarrollo, 2013); caso contrário, se a eficiência na colecta e se a luta contra a evasão fiscal não forem bem sucedidas, então os propósitos de crescimento harmonizados dos Estados e do Brasil, em si, podem ficar comprometidos.

CONCLUSÃO

Este trabalho discutiu como a disparidade da distribuição das transferências constitucionais pelos 27 Estados brasileiros influencia o volume de transferências afectas. Concluiu que o aumento da disparidade na distribuição conduz a transferências mais volumosas.

Como previamente denotado, há um debate extenso sobre a relação entre desigualdade nos esforços redistributivos e crescimento económico. No entanto, o estudo sobre a relação entre desigualdade na distribuição das transferências descentralizadas e crescimento dos montantes transferidos é um debate derivado muito mais recente.

Uma grande variedade de efeitos pode advir desta desigualdade. A desigualdade pode aumentar o montante de transferências (como no caso evidenciado neste trabalho), ou, ao invés, a desigualdade pode desencadear mecanismos de atrito que levem a uma redução destes montantes transferidos. São vários os autores que têm contribuído para esta discussão. Dentro desses desenvolvimentos, optamos por trabalhar com uma função de utilidade social de Bergson-Samuelson. Observando Sen (1973) ou Mandal (2009), estudamos a função de Bergson-Samuelson como uma função redistributiva que relaciona os montantes transferidos para os Estados brasileiros com a utilidade agregada derivada das transferências passadas, do padrão de desigualdade inerente, e com um conjunto de variáveis sugeridas quer pela legislação de enquadramento quer pela contextualização socioeconómica.

De modo a testar esta especificação, foram usadas técnicas próprias de séries temporais. Testamos a relação de cointegração entre o montante de transferências realizadas pelo Governo Central de Brasília em favor dos 27 Estados do Brasil, o padrão de desigualdade associada a cada distribuição e um conjunto de variáveis sugeridas pela legislação de base e pela literatura económica. Foram usados vários testes à estabilidade das séries dos resíduos estimados assim como recorremos a testes sobre a causalidade assumida. Concluiu-se que existe uma relação de cointegração entre os montantes transferidos, o padrão de desigualdade da distribuição, as fontes de arrecadação e o número de matrículas de alunos.

Esta conclusão tem implicações políticas importantes. Em primeiro lugar, provou-se que a desigualdade aumenta o esforço federal de transferências realizadas, podendo ser compreendida como uma fonte de crescimento da despesa pública. Em segundo lugar, pudemos constatar que as transferências reagem pró-ciclicamente, o que, se por um lado acompanham algumas sugestões de boas práticas das finanças públicas (aumento da despesa federal em momentos altos do ciclo e diminuição da mesma despesa em momentos de baixa do ciclo), por outra via, obrigam a uma atenção especial sobre a gestão das assimetrias inter-regionais (por exemplo, quando há crescimento da economia de um Estado que, assim, contribui com maior arrecadação fiscal para o erário federal, mas que, em função do ciclo nacional negativo, acaba por receber menos transferências). Por último, como provamos a existência de uma relação de longo prazo entre as transferências realizadas e as fontes de arrecadação fiscal, este trabalho implica que os esforços de eficiência na colecta fiscal e a luta contra a fraude e a evasão fiscal não podem esmorecer, sob o risco de diminuírem as verbas transferidas para o crescimento harmonizado de todos os Estados do Brasil.

REFERÊNCIAS

1. Aghion, P., & Bolton, P. (1997). Theory of trickle-down growth e development. *Review of Economic Studies*, 64, 151-172.
2. Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics e economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.
3. Atkinson, A. B. (1997). Bringing income distribution in from the cold. *Economic Journal*, 107, 297-321.
4. Banco Interamericano de Desarrollo. (2013). *Evaluación del Programa de País 2007-2011*. México: Oficina de Evaluación y Supervisión.
5. Bertola, G. (2000). Macroeconomics of distribution e growth. In A. B. Atkinson & F. Bourguignon (Ed.), *Handbook of Income Distribution* (1st ed., vol. 1, ch. 9, pp. 477-540). Ámsterdam: Elsevier.
6. Buchanan, J. (1967). *Public finance in democratic process: Fiscal institutions e individual choice*. Chapel Hill: The University of North Carolina Press.
7. Cox, G., & McCubbins, M. (1986). Electoral politics as a redistributive game. *Journal of Politics*, 48, 370-389.
8. Dentinho, T. (2008). Potencial demográfico e área de pressão urbana como critérios de distribuição de fundos pelas autarquias locais. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 16, 61-73.
9. Díaz, O., & Mogollón, W. (2009). Crecimiento y desigualdad en América Latina: un análisis empírico. *Criterio Libre*, 10, 51-70.
10. Dixit, A., & Londregan, J. (1996). The determinants of success of special interests in redistributive politics. *Journal of Politics*, 58, 1132-1155.
11. Drazen, A. (2000). *Political economy in macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press.
12. Falleti, T. (2006). “Effects of decentralization on cross-government relations: Brazil from a comparative perspective. *Sociologias*, 16, 46-85.
13. Frank, R. (2010). *O regresso do economista natural*. Lisboa: Casa das Letras.
14. Frieden, J. (2001). Inequality, causes e possible futures. *International Social Science Review*, 2(1), 33-40.
15. Friedrich, P., Gwiazda, J., & Nam, C. (2003). *Development of local public finance in Europe* (Working Paper 1107). Cesifo.
16. Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
17. Hayek, F. (1944). *The road to serfdom*. Chicago: University of Chicago Press.
18. Johansen, S. (1991). Estimation e hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian VAR models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

19. Knowles, S. (2001). *Inequality e economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data* (Credit Research Papers 01/03). Department of Economics, University of Nottingham.
20. Krolzig, H., & Hendry, D. (2000). Computer automation of general-to-specific model selection procedures. *Journal of Economic Dynamics e Control*, 25, 831-866.
21. Kuznets, S. (1955). Economic growth e income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
22. Leite, C., & Fonseca, F. (2011). Federalismo e políticas sociais no Brasil: Impasses da descentralização pós-1988. *Organizações & Sociedade*, 18, 99-117.
23. Lessmann, C. (2009). Fiscal decentralization e regional disparity: Evidence from cross-section e panel data. *Environment e Planning*, 41(10), 2455-2473.
24. Lewis, W. A. (1955). *The theory of economic growth*. George Allen & Unwin Ltd. Great Britain, edition used Unwin University Books, ninth impression.
25. Lindbeck, A., & Weibull, J. (1987). Balanced budget redistribution as the outcome of political competition. *Public Choice*, 52, 272-297.
26. Lowi, T. (1964). American business, public policy, case studies, e political theory. *World Politics*, 16, 677-715.
27. Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
28. Maddala, G., & Kim, I. (1998). *Unit roots, cointegration, e structural change*. Cambridge: Cambridge University Press.
29. Mandal, B. (2009). *Global Encyclopaedia of Welfare Economics*. New Delhi: Global Vision Publishing.
30. Martinez-Vasquez, J., & McNab, R. (2003). Fiscal decentralization e economic growth. *World Development*, 31(9), 1597-1616.
31. Meltzer, A., & Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89, 914-927.
32. Montero, A. (2001). Decentralizing democracy: Spain e Brazil in comparative perspective. *Comparative Politics*, 33(2), 149-169.
33. Mora, M., & Varsano, R. (2001). *Fiscal decentralization e subnational fiscal autonomy in Brazil: Some facts of the nineties* (Texto para Discussão 854). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Rio de Janeiro.
34. Mourão, P. (2006). Que critérios redistributivos na lei das finanças locais? *Redes*, 11(1), 163-185.
35. Mourao, P. (2012). How the cake is distributed. The case of Portuguese Decentralized grants. *Environment and Planning A*, 44(2), 477-490.

36. Myles, G. (2002). *Public economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
37. Neckerman, K., & Torche, F. (2007). Inequality: Causes e consequences. *Annual review of Sociology*, 33, 335-357.
38. Oliveira, J., & Silva, P. (2000). *Reforma das instituições fiscais: Reflexões sobre o caso do Brasil* (Serie Política Fiscal 110). División de Desarrollo Económico-CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile.
39. Oliveira, R. (2008). *Fundo de Participação dos Estados no Brasil*. Tese de mestrado profissional em gestão pública para o desenvolvimento do Nordeste; Universidade Federal de Pernambuco.
40. Oxley, L., & McAleer, M. (1999). *Practical issues in cointegration analysis*. Oxford: Blackwell Publishers.
41. Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *American Economic Review*, 84, 600-621.
42. Qiao, B., Martinez-Vasquez, J., & Xu, Y. (2008). The tradeoff between growth and equity in decentralization policy: China's experience. *Journal of Development Economics*, 86(1), 112-128.
43. Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. The Belknap Press of Harvard University Press.
44. Roberts, K. (1977). Voting over income tax schedules. *Journal of Public Economics*, 8, 329-340.
45. Romer, T. (1975). Individual welfare, majority voting, e the properties of a linear income tax. *Journal of Public Economics*, 4, 163-185.
46. Safire, W. (1978). *Safire's political dictionary*. New York: Random House.
47. Santos Filho, J. (1993). The recent process of decentralization e democratic management of education in Brazil. *International Review of Education*, 39(5), 391-403.
48. Sen, A. (1973). *On economic inequality*. New York: Norton.
49. Sena, P. (2008). A legislação do Fundeb. *Cadernos de Pesquisa*, 38(134), 319-340.
50. Souza, C. (2002). Governos e sociedades locais em contextos de desigualdades e de descentralização. *Ciência e Saúde Coletiva*, 7(3), 431-442.
51. Su, Q. (2001). *Economic inequality e economic growth*. Berlin: Humboldt-University Berlin, Institute of Management, Spaudauer Str. 1, D-10178.
52. Varsano, R. (2003). Sistema tributário para o desenvolvimento. BNDES, set. 2003. Disponível em: http://66.102.1.104/scholar?hl=pt-BR&lr=&q=cache:WKqFDIkS2MMJ:www.federativo.bnDES.gov.br/%255Cbf_bancos%255Cestudos%255Ce0002077.pdf+VARSANO+Desenvolvimento+em+debate. Acesso em: 20/11/2007.
53. Veiga, L., & Veiga, F. (2007). Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, 131(1), 45-64.

54. Veiga, L., & Veiga, F. (2010). *Intergovernmental fiscal transfers as pork barrel* (Working Paper 7). NIPE - Universidade do Minho.
55. Veiga, L., & Pinho, M. (2007). The political economy of intergovernmental grants: Evidence from a maturing democracy. *Public Choice*, 133, 457-477.
56. Weingast, B., Shepsle, K., & Johnsen, C. (1981). The political economy of benefits e costs: A neoclassical approach to distributive politics. *Journal of political economy*, 89, 642-664.
57. Williamson, J. G. (1965). Regional inequality e the process of national development a description of the patterns. *Economic Development e Cultural Change*, 13, 3-45.
58. Wilson, J. (1989). *American government*. Lexington, D. C.: Heath e Company.

Legislação consultada

59. FPE: art. 159, da Constituição Federal (também relativo ao IPI) e emenda constitucional 55/2007.
60. FUNDEF: Lei nº 9.424, de 24/12/96 e emenda constitucional nº 14/96.
61. CIDE: Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001.
62. IOF: Lei nº 11.076/2004.
63. LC 87/96: Lei complementar nº87, de 13 de setembro de 1996.

Endereços electrónicos consultados

64. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fpefpm.asp.
65. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/boletim_fundebfundef.asp.
66. <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>.
67. http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/transferencias_constitucionais.asp.

ARTÍCULO

TRADE DIVERSIFICATION IN COLOMBIA, 1991-2011

Ricardo Argüello

Argüello, R. (2017). Trade diversification in Colombia, 1991-2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 345-378.

In this paper we describe the evolution of international trade and the behaviour of export diversification in Colombia during the 1991-2011 period. In order to measure trade diversification and follow its behaviour throughout the period, we employ alternative ways of decomposing trade flows in their intensive and extensive margins, using the latter as a measure of diversification. The results indicate that trade diversification in Colombia is relatively limited, and seems to follow a pattern according to which exports are diversified mainly through increases in the number of products rather than in the number of partners. At the same time imports tend to diversify mainly by increases in the number of countries of origin rather than by the number of products. Furthermore, trade with upper middle-income countries seems to be an important driver of trade diversification.

Keywords: Export diversification, import diversification, trade margins, Colombia, empirical trade studies.

JEL: F14, O24.

R. Argüello

Facultad de Economía, Universidad del Rosario, Bogotá, D. C., Colombia. E-mail: luis.arguello@urosario.edu.co.

Sugerencia de citación: Argüello, R. (2017). Trade diversification in Colombia, 1991-2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 345-378. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.39261](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.39261).

Este artículo fue recibido el 8 de agosto de 2013, ajustado el 29 de marzo de 2016 y su publicación aprobada el 7 de abril de 2016.

Argüello, R. (2017). Diversificación del comercio internacional en Colombia: 1991-2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 345-378.

En este artículo se describe la evolución del comercio internacional y el comportamiento de la diversificación de este en Colombia durante el período 1991-2011. Para la medición de la diversificación del comercio y su seguimiento, se emplean formas alternativas de descomponer el comercio en sus márgenes intensivo y extensivo, empleando estos últimos como medida de la diversificación. Los resultados indican que la diversificación del comercio es relativamente limitada y que parece seguir un patrón de acuerdo con el cual las exportaciones se diversifican principalmente mediante un mayor número de productos, mientras que las importaciones lo hacen principalmente a través de un mayor número de países de origen. Además, el crecimiento del comercio con países de ingresos medios altos parece ser un determinante de este patrón.

Palabras clave: diversificación de exportaciones, diversificación de importaciones, márgenes de comercio, Colombia, estudios empíricos de comercio.

JEL: F14, O24.

Argüello, R. (2017). Diversification du commerce international en Colombie : 1991-2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 345-378.

Dans cet article, nous décrivons l'évolution du commerce international et le comportement de sa diversification en Colombie pour la période 1991-2011. Pour mesurer cette diversification et son suivi, nous utilisons des formes alternatives de décomposition du commerce dans ses marges intensive et extensive. Les résultats montrent que la diversification du commerce est relativement limitée et qu'elle semble suivre un patron selon lequel les exportations se diversifient principalement via un plus grand nombre de produits tandis que les importations le font surtout à travers un plus grand nombre de pays d'origine. En outre, la croissance du commerce avec les pays de revenus moyens-elevés semble être un élément déterminant de ce patron.

Mots-clés: Diversification des exportations, diversification des importations, marges de commerce, Colombie, études empiriques de commerce.

JEL : F14, O24.

Argüello, R. (2017). Diversificação do comércio internacional na Colômbia: 1991-2011. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 345-378.

Neste artigo, aparece a evolução do comércio internacional e do comportamento da diversificação dele na Colômbia durante o período 1991-2011. Para a medição da diversificação do comércio e o seu acompanhamento, são utilizadas formas alternativas para decompor o comércio nas suas margens intensiva e extensiva, utilizando estas últimas como medida da diversificação. Os resultados indicam que a diversificação do comércio é relativamente limitada e que parece seguir um padrão de acordo com o qual as exportações se diversificam principalmente por um maior

número de produtos, enquanto as importações o fazem principalmente através de um maior número de países de origem. Além disso, o aumento do comércio com países de receita média alta parece ser um determinante deste padrão.

Palavras-chave: Diversificação de exportações, diversificação de importações, margens de comércio, Colômbia, estudos empíricos de comércio.

JEL: F14, O24.

INTRODUCTION

Export and import diversification have been the subject of increased interest in the literature, especially from the viewpoint of their contribution to economic growth. While there is a growing body of empirical work on the subject, there is a notorious shortage of work on this topic in the case of Colombia. A step forward in contributing to fill this void, this empirical research aims to measure trade diversification in Colombia between 1991 and 2011 and to describe its behaviour throughout this period.

Beginning at the end of the 1990s, there has been a new revolution in trade theory with the advent of the so called “new new trade theory”, which is based on the observation that firms are heterogeneous and that this must have implications for trade. According to this idea, firms self-select into the international market based on their productivity levels and expand their international activity by entering new markets and/or broadening the basket of products they export, while at the same time facing a set of fixed costs of entry.

This theory has been developed by a broad set of empirical studies that have aimed at identifying and characterizing a series of stylized facts associated with the relationship between firms and trade, for which the theoretical developments must be able to provide an explanation. One of the avenues that the empirical work has used is the characterization of the behaviour of trade flows through their decomposition along the intensive and extensive margins of trade. Simply put, the intensive margin of trade refers to changes in trade values associated with trade in goods already traded with existing trade partners, while the extensive margin refers to changes in trade values due to the introduction of new goods, the establishment of trade flows with new partners, or a combination of both.

Following from the above, the idea of the extensive margin of trade precisely captures what is commonly understood as trade diversification: the development of new trade flows either due to the introduction of new products or of new trade partners. We use this in order to calculate the margins of trade for Colombia during the 1991-2011 period in order to measure and characterise the performance of trade diversification. Based on recent empirical trade literature, we use two decomposition techniques, one to calculate the values of the intensive and extensive margins of trade on a yearly basis, and the other to appraise the margins of trade's contribution to trade variation. Using the first, we can visualize the evolution of trade margins and trace their behaviour over time, while from the second, we can learn how much of the contemporary variation in trade values is due to each of the margins.

We use both a trade partner and a product perspective to appraise diversification and explore its behaviour as trade partners are classified according to income level and products are classified according to their economic use. The results indicate that trade diversification in Colombia seems to follow a pattern, according to which exports are diversified mainly through increases in the number of products

rather than in the number of partners. At the same time, imports tend to diversify mainly by increases in the number of countries of origin rather than by the number of products. However, the short-term contribution of diversification is limited and, as an approximation, it can be said that trade diversification through the number of partner countries contributes nine percentage points more to trade variation than product diversification.

The paper is structured as follows: section two provides a broad overview of the role ascribed to trade diversification in the economics literature, while section three reviews the way trade diversification is framed in the more recent trade literature. Section four describes the data used and presents the methodology employed for measuring trade diversification and monitoring its behaviour throughout the 1991-2011 period. Section five discusses the most salient features of Colombian international trade during the period, providing a framework for appraising trade diversification. Section six presents and discusses the results, and section seven provides a summary of the results and some concluding comments.

THE ROLE OF TRADE DIVERSIFICATION

There is no unified treatment in the literature of trade diversification¹. The study of export diversification has relatively recently evolved around its relationship with economic growth, while examination of import diversification's role has been linked to the increased availability of final goods, access to new or higher quality intermediate goods, and access to new technology.

Export diversification, which can be understood as either the change in the composition of a country's existing export product mix or destination markets, has been deemed important since the early years of the Import Substitution Industrialization strategy. The arguments for export diversification originated from different fronts: vulnerability to commodity shocks, price fluctuations, deterioration of the terms of trade, low income elasticity of demand, etc. (Prebisch, 1950; Singer, 1950). Based on portfolio theory, different approaches to export diversification may be proposed (Ali, Alwang & Siegel, 1991). However, there are potential trade-offs between growth and stability of export earnings that make export diversification no panacea. As Bertinelli, Heinen and Strobl (2009) finds, there may be considerable welfare gains from getting closer to a more optimal export structure, but their magnitude varies widely across economies and openness degrees. It may also lead to greater export income variability.

This perspective runs afoul export specialization, as dictated by comparative advantage trade theories. This is because attempting to diversify the economy's export base beyond what fundamentals dictate results in an inefficient allocation

¹ While a few exceptions can be found, these exceptions do not provide a consistent research focus.

of resources. However, it can be argued that while export specialization may be important for efficiency and growth, it does matter what the nature of specialization is (Naude, Bosker & Matthee, 2010). For instance, export specialization is positively related to growth, and the strength of the link varies with each sector of specialization (Greenaway, Morgan & Wright, 1999). Also, export specialization in goods with a high technological content has been found to be important for long-term growth (Crespo-Cuaresma & Wörz, 2005), and in the presence of knowledge-spillovers, the mix of exported products may have important consequences for growth (Hausmann, Hwang & Rodrik, 2009).

The seminal work of Imbs and Wacziarg (2003) revealed that along the development process, countries first diversify their economic activity and then, at a rather high-income level, tend to once again specialize. As the structure of trade reveals the production structure, the behaviour of the former has been explored throughout the development process and an analogous hump-shaped pattern has been found for exports (Cadot, Carrere & Strauss-Kahn, 2011). Several studies have documented the relationship between export diversification and growth. Funke and Ruhwedel (2001) found a positive relationship between export diversification and per capita GDP and TFP growth in OECD countries. Lederman and Maloney (2003) found that the variables that characterize the structure of trade are also significant determinants of growth rates. Other strands of this literature focus on the determinants of export diversification. The role of absorptive capacity is deemed important, and there is evidence that it is subject to threshold effects (Habiyaremye & Ziesemer, 2006). The relationship between export discoveries and export diversification has been found to be persistent along the development path (Klinger & Lederman, 2011).

Some of the literature on structural change has had a bearing on the relationship between export diversification and growth. Rodrik (2011) found that there is unconditional convergence in labour productivity for a set of manufacturing industries and that diversification of the production base and of exports in the direction of convergence should be good for growth. In a somehow-related fashion, Hausmann *et al.* (2009) construct an index of the ‘income level of a country’s exports’, finding that a higher share of high index value products in a country’s export basket is associated with higher future growth.

The study of the role of import diversification has taken a completely different route that has been heavily marked by the pre-eminence of research on the effects that trade reform has had on domestic productivity. There is some evidence that diversification of import origins rises monotonically along the growth path and that, as shown in Jaimovich (2012), this is related to a gradual increase of imports originating in more distant countries. Parteka and Tambari (2012) argue that import diversification follows a pattern similar to that of export diversification. In their view, relative import and export diversification increases with income levels.

The broadening of final goods imports has two expected effects². On one hand, it follows from the trade models that are based upon the love-for-variety type of preferences that import diversification is expected to have a positive impact on welfare. Feenstra (1994) is an early example of the way in which import diversification impacts on consumers' perceived behaviour. Starting with Feenstra's (1994) contribution, Broda and Weinstein (2006) show that over a period of three-decade, the number of varieties (product-origin combinations) imported by the U.S. more than trebled and that this translated into a 2.6 per cent increase in welfare.

On the other hand, import diversification is expected to increase productivity due to greater competition for domestic firms. This happens because local producers are forced to be more efficient in order to stay in the market, and also because the less productive firms are expelled from the market, causing average productivity to rise. Fernandes (2007) shows that changes in trade policy during the period leading to unilateral liberalization of the Colombian economy resulted in positive changes in productivity that are neither attributable to plant or industry heterogeneity nor to endogeneity of protection or plant exit. Trefler (2004) analyses the impact that the NAFTA has had on Canada's economy and found that Canadian plants increased labour productivity by 14 per cent following the implementation of the agreement.

The case of import diversification related to inputs shows a more varied picture; however, we limit ourselves to some of the most important issues. Productivity gains arising from a greater variety of imported inputs are expected mainly due to lower input prices, higher quality of inputs, and access to embodied technology. These potential sources of productivity gains have been analysed in several theoretical works and explored in a set of empirical papers. We concentrate our attention on the latter for the purpose of providing a general idea of the topic.

Amiti and Konings (2007), use manufacturing census data for Indonesia, and found that tariff reduction on intermediate goods increases productivity by around twice the figure attained from a similar drop in tariffs on the final good. According to Keller (2004), the overall evidence supports the idea that importing is associated with technology spillovers³; however, it is still not clear if this takes place through technology embodied in intermediate goods or through other types of diffusion associated with imports. The literature on Foreign Direct Investment (FDI) as a diffusion channel for technology seems closer to providing a consensus: both case and micro-econometric studies suggest that there can be productivity spillovers from FDI, but its effect is heterogeneous across places (Keller, 2004).

Access to higher quality inputs and the corresponding increase in variety seems to be significant to enhance productivity due to imperfect substitution among inputs. This can be seen in the love-of-variety setting, such as in Ethier (1982). However, gains

² We refer to 'broadening' in order to encompass the increase in same-product imports from the same origins and the spring of new products or varieties and origins (import diversification).

³ A noted exception to this is Muendler (2004).

from input complementarity are made up by both elements from gains from variety and learning spillovers between foreign and domestic goods. Halpern, Koren and Szeidl (2011) estimate that for Hungarian importers there are significant productivity gains arising from imports of inputs.

Lastly, an important issue is that of the increase in the number of domestic varieties produced and exported due to the use of imported inputs. Goldberg, Khan-delwal, Pavcnik and Topalova (2010) show that the increase in the number of imported varieties of inputs leads to a substantial increase in the number of domestic varieties produced. Additionally, Bas and Strauss-Kahn (2011) showed that increased imports of intermediates resulted in increases in the number of varieties exported by French firms, and that the effect caused an increase in firms' total factor productivity.

A NEW PERSPECTIVE ON TRADE DIVERSIFICATION

The increasing availability of international trade micro data (product and firm level) has been credited as being one of the bases for the development of new trade theories that are based on the premise that firms are heterogeneous in several dimensions (Bernard, Bradford, Redding & Schott, 2007). Several findings arising from this work that were inadequately explained by the theories developed up until the 1990s are worth mentioning: a) firms are significantly heterogeneous in terms of productivity, size, and other characteristics, even within narrowly defined sectors of activity; b) firms tend to sell most of their output in the domestic market, and becoming an exporter is a rare outcome, which is associated with higher productivity and performance; c) trade liberalization episodes are related with factor reallocation that mainly occurs within an industry; average productivity is increased as the most inefficient firms exit the market and the most efficient enter the export market; and d) trade liberalization is also associated with endogenous changes in firm productivity that impinge upon factor reallocation (Redding, 2010).

A device widely used to describe the dynamics of trade that allows micro-behaviour to be recorded, as well as its impact on the aggregate, is decomposition in the extensive and intensive margins. These can be roughly defined as the portion in trade value that results from changes in the number of existing trade relations⁴ –for the extensive margin– and due to changes in the value of previously existing trade relations⁵ –for the intensive margin. From a number of firms and exported products perspective, for instance, the extensive margin refers to value changes arising from the entry or exit of new combinations of exporting firms and products

⁴ Changes in the number of firms, traded products, or partner countries.

⁵ Changes in prices and quantities affecting existing firm-product-partner country relationships.

exported⁶, while the intensive margin refers to changes derived from movements associated with already existing firm-product combinations. Therefore, the extensive margin captures trade diversification.

The analysis of trade margins has allowed several hypotheses on export dynamics to be identified. Evenett and Venables (2002) identify the existence of a geographic diffusion export pattern for a set of 25 developing countries. According to this, the likelihood that a country imports a certain good from a specific country is higher when the latter exports the good to countries that are neighbour the first. It also establishes that the intensive margin contributed 63% of export-growth for this set of countries between 1970 and 1997. Felbermayr and Kohler (2006) examine the expansion of trade between world manufactures between 1950 and 1997. They found that the extensive margin contributes 40% of trade growth, while Benton and Newfarmer (2007) found that the extensive margin explains just 20% of export-growth for a set of 99 countries between 1995 and 2004. Amurgo-Pacheco and Pierola (2008) found that for a set of 24 developed and developing countries between 1990 and 2005, the intensive margin is the largest contributor to trade growth, and that it is more important for developed countries.

Bernard, Bradford, Redding and Schott (2009) study of the behaviour of trade margins for the U.S. during 1993-2004 shows that even though in the short-term (year to year variations) the intensive margin dominates trade growth. In the medium to long-term the extensive margin is important to understand the trade dynamics. The extensive margin explains a significant share of trade variation across countries and, in this sense, greatly determines the relationship between trade flows and distance that is captured through the gravity equation (Bernard *et al.*, 2007). The role that trade margins play at different time horizons reflects the fact that new exporting firms enter the market with low activity levels, but, conditional on their survival, grow rapidly and expand to new markets (Albornoz, Calvo, Corcos & Ornelas, 2010).

This type of behaviour has also been documented in Colombia. Eaton, Eslava, Kugler and Tybout (2007) examine firm level data for the 1996-2005 period, and they found that: a) for any year, changes in exports by firms that have been exporting during more than a year are the largest contributor to changes in total exports; b) new entrants tend to survive less than a year and export low volumes, but those that survive grow in an accelerated manner in subsequent years and come to represent around half the expansion of exports along the observed period; and c) as exporters enter and exit markets they seem to follow a pattern, according to which, those that enter Latin American markets first have a higher likelihood of adding new markets than those that enter the U.S. market first.

⁶ In the case of positive growth, this may be due to the following: the entry of new exporters selling products already sold by other firms, the export of new products by firms already exporting, exports of products already exported by some firms but that are now also exported by existing exporters that did not export them before, or any combination of these possibilities.

Trade margins have also been used to analyse trade behaviour during periods of crisis. This route proved useful since the evolution of the margins is indicative of the deepness of the crisis and the speed of recovery. Schott (2009) points out that during the 1990 and 2001 U.S. crises, the drop in trade essentially took place through the intensive margin, which implied that the speed of recovery was high as firm exit or exit of product-partner country pairs was not the main vehicle for the decrease in trade.

DATA AND METHODOLOGY

As previously mentioned, the purpose of this research is to empirically characterize the evolution of trade diversification in Colombia during the 1991-2011 period. In order to do this, we use transaction level data from the Colombian Customs Agency (DIAN), which deals with all Colombian foreign trade in goods, aggregated them annually, and used the harmonized system (HS) codification at six digits, which is also used as our product definition. Since several updates of the HS took place throughout the period, care was taken to use appropriate concordance tables in order to attain a uniform product codification, and to avoid counting code changes as product entry and exit.

We disregard the firm dimension and concentrate on products⁷ and trade partners. We do this for simplicity and to have a more direct reference between our results and the trade diversification analysis that is usually carried out. In this regard, this work is an explorative characterization of trade diversification patterns over a relatively long period that aims to identify stylized facts that may prove useful in order to be able to further analysing Colombian trade dynamics and their relationship with economic growth and trade policy.

Several ways to measure trade diversification are used in the literature; the most common being concentration indexes such as the Herfindahl, Gini and Theil indexes. Simple product or country-of-destination counts are also used as measures of trade diversification, although there is a preference for relative measures. Hummels and Klenow (2005) define margins in relation to world exports, and Brenton and Newfarmer (2007) use active trade flows as a proportion of all potential trade flows. However, with the development of trade theories based on firm heterogeneity, the extensive margin of trade has become used as a measure of trade diversification. In general, the intensive margin measures changes in existing trade lines trade, while the extensive margin measures changes associated with new trade lines. When defined on the basis of export destinations, the extensive margin captures trade with new countries (whether in the same or new products); however, when defined on the basis of products, it captures trade in newly exported products (irrespective of their destination).

⁷ As defined above.

Therefore, we measure diversification by equating it to the extensive margin of trade in the context of a simple decomposition. This is based on Bernard *et al.* (2009) and can be represented as follows:

$$T_t = N_{j,t} * A_{i,t} * F_{ij,t} \quad (1)$$

where, T_t is total trade (exports or imports) of the economy in a given year, $N_{j,t}$ is the total number of products or destinations in time t , $A_{i,t}$ is the average number of destinations in time t (when j is defined over the set of products) or the average number of products in time t (when j is defined over the set of destinations), and $F_{ij,t}$ is the average value of trade per $A_{i,t}$, given $N_{j,t}$. Therefore, $F_{ij,t} = T_t / (N_{j,t} * A_{i,t})$. If we, for instance, consider exports and their destination markets, then $F_{ij,t}$ is the average value of trade (the intensive margin of trade) while $N_{j,t}$ and $A_{i,t}$ constitute the extensive margin. The first component measures trade diversification in terms of the total number of destinations while the second does so by measuring the average number of products exported to a market. In this way, even though in this case we observe export diversification defined in geographic terms, we are able to decompose it into a geographical and a product dimension simultaneously.

Furthermore, we can analyse margin variation within the destination and product dimensions by simply noting that equation (1) can be written as:

$$T_t = \sum_{j=1}^n C_{j,t} = \sum_{j=1}^n (a_{ij,t} * f_{ij,t}) \quad (2)$$

where $C_{j,t}$ is total trade (exports or imports) with country j at time t , $a_{ij,t}$ is the number of products traded with country j at time t , and $f_{ij,t}$ is the average value of trade per product traded with country j at time t (so, that $f_{ij,t} = C_{j,t} / a_{ij,t}$)⁸.

Given this, trade with a particular destination (or of a particular product) can be expressed as:

$$\ln C_{j,t} = \ln a_{ij,t} * \ln f_{ij,t} \quad (3)$$

allows for a decomposition of trade between the intensive (average value of trade) and extensive (number of destinations or products) margins. Having set the identity in (3), we can regress $\ln a_{ij,t}$ and $\ln f_{ij,t}$ on $\ln C_{j,t}$ to obtain the relative contribu-

⁸ The same approach works in the case in which annual trade is added for products instead of destinations.

tions that the two margins make to trade across destinations or products for each year in the database⁹. In this way, we can trace the role of the extensive margin along the destination or the product spaces as the coefficients in the above regressions can be read as a measure of how the intensive and extensive margins of trade explain the variation of trade across destinations or products.

A PRIMER ON THE COLOMBIAN TRADE STRUCTURE AND ITS EVOLUTION

Colombian international trade was relatively dynamic throughout the 1991-2011 period, especially from 2003 onwards. Exports grew at an annual compound rate of 10.9% during this time-span, while imports grew at 12.7%; the base year value was multiplied by almost eight in the case of exports and by 11 in the case of imports. Over the same period, world exports grew at an annual compound rate of 8.6% and imports at 8.5%¹⁰. As for the trade balance, it has been negative for the majority of years (15 out of the 21 observed), and its value has ranged from 18% to 0.1% of total trade.

A Product Perspective

Graph 1 shows the evolution of Colombian total exports and of its components in terms of the BEC nomenclature. By analysing this, it is clear that exports of intermediate goods have dominated the Colombian export structure and that the major dynamics experienced since 2003 is mostly due to growth in this type of trade. Exports of consumption goods were flat until 2003 and then doubled in value in current dollars by 2007, while exports of capital goods stagnate throughout the period. The share of intermediate goods in terms of total exports has gone from 66.2% in 1991 to 86.3% in 2011 with an almost permanent increasing trend.

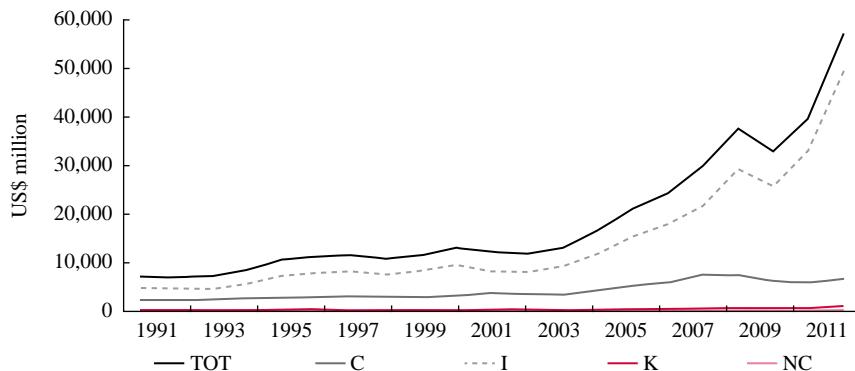
Graph 2 provides a similar picture but from the import side. As can be seen, the majority of Colombian imports are intermediate goods. However, their share in total imports is patchy and a downward trend can be seen throughout the period (lowering to 53.9% in 2011). Imports of capital goods show the second highest share in total imports, increasing from 20.7% in 1991 to 26.5% in 2011, while those for consumption goods show the smallest but fastest growing shares, increasing from 10.6% in 1991 to 18.7% in 2011.

⁹ This is done by OLS. For details see Bernard *et al.* (2009).

¹⁰ World trade data from the World Trade Organization.

Graph 1.

Colombian Exports and Their Structures in Terms of the BEC Nomenclature

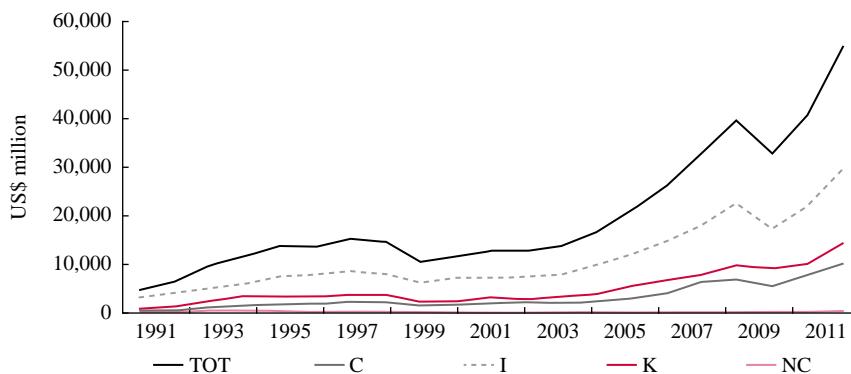


TOT = total exports; C = consumption goods; I = intermediate goods; K = capital goods; NC = goods not classified.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

Graph 2.

Colombian Imports and Their Structures in Terms of the BEC Nomenclature



TOT = total imports; C = consumption goods; I = intermediate goods; K = capital goods; NC = goods not classified.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

A Trade Partner Perspective

We now briefly provide a depiction of trade behaviour from the standpoint of trade partners, which we classify into terms of current income level (using the World Bank classification). Graph 3 shows the composition of Colombian trade

for three points in time during the period considered. By viewing the panels on the left, it follows that the main types of export destinations are High Income (HI) and Upper-Middle Income countries (UMI). It also follows that the export share of UMIs has shown an increasing trend while that of HIs a decreasing one. These trends have sustained throughout the period, although from 2008 onwards there was a slight reversal. Moreover, the other stylized fact that emerges is the modest increase in export shares corresponding to Low-Middle Income countries (LMI).

On the import side (shown in the right panels of Graph 3), it can be observed that trade with HIs and UMIs accounts for the majority of trade. Also, there is a downward trend in HIs' import shares that is compensated by the UMI's behaviour. However, in contrast with exports, the decrease in HIs' import shares is systematic and pronounced, and import shares for these two country groups almost exactly offset each other.

With respect to the product composition of trade with each type of partner, illustrated for the exports case by Graph A1.1 in the appendix, it has been shown that trade in intermediate goods contributes the largest shares to all partner types (with the exception of Low Income countries (LI), which are not shown in the graph) and that these shares have increased over the period. In the case of HIs, the increase has been steady and represents a 21 percentage point increase over the period, while in the case of UMIs it has occurred during the last four years (from 55.7% in 2007 to 76.9% in 2011). For LMIs, the increase in the export share of intermediates has been steady, except for a 12 percentage points jump between 2008 and 2009. Lastly, the export share of intermediates for LIs decreased 14 percentage points ending at 35.5%.

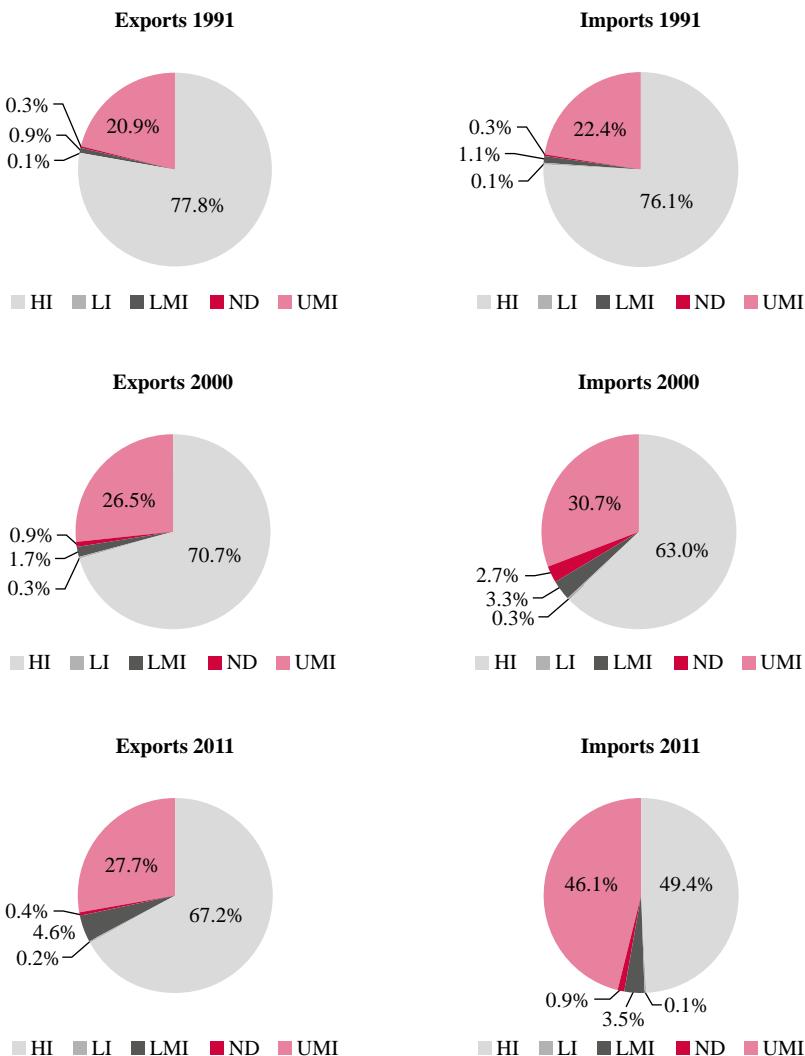
The second largest export to all destination types (except LIs) is consumption goods. However, their share has decreased across destination types. In the case of HIs, there has been a sustained decline that has led to a shrink of 20 percentage points, while in the case of UMIs there has been a 23 percentage points decrease that took place between 2008 and 2011. In the case of LMIs, there has been a loss of almost 36 percentage points from 1996 to 2011. For LIs there has been an increase of 12 percentage points throughout the whole period. There are essentially no exports of capital goods in the case of HIs; and UMIs are more important as destination as they have shares ranging from 3.7% to 7.3% and a decreasing trend. Trade of this product group is more important for LMIs but it has shown a decreasing trend over the period.

The behaviour of imports is illustrated in Graph A1.2, which can be found in the appendix. As suggested by the panels at the top, import shares for product groups coming from HIs tend to be stable throughout the period. A very different picture emerges in the case of UMIs, as there has been a clear recomposition of imports. The share of consumption goods increased from 8.2% in 1991 to 26.2% in 2011 (although, all the increase took place from the beginning of the period until 2001), and the import share of intermediates decreased from 84% in 1991 to 48.1% in

2011 (a change that took place until 2007). The rest of the decrease in the share of intermediates was offset by the increase in the import share of capital goods, which increased by almost 18 percentage points.

Graph 3.

Composition of Colombian Exports and Imports According to Type of Trade Partner



HI: high income countries; LI: low income countries; LMI: lower middle income countries; ND: not classified; UMI: upper middle income countries.

Source: Authors' calculations based on DIAN/DANE data.

Imports from LMIs also show a distinctive compositional change, essentially favouring consumption goods and to a lesser extent capital goods at the expense of intermediates that, nonetheless, continue to be the most important import group for these types of countries. Finally, the situation for imports from LIs (not shown in the graph) is also of marked changes. In this case, the evolution of the import structure has favoured consumption goods over intermediates and capital goods.

RESULTS

It has been shown that short-run changes in exports are mostly explained by the intensive margin of trade since new exporters and newly developed product-destination pairs tend to be of a smaller size than existing exporters and trade flows. Furthermore, conditional on survival, recent exporters tend to grow at a relatively high rate and trade depends on a small set of big exporting firms (Bernard *et al.*, 2009; Bernard, Bradford, Redding & Schott, 2012; Eaton, Eslava, Kugler & Tybout, 2008). Consequently, the contribution of the extensive margin to trade growth is larger in the medium to long-term.

Our estimate of the contribution of the extensive margin to Colombian trade is in line with figures that can be found in the literature. As shown in Table 1, in the case of exports the extensive margin contributed 37% to export growth between 1991 and 2011, and the intensive margin was 63%. When the basic criterion for appraising diversification is the number of trade partners, its contribution is 11%, while that of the average number of goods exported to a partner is 26%. Moreover, when viewed from the perspective of the number of goods, its contribution is 12% and that of the average number of partner countries per good is 25%. There is, therefore, considerable symmetry between the two perspectives. Regarding imports, the contribution of the number of trade partners to imports growth is 17%, and the average number of products imported is 19%. However, when the perspective is the number of goods, its contribution is 4% and that of the average number of partners is 32%.

The above implies that, in terms of exports, trade tends to propagate in a relatively balanced manner across trade partners and products do not have any clear precedence. In contrast, in terms of imports, it seems that is the number of partner countries is the factor that leads to the expansion of trade since there is no sizable difference between this and the average number of goods. However, there is an important difference between the number of goods and the average number of partner countries.

As can be seen in Table 1, there is a striking difference between the contribution of the extensive and intensive margins to trade growth, both for exports and imports, when we compare the 1991-2011 period with the 1991-2001 period. For the latter, the contribution of the extensive margin is much larger, and it greatly outweighs the contribution of the intensive margin. This result arises as a consequence of a pattern

that spans along the whole period: the (cumulative) contribution of the intensive margin decreases from the beginning of the whole period until the first half of the 2000s (until 2003 for exports and roughly 2001 for imports). It then increases until the end of the period. This behaviour matches two distinguishable Colombian international trade phases (illustrated in Graphs 1 and 2): a relatively low growth period between 1991 and 2003 for exports and between 1996 and 2002 for imports, and a higher growth period for both from 2003-4¹¹.

Table 1.
Contribution of the Margins to Trade Growth (percentages)

Item	Period	Extensive Margin				Intensive Margin
		Number of Trade Partners	Average Goods	Number of Goods	Average Partners	Average Trade
Exports	1991-2001	16	67	35	48	17
	1991-2011	11	26	12	25	63
Imports	1991-2001	40	25	11	54	35
	1991-2011	17	19	4	32	64

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

Within the previously mentioned context, we now discuss the of year-to-year behaviour changes in the margins of trade that are derived from equation (1) and then, in a second subsection, we move to the cross-section results given by equation (3). It should be noted that, in both cases, the margins are calculated for each year independently from the others. That is, we deal with 'static' margins in the sense that no cumulative effects over time are considered and, therefore, when we refer to the evolution or the behaviour of the margins, we are making reference to the series of yearly calculations that, in some sense, lead to the results that have already been discussed above.

Year-to-Year Monitoring of the Margins

Calculation of the margins of trade, as given by equation (1), provides an absolute 'measurement' of their importance. However, this is not significant in itself as there is no benchmark against which to compare the values. This limitation can be overcome if we trace the behaviour of the margins back over time since this allows for an appreciation of their evolution. Furthermore, to have a better understanding of

¹¹The reasons for this behavior are beyond the scope of this work. It may have to do with a set of factors including the opening up of the economy and the ensuing adjustment period, the enter into force of a set of free trade agreements (in particular the ones with other Andean countries), and the crisis of 1998 that had an important impact on trade.

the values of the margins, it is convenient to express them in relative terms, so that comparing absolute values belonging to different sets is avoided when interpreting them¹². Considering the above, all margins have been “normalized” to proportions; for instance, the number of destinations is not expressed as the destination count but as a percentage of the total number of potential destinations. The only exception to this is the value of the average trade flow. Hence, the extensive margin is measured in terms of its progression (or lack of) towards a hypothetical full diversification¹³.

Graph 4 shows the path followed by the export margins when measured from a destinations standpoint. In this case, the extensive margin has two components: one is related to the relative number of export destinations (numdes) and the other is related to the relative average number of products exported to a destination (avepro). The intensive margin is given by the value of exports of the average product to the average destination (aveexp). Therefore, equation (1) takes the following form:

$$T_t = \text{numdes}_t * \text{avepro}_t * \text{aveexp}_t \quad (4)$$

The graph shows that the extensive destination margin (numdes, read on the left scale) increases from 56.7% of all possible destinations in 1991 to 71.3% in 2011; this has a 14.6 percentage point increase. The extensive product margin (avepro, read on the right scale) goes from 2% of all possible products to 3.5%; this has a 1.5 percentage point increase. For its part, the intensive margin (aveexp, read on the left scale) goes from US\$0.49 million in 1991 to US\$1.83 million in 2011: a 270% increase. Meanwhile, the growth behaviour of the extensive margins is relatively smooth and there is a clear regime switch in the behaviour of the intensive margin: it grew within a band similar to the one registered for the extensive margins until 2004 and then diverged.

In this sense, until 2004 there is a relative balance in the way the margins evolve, this situation allows the extensive margin to increase its contribution to export growth (with a bias in favour of the average number of products). However, since 2004 the intensive margin of trade has dominated the dynamics of Colombian exports, and this trend has been compounded by a decrease in the growth rate of the extensive margins. This most notably took place from 2004 onwards and primarily affected the average number of products.

When distinguished by type of product according to the BEC classification, the extensive destination margin for the whole period increases 15.8 percentage points for intermediates, 13.8 percentage points for consumption goods, and 16.9 percentage points for capital goods. The extensive product margin increases 1.3,

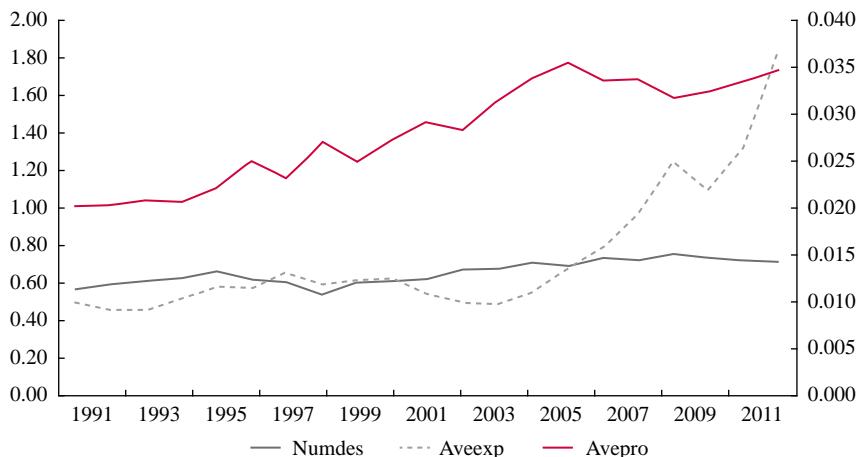
¹²For instance, the change in the destination or product count by one unit, or the change in the average number of destinations for a product, or the change in the average number of products to a destination.

¹³In theory, no economy would ever achieve this full diversification as it would not be possible to produce all possible goods, or export all of them to all possible destinations.

2, and 1.7 percentage points for intermediates, consumption, and capital goods, respectively, and the intensive margin increases 349% for intermediates, 53.2% for consumption goods, and 283% for capital goods.

Graph 4.

Export Margins from the Destination Viewpoint



Avepro: read on right scale.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

As can be seen in the above, it is clear that the main contributor to the overall increase in the intensive margin is the intermediates group. Also, export diversification essentially operates through the increase in destinations rather than through the number of goods exported to each destination.

Table 1 shows the behaviour of export margins when distinguished by type of trade partner. As expected, the intensive margin is the main contributor to trade changes, while the extensive destination margin is the key driver of diversification (and the contribution from UMIs is the leading force determining this result). In terms of product diversification, results are nil across the board. Hence, from a country type perspective, both HIs and UMIs contribute to the increase in the intensive margin. Conversely, for the extensive destination margin, UMIs contribute the most.

The evolution of the margins of trade from an import perspective, illustrated in Graph 5, is similar to the one found in the case of exports, with a few differences¹⁴. First, the intensive margin (aveimp, read on the left scale) increased 362 times during the period, and was the most important force in shaping the import behaviour. However, its increase started from a considerably lower base than was the case of

¹⁴In this case, equation (1) becomes: $T_i = \text{numori}_i * \text{avepro}_i * \text{aveimp}_i$.

exports and its level did not reach that of average exports (the relationship between the two is slightly higher than 1:2 in favour of average exports). Second, the extensive origin margin (numori, read on the left scale) contributed the most to import diversification with a 26 percentage point increase. This change is slightly more than 10 percentage points above the one registered in the case of exports; the result is that the margin, which was below exports, surpasses it. Third, the extensive product margin (avepro, read on the right scale) contributes the least to import changes and therefore to import diversification. Nonetheless, its behaviour is marginally better than in the case of exports, increasing from 3.9% of products to 6.2% over the whole period.

Table 2.

Changes in Margins of Trade for Colombian Exports Between 1991 and 2011 in Terms of Destination

Partner Type	Extensive Margin ^a		Intensive Margin ^b
	Product	Destination	
High Income	1.1	8.3	287.0
Low Income	0.2	22.0	92.7
Lower-Middle Income	1.2	15.3	1,456.8
Upper-Middle Income	2.8	21.8	366.6

^a Percentage point changes. ^b Percentage change.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

In contrast to the exports case, when distinguished by type of product, distinctive patterns emerge. The extensive product margin for intermediates, the largest import product group, shows very close coincidence with the general import pattern. It has a 1.6 percentage point increase, and a slightly below average change in the extensive origin margin (with a 24.8 percentage point increase). The noticeable feature in this case is a decrease in the intensive margin, equivalent to an annual compound rate of -0.5%, which determines that changes in imports of intermediates are largely dominated by the extensive margin (in particular the extensive origin margin).

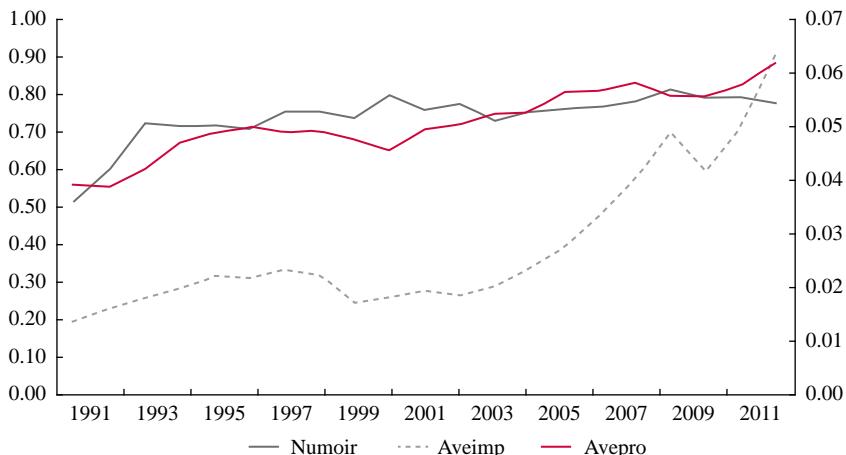
In the case of capital goods, the change in the extensive product margin is well above the total import average with a 1.4 percentage point increase. The change in the extensive origin margin is set consistently below the average with a 26.8 percentage point increase, and the change in the intensive margin is situated substantially below the average with a 45% increase. Therefore, the extensive origin margin plays an important role in determining the behaviour of imports during the period.

As for consumption goods, the picture that emerges also favours the role of the extensive margin. The evolution of the extensive product margin is above the figure for total imports and the extensive origin margin is below. There are increases in

the order of 4.3 and 28 percentage points for the product and origin margins, respectively, and the intensive margin increases just 6.7%. This result is partly due to the relatively wide fluctuations in the average value of imports for this product group.

Graph 5.

Import Margins from the Origin Viewpoint



Avepro: read on right scale.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

It follows from the above that, even though in the aggregate the intensive margin dominated changes in imports throughout the period, the extensive origin margin plays a more significant role than in the case of exports. Furthermore, when observed at product group level, the significance of the extensive origin margin is enhanced. This indicates that its relatively less important role at the aggregate level is determined by a composition effect and that, overall, trade diversification is more significant for imports than it is for exports.

Additionally, Table 3 shows changes in the trade margins when imports are disaggregated by type of country of origin. It then follows from there that import trade with UMIs determines the aggregate behaviour of imports. The intensive margin plays a very important role in the evolution of imports from UMIs, and this reflects the increase in trade with these types of countries. Nonetheless, the role of the extensive margin is also relevant: the average number of imported products increased almost 5 percentage points (about 233 products) and the number of countries of origin increased 29.1 percentage points (about 16 countries). HIs are similar in that the intensive margin dominates, although significantly less than for total imports. Additionally, the pace of change in the extensive margin, both in

terms of the product and origin dimensions, is less than in the case of UMIs. Import behaviour from LMIs is somehow midway between UMIs and HIs with respect to the extensive margin. It is, however, substantially below them with respect to the intensive margin. Therefore, in the relatively modest increase in import share for these types of countries, the extensive origin margin plays an important role. The same can be said for import trade with LIs.

Table 3.

Changes in Margins of Trade for Colombian Imports Between 1991 and 2011, Origin Perspective

Partner Type	Extensive Margin ^a		Intensive Margin ^b
	Product	Origin	
High Income	2.9	16.7	286.5
Low Income	0.3	46.3	117.2
Lower-Middle Income	2.4	25.4	126.5
Upper-Middle Income	4.7	29.1	511.2

^a Percentage point changes. ^b Percentage change.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

We have so far examined the evolution of exports and imports from the perspective of trade diversification as defined by trade partners and then disaggregated them based on the products and countries categories. We will now do the same from the perspective of products. In this case, for exports, equation (1) becomes:

$$T_t = \text{numpro}_t * \text{avedes}_t * \text{aveexp}_t \quad (5)$$

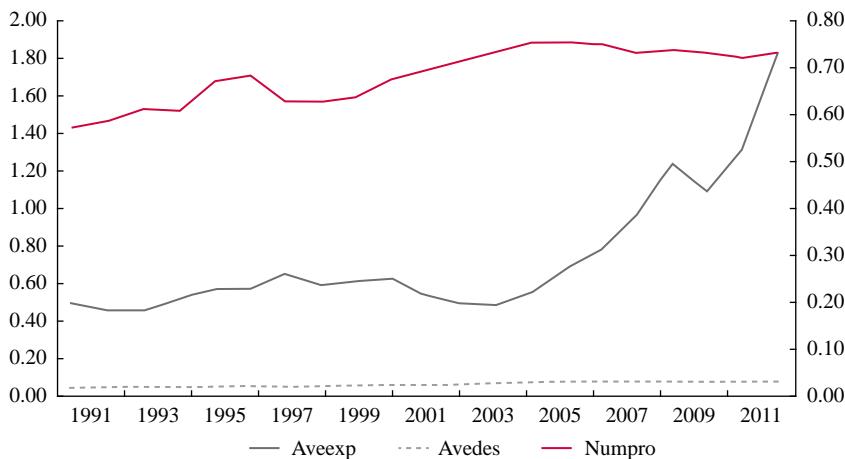
The intensive margin is now defined as the average value of exports to the average destination of a given product (*aveexp*, read on the left scale in the graph), while the extensive margin has two components. The extensive destination margin is the average number of destination countries to which a product is exported (*avedes*, read on the right scale in the graph) and the extensive product margin is the number of products exported by the country (*numpro*, read on the right scale in the graph). Graph 6 shows the evolution of the margins of trade for exports from the product viewpoint.

As can be seen in the graph, the extensive product margin increased 15.9 percentage points, equivalent to 789 new products exported throughout the period, and the extensive destination margin increased 1.4 percentage points. This is equivalent to an increase of 3.5 destinations for the average product¹⁵. As the behaviour of the

¹⁵Net churn.

intensive margin is the same under both approaches, there is no need to comment on it. Nonetheless, it should be noted that the extensive product margin increases slightly more than the extensive destination margin, while the average number of destinations increases slightly less than the average number of products.

Graph 6.
Export Margins from the Product Viewpoint



Avedes and numpro: read on right scale.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

When analysing the export margins when classifying products according to the BEC nomenclature, the extensive product margin increases 17.2 percentage points for intermediates, 17 percentage points for capital goods, and 11.5 percentage points for consumption goods. As for the extensive destination margin, the corresponding percentage increases are 1.2, 1.3, and 1.2 for intermediates, capital, and consumption goods. Hence, in all cases the largest diversification effect comes from the extensive product margin.

When classified by country type, the trade margins show the changes presented in Table 4. Changes in the intensive and extensive destination margins for HIs are close to those corresponding to the total number of exports, while the change in the extensive product margin is more than four percentage points below. This indicates that trade with this type of country is not the most dynamic force behind product diversification. This role corresponds to trade with UMIs, which not only shows a relatively dynamic intensive margin, but specifically a relatively high

extensive product margin (the percentage point increase for this country type represents a rise of 908 products). LMIs show a large increase in the intensive margin and lower than average changes in the extensive margins, which marginally contribute to the general behaviour of exports.

Table 4.

Changes in Margins of Trade for Colombian Exports Between 1991 and 2011, Product Perspective

Partner Type	Extensive Margin ^a		Intensive Margin ^b
	Destination	Product	
High Income	1.2	11.2	287.0
Low Income	0.4	4.3	92.7
Lower-Middle Income	1.2	15.7	1,456.8
Upper-Middle Income	3.5	18.3	366.6

^a Percentage point changes. ^b Percentage change.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

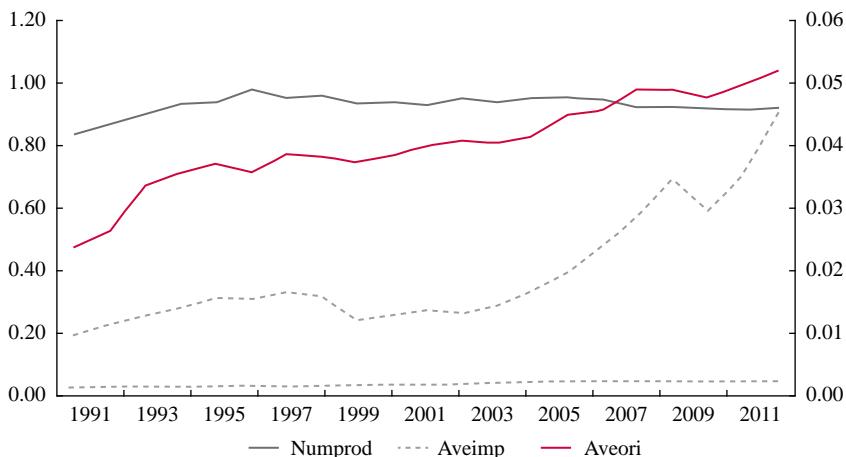
Graph 7 shows the evolution of trade margins for imports. In this case the intensive margin is coded as aveimp (read on the left scale), the extensive origin margin is coded as aveori (read on the right scale), and the extensive product margin is coded as numpro (read on the left scale)¹⁶. The extensive origin margin increased 2.8 percentage points throughout the period, while the extensive product margin increased by 8.4 percentage points. Hence, compared with exports, in this case the extensive margin is less important to explain the behaviour of trade. However, it is important to note that this result is influenced by the fact that import product diversification is already high. The relative number of products imported increased from 83.8% in 1991 to 92.2% in 2011 and, hence, import growth should very likely be accommodated either through the extensive origin margin or the intensive margin (or both).

If imports are classified according to product type, intermediates and consumption goods show the largest changes in the extensive product margin (4.6 and 3.7 percentage points increases, respectively). They are, however, still below the result found for the total number of imports. In contrast, there is no change in this margin for capital goods, the increase of which is 0.3 percentage points over the period. The behaviour of the extensive origin margin is relatively more homogeneous among product types: it increases 2.3, 3.4, and 3.7 percentage points in the cases of intermediates,

¹⁶Therefore, in this case equation (1) reads: $T_i = \text{numpro}_i * \text{aveori}_i * \text{aveimp}_i$.

capital and consumption goods. As for the intensive margin, for intermediates there is an increase of 317% the number is 551% for capital goods, and 407% for consumption goods. Therefore, the two major divergences between the result for all imports and the results at the product group level lie in the extensive product margin in all cases and in the intensive margin for capital and consumption goods.

Graph 7.
Import Margins from the Product Viewpoint



Aveori and numprod: read on right scale.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

When imports are classified according to the type of country of origin, the most striking result, as shown in Table 5, is the large contribution to all margins of import trade with UMIs. The extensive origin margin increases almost 1.7 times more than the general result. The extensive product margin increases almost 4 times more, and the intensive margin increases 1.4 times more. In the case of HIS, the extensive margin changes are relatively close to the general values, while the intensive margin increases are just 0.8 times the value corresponding to the general case. These results are consistent with the relative decline in import trade with HIs in a fashion that does not imply a shift in the trade pattern in the sense of altering its product or country of origin composition. In terms of LMIs, changes in the extensive origin and intensive margins are below the general result: the first in a relatively moderated manner and the second in a very significant one. The extensive product margin shows the highest dynamics among all cases (implying that, on average, import trade with LMIs grows importantly through new product lines).

Table 5.

Changes in Margins of Trade for Colombian Imports Between 1991 and 2011,
Product Perspective

Partner Type	Extensive Margin ^a		Intensive Margin ^b
	Origin	Product	
High Income	3.4	7.6	286.5
Low Income	0.9	9.1	117.2
Lower-Middle Income	2.0	39.8	126.5
Upper-Middle Income	4.7	33.1	511.2

^a Percentage point changes. ^b Percentage change.

Source: Author's calculations based on DIAN/DANE data.

Evolution of Margins in the Cross-Section

Results arising from equation (3) complement the findings presented above in the sense that they explore the intensive and extensive margins of trade across trade partners or products. They also help in assessing the importance of trade diversification. Using equation (3) allows us to calculate the contribution of each margin of trade to explain the variation in trade values across trade partners or products for a given year. Therefore, low contributions to the extensive margin imply that either the number of products traded with a trade partner or the number of countries with which a product is traded, explain a small percentage of the variation in trade across countries or products. This implies that the extensive margin is of low importance.

When trade partners is the criterion to observe the evolution of trade, the number of exported products to a destination is the extensive margin (*i.e.* trade diversification), and the average value of exports per product is the intensive margin. In the case of exports, the relative contributions of the intensive and extensive margins were notably stable during the period, yielding an overall average of 77.9% for the intensive margin (with a coefficient of variation of 1.33) and of 22.1% for the extensive margin (with a coefficient of variation of 4.7). Hence, the average value exported explains more than three quarters of the variation in exports among destinations, while the number of products exported explains less than a quarter. This is a value that is indicative of the relatively modest weight of trade diversification. Nonetheless, the extensive margin shows a modest trend that gains importance along the period, increasing on average 0.14% per year. This means that despite the intensive margin being able to explaining most of the variation in exports across destinations, there is evidence of a slightly more dynamic role of the extensive margin over time.

If countries are classified by type, it turns out that HIs and UMIs show the largest declines in the contribution of the intensive margin. In the case of HIs, the average annual decrease is 0.18% and 0.15% for UMIs. However, it must be noticed that the contribution of the intensive margin is larger in the case of HIs (77.6% in

average) than in the case of UMIs (74.1% in average). LMIs and LIs differ in two respects. First, the contribution of the intensive margin is larger for LMIs than for LIs (average of 79.7% and 89.9%, respectively), and second, the increase in the importance of the extensive margin is higher in the case of LMIs. Therefore, even though the share of the intensive margin is relatively high, export diversification tends to be more significant among exports to HIs and UMIs.

The contribution of trade margins to the variation of imports across origins does not differ much from the exports case. The intensive margin averages 74.6% during the period while the extensive margin averages 25.4%. Both have relatively low coefficients of variation (1.42 and 4.17, respectively). As with the exports case, there is a modest trend towards the decrease in the contribution of the intensive margin at an annual average rate of 0.14%. Hence, although imports are more diversified than exports, the difference is less significant and the dynamics of trade diversification does not differ from the exports case.

Observation of imports by country type shows that HIs and UMIs have lower than average contributions for the intensive margin (a respective 2.9 and a 1.6 percentage point difference between their averages over the period and the general average). They have a marked stability and slightly increasing shares for the extensive margin. However, while in the case of HIs the increase is nil (0.06% per year), in the case of UMIs the increase is moderately above the general result (0.15% per year). The two remaining country categories, LMIs and LIs, show higher contributions for the intensive margin and stronger trends towards the increase in the share of the extensive margin. Taking into account the important shuffle in import shares that took place over the period, the above figures indicate that in the increase of UMIs as an import source, the extensive margin played an interesting role: it explains a bigger and increasing proportion of the variation across countries of origin than imports from HIs.

The other way to make use of equation (3) is to define the margins of trade in terms of products. This implies that the number of countries to which a product is exported, or from which it is imported, measures the extensive margin, while the average value of trade with a country is the intensive margin. The situation in the exports case indicates that the intensive margin explains, on average over the period, 86.7% of the variation of export values across products. The extensive margin explains the remaining 13.3%. Also, there is a slight downward trend in the importance of the intensive margin, the contribution of which decreases at an annual compound rate of 0.18%. Therefore, compared with the case of partner countries, export diversification is both less significant and tends to gain importance at a higher rate.

Exports of intermediate goods show an above average contribution of the intensive margin, while showing the same average downward trend that was found for the whole set of products. In the case of consumption goods, there is a below average contribution of the intensive margin (2.5 percentage points lower) and an

above average diminishing trend (at a rate of 0.19% per year). Lastly, in the case of capital goods, we found the highest contribution of the intensive margin (1.5 percentage points above the standard) and the strongest rate of decrease for its importance (0.2% per year).

We obtained similar results for imports, with the intensive margin explaining 84.6% of the variation in imports across products (2.1 percentage points less than in the case of exports). It also had a decreasing trend (0.11% per year). Both of the intensive and extensive margins contributions to variation in product imports are relatively stable during the period, and have coefficients of variation of 1.03 and 5.7, respectively. Hence, the importance of the extensive margin is greater for imports, but the increase in its significance over time is lower.

Comparing the results at the product group level, intermediates have the highest importance of the intensive margin, with an average contribution of 85.1% to import variation across products. In the cases of consumption and capital goods, the contribution of the intensive margin is lower than in the standard case; the value is higher for consumption goods (1.1 percentage points versus 0.6 percentage points). In all cases, there is a downward trend in the contribution of the intensive margin, which has the same annual average rate.

CONCLUDING REMARKS

We have described the behaviour and evolution of international trade diversification in Colombia during the 1991-2011 period. Trade flows were decomposed into the intensive and extensive margins, the latter being a measure of trade diversification. From the empirical analysis, the following series of stylized facts can be identified:

- The overall behaviour of goods exports is dominated by the well-known rise of intermediate goods (essentially primary –extractive– goods).
- On the goods imports side, there are three noticeable characteristics: a) the growth of primary goods within the intermediate goods category, b) the sizeable increase of high technology capital goods between 1993 and 2002, and c) the relative increase of consumption goods.
- As for partner countries, trade with UMIs is the most dynamic. There is a moderate shift in exports to this country type, which is led by intermediate goods. On the import side, however, there is a systematic and sustained shift to increased trading with them; this is accompanied by an increase in consumption and capital goods imports and a reduction of intermediate goods.
- Overall, from both a partner country and a product perspective, the contribution of trade diversification to trade growth, when considering the whole period, is relatively large (37% in the case of exports and 36% for imports). Its role during 1991-2001 was even more important, with figures in the order of 83% and 65% respectively.

- However, when considered not in terms of its contribution to trade growth but in terms of the year-to-year changes in the margins of trade, diversification is scant throughout the period, although its importance increases moderately.
- Therefore, the pattern of trade throughout this period shows a higher number of changes on the import side from both the goods and partner countries perspectives, the latter being of greater importance.

The big picture that emerges from the examination of the evolution of trade margins and the results from the cross-sectional analysis, indicates that, from a partner country perspective, trade diversification is higher for imports (both in terms of number of partner countries and average number of products imported). However, goods perspective trade diversification is higher for exports (but only in terms of the number of goods exported, as the average number of partners is higher for imports). In both cases, the most important driver is trade with UMIs. However, the importance of trade diversification is limited, as the figures corresponding to percentage changes from the decomposition suggest. Results from the cross-section confirm this as the contributions of the extensive margins to trade variation are low. Nonetheless, the relative importance of trade diversification is higher for exports and imports when a partner perspective is adopted than it is when a goods perspective is used.

Therefore, trade diversification in Colombia seems to follow a pattern according to which exports mainly diversify through increases in the number of products rather than in the number of partners, while imports tend to diversify mainly by increases in the number of countries of origin rather than by the number of products. Variation in the number of goods traded explains a large share of the differences in trade flows with partner countries, while variation in the number of trading partners is less able to explain differences in trade flows for goods. This implies that regardless of the type of trade flow (exports or imports) trade tends to grow first by increasing the number of trading partners and then by increasing the number of products. To provide an example, geographical trade diversification contributes nine percentage points more to trade variation than product diversification.

REFERENCES

1. Albornoz, F., Calvo, H., Corcos, G., & Ornelas, E. (2010). *Sequential exporting, LSE* (Discussion Paper dp0974). Centre for Economic Performance.
2. Ali, R., Alwang, J., & Siegel, P. (1991). *Is export diversification the best way to achieve export growth and stability?* (Working Paper, WPS 729). The World Bank, Policy, Research, and External Affairs.
3. Amiti, M., & Konings, J. (2007). Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia. *The American Economic Review*, 97(5), 1611-1638.

4. Amurgo-Pacheco, A., & Pierola, M. (2008). *Patterns of export diversification in developing countries: Intensive and extensive margins* (Working Paper 4473). The World Bank, Policy Research.
5. Bas, M., & Strauss-Kahn, V. (2011) *Does importing more inputs raise exports? Firm-level evidence from France* (Working Paper 2011-15). CEPII.
6. Bernard, A., Bradford, J., Redding, S., & Schott, P. (2007). Firms in International Trade. *Journal of Economic Perspectives*, 1(3), 105-30.
7. Bernard, A., Bradford, J., Redding, S., & Schott, P. (2009). *The Margins of U.S. Trade* (Long Version) (CES Research Paper 09-18). U. S. Census Bureau.
8. Bernard, A., Bradford, J., Redding, S., & Schott, P. (2012). The empirics of firm heterogeneity and international trade. *The Annual Review of Economics*, 4, 283-313.
9. Bertinelli, L., Heinen, A., & Strobl, E. (2009). *Export diversification and price uncertainty in developing countries: A portfolio theory approach*. SSRN, electronic copy, Retrieved February 2, 2009, from, <http://ssrn.com/abstract=1327928>.
10. Brenton, P., & Newfarmer, R. (2007). *Watching more than the Discovery channel: Export cycles and diversification in development* (Working Paper 4302). World Bank Policy Research.
11. Broda, C., & Weinstein, D. (2006). Globalization and the gains from variety. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 541-585.
12. Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (2011). Export diversification: What's behind the hump? *Review of Economics and Statistics*, 93(2), 590-605.
13. Crespo-Cuaresma, J., & Wörz, J. (2005). On export composition and growth. *Review of World Economics*, 141, 33-49.
14. Eaton, J., Eslava, M., Kugler, M., & Tybout, J. (2007). *Export dynamics in Colombia: Firm level evidence* (Working Paper 13531). NBER.
15. Eaton J., Eslava, M., Kugler, M., & Tybout, J. (2008). The margins of entry into export markets: Evidence from Colombia. In E. Helpman, D. Marin & T. Verdier (Eds.), *The organization of firms in a global economy* (pp. 231-272). Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
16. Ethier, W. (1982). National and international returns to scale in the modern theory of international trade. *The American Economic Review*, 72(3), 389-405.
17. Evenett, S., & Venables, A. (2002). *Export growth in developing countries: Market entry and bilateral trade flows* (Working Paper, mimeo). University of Bern.
18. Feenstra, R. (1994) New product varieties and the measurement of international prices. *The American Economic Review*, 84(1), 157-177.

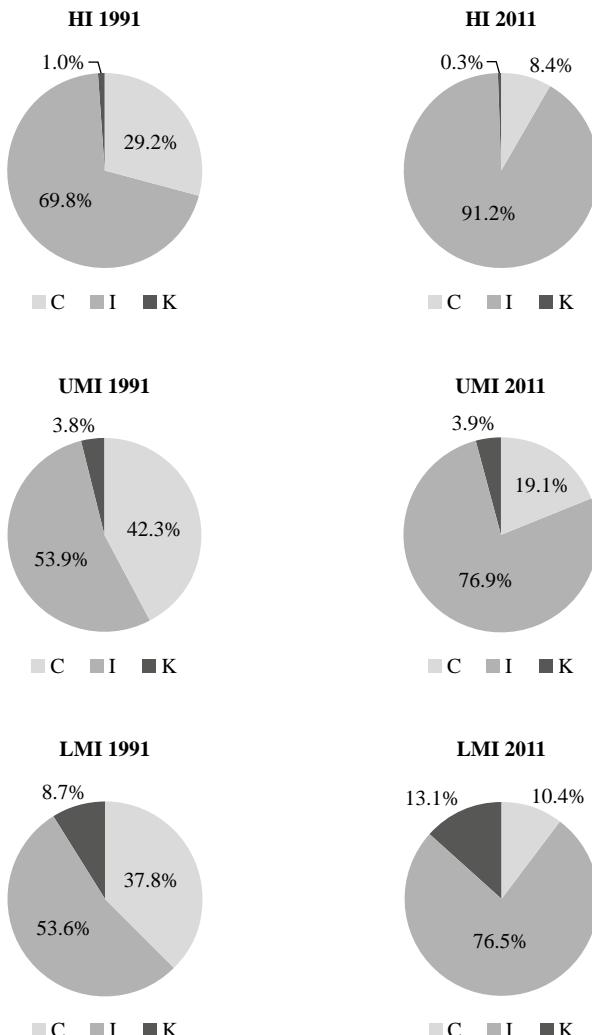
19. Felbermayr, G., & Kohler, W. (2006) Exploring the intensive and extensive margins of world trade. *Review of World Economics*, 142(4), 642-674.
20. Fernandes, A. (2007). Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Columbian manufacturing industries. *Journal of International Economics*, 71(1), 52-71.
21. Funke, M., & Ruhwedel, R. (2001). *Product variety and economic growth: Empirical evidence for the OECD countries* (Staff Papers, 48(2), 225-242). IMF.
22. Goldberg, P., Khandelwal, A., Pavcnik, N., & Topalova, P. (2010). Imported intermediate inputs and domestic product growth: Evidence from India. *Quarterly Journal of Economics*, 125(4), 1727-1767.
23. Greenaway, D., Morgan, W., & Wright, P. (1999). Exports, export composition and growth. *Journal of International Trade and Economic Development*, 8, 41-51.
24. Habiyaremye, A., & Ziesemer, T. (2006). *Absorptive capacity and export diversification in Sub-Saharan African countries* (Working Paper Series 2006-030). UNU-MERIT.
25. Halpern, L., Koren, M., & Szeidl, A. (2011). *Imported inputs and productivity* (Working Papers 8). CeFiG.
26. Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2009). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 1-25.
27. Hummels, D., & Klenow, P. J. (2005). The variety and quality of a nation's exports. *The American Economic Review*, 95, 704-723.
28. Imbs, J., & Wacziarg, R. (2003). Stages of diversification. *The American Economic Review*, 93(1), 63-86.
29. Jaimovich, E. (2012). Import diversification along the growth path. *Economic Letters*, 117, 306-310.
30. Keller, W. (2004). International technology diffusion. *Journal of Economic Literature*, XLII, 752-782.
31. Klinger, B., & Lederman, D. (2011). Export discoveries, diversification, and barriers to entry. *Economic Systems*, 35, 64-83.
32. Lall, S. (2000). *The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-1998* (Working Paper Series 44). QEH, University of Oxford.
33. Lederman, D., & Maloney, W. (2003). *Trade structure and growth* (Working Paper 3025). World Bank Policy Research.
34. Muendler, M. (2004). *Trade, technology, and productivity: A study of Brazilian manufacturers, 1986-1998* (Working Paper). University of California, San Diego.
35. Naude, W., Bosker, M., & Matthee, M. (2010). Export specialization and local economic growth. *The World Economy*, 33(4), 552-572.

36. Parteka, A., & Tambari, M. (2012). *Dynamics of relative product diversification in the course of economic development: Import-export comparative analysis*. Paper presented at XVII DEGIT Conference, Milan.
37. Prebisch, R. (1950). *The economic development of Latin America and its principal problems*. New York: United Nations.
38. Redding, S. (2010). *Theories of heterogeneous firms and trade* (Working Paper 16562). NBER.
39. Rodrik, D. (2011). *Unconditional convergence* (Working Paper 17456). NBER.
40. Schott, P. (2009). *U. S. trade margins during the 2008 crisis*. Retrieved March, 8, 2012 from, <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/4288>.
41. Singer, H. (1950). The distributions of gains between investing and borrowing countries. *American Economic Review*, 40, 473-485.
42. Trefler, D. (2004). The long and short of the Canada-U. S. free trade agreement. *The American Economic Review*, 94(4), 870-895.

APPENDIX

Graph A1.1.

Composition of Colombian Exports to Main Types of Trade Partners, According to the BEC Classification

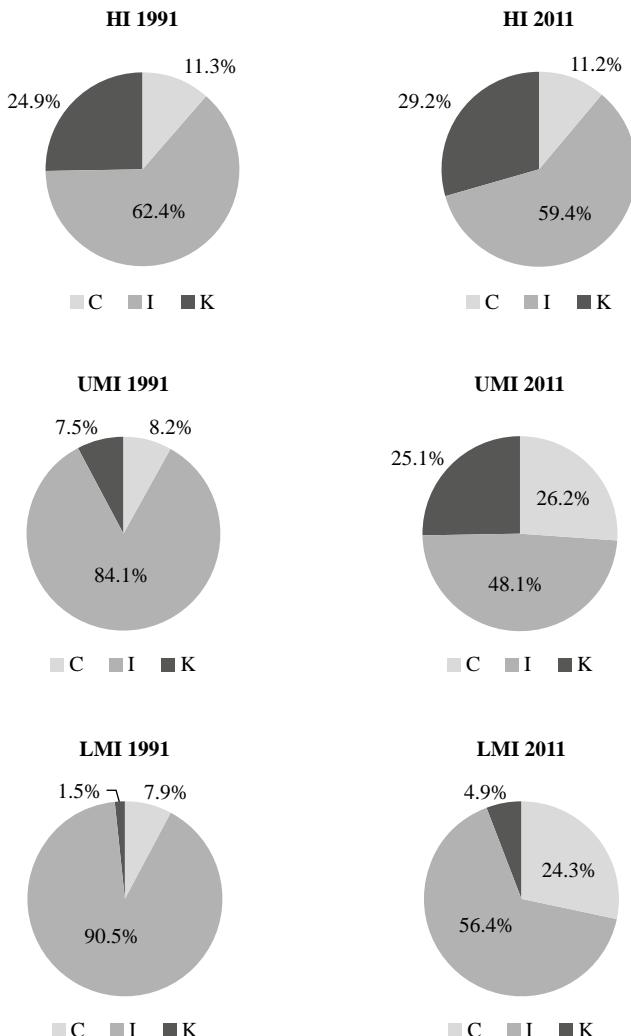


HI: high income countries; UMI: upper middle income countries; LMI: lower middle income countries; C: consumption goods; I: intermediate goods; K: capital goods.

Source: Authors' calculations based on DIAN/DANE data.

Graph A1.2.

Composition of Colombian Imports Based On Main Types of Trade Partners, According to the BEC Classification



HI: high income countries; UMI: upper middle income countries; LMI: lower middle income countries; C: consumption goods; I: intermediate goods; K: capital goods.

Source: Authors' calculations based on DIAN/DANE data.

ARTÍCULO

CONCENTRACIÓN ECONÓMICA Y COMERCIO INTERNACIONAL. LA CONDICIÓN MARSHALL-LERNER EN LA ARGENTINA (1993-2013)

Pablo Ignacio Chena
Carolina Bosnic

Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403.

El presente artículo estudia los efectos de la concentración económica en la pérdida de sensibilidad de la balanza comercial a las variaciones del tipo de cambio real (TCR). Para esto se analizan los flujos comerciales de la Argentina (1993-2013), con el doble objetivo de, por un lado, identificar el cumplimiento

P. I. Chena

Doctor en Economía. Investigador del Centro de Estudios e Investigaciones Laborales (CEIL), Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet). Profesor de la Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Correo electrónico: pablochena@gmail.com.

C. Bosnic

Licenciada en Economía. Maestrando en Políticas de Desarrollo. Analista en la Subsecretaría de Coordinación Económica del Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, Argentina. Correo electrónico: carolinabosnic@gmail.com.

Sugerencia de citación: Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.54921](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.54921).

Este artículo fue recibido el 24 de diciembre de 2015, ajustado el 16 de marzo de 2016 y su publicación aprobada el 7 de abril de 2016.

de la condición Marshall-Lerner (CML) y, por otro, determinar la influencia de la concentración económica sobre la misma. Los resultados alcanzados muestran que los movimientos del TCR no generan cambios significativos en la balanza comercial. Sin embargo, cuando se aíslan los efectos directos e indirectos de la concentración económica, la balanza comercial aumenta su sensibilidad al TCR y se cumple la CML.

Palabras clave: concentración, tipo de cambio real, condición Marshall-Lerner, Argentina.

JEL: F14, F43, O54.

Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Economic concentration and international trade. The Marshall-Lerner condition in Argentina (1993-2013). Cuadernos de Economía, 36(71), 379-403.

This paper analyses the effects that economic concentration on trade balance sensitivity has on changes in the Real Exchange Rate (RER). It uses Argentinian trade flows statistical data over the 1993-2013 period, with the dual purpose of identifying whether the Marshall- Lerner Condition (MLC) is met as well as the impacts of economic concentration on it. The evidence showed that RER movements do not generate significant changes in the trade balance; however, when the direct and indirect effects of the economic concentration are isolated, the sensitivity to RER increases and the MLC is met.

Keywords: Concentration, real exchange rate, Marshall-Lerner Condition, Argentina.

JEL: F14, F43, O54.

Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentration économique et commerce international. La condition Marshall-Lerner en Argentine (1993-2013). Cuadernos de Economía, 36(71), 379-403.

Cet article étudie les effets de la concentration économique sur la perte de sensibilité de la balance commerciale aux variations du type de change réel (TCR). Pour cela nous analysons les flux commerciaux de l'Argentine (1993-2013) avec le double objectif, d'une part, d'identifier le respect de la condition Marshall-Lerner (CML) et, de l'autre, de déterminer l'influence de la concentration économique sur celle-ci. Les résultats auxquels nous parvenons montrent que les mouvements du TCR n'entraînent pas de changements significatifs sur la balance commerciale. Cependant, quand on isole les effets directs et indirects de la concentration économique, la balance commerciale augmente sa sensibilité au TCR et respecte la CML.

Mots-clés : Concentration, type de change réel, condition Marshall-Lerner, Argentina.

JEL : F14, F43, O54.

Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentração econômica e comércio internacional. A condição Marshall-Lerner na Argentina (1993-2013). Cuadernos de Economía, 36(71), 379-403.

Este artigo estuda os efeitos da concentração econômica na perda de sensibilidade da balança comercial às variações da taxa de câmbio real (TCR). Para isto, são analisados os fluxos comerciais da Argentina (1993-2013), com o duplo objetivo de, de um lado, identificar o cumprimento da condição Marshall-Lerner (CML) y, do outro, determinar a influência da concentração econômica sobre a mesma. Os resultados atingidos mostram que os movimentos do TCR não geram mudanças significativas na balança comercial. No entanto, quando isolamos os efeitos diretos e indiretos da concentração econômica, a balança comercial aumenta a sua sensibilidade ao TCR e a CML é cumprida.

Palavras-chave: Concentração, taxa de câmbio real, condição Marshall-Lerner, Argentina.

JEL: F14, F43, O54.

INTRODUCCIÓN¹

Para el enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP), los déficits o superávit comerciales son temporales y reflejan un exceso de oferta (o demanda) de dinero que es eliminado automáticamente por el mercado, a través de modificaciones en los precios relativos, sin afectar el nivel de empleo. Este mecanismo de ajuste supone al menos dos postulados claves: primero, alta flexibilidad de los precios con respecto a cambios en la demanda y, segundo, el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner (CML) para las elasticidades precio del comercio exterior. De acuerdo con esta última, las devaluaciones mejoran la balanza comercial en el largo plazo si la suma de las elasticidades precios de demanda por exportaciones e importaciones es, en valor absoluto, superior a la unidad. Sin embargo, en ciertos casos, las rigideces provocadas por los contratos confeccionados en momentos previos a la devaluación hacen que dicha condición no se cumpla en el corto plazo. En estas circunstancias se dice que la balanza comercial sigue un comportamiento del tipo “curva J”, con un empeoramiento inicial y posterior mejora (Gandolfo, 1994).

Los autores de la escuela poskeynesiana fueron particularmente críticos con el primero de los supuestos del EMBP. Para ellos, los precios son relativamente inflexibles respecto de las modificaciones en la demanda, por tal razón el comercio internacional puede convertirse en un límite al pleno empleo de la mano de obra (Bhaduri, 1986; Thirlwall, 1979). Por otra parte, investigaciones recientes destacan el efecto desfavorable que tiene la concentración del comercio exterior en cadenas transnacionales de valor (CTV), sobre la sensibilidad de las exportaciones al tipo de cambio real (TCR) (Ahmed, Appendino y Ruta, 2015; Amiti, Its-khoki y Konings, 2014).

En este contexto, el presente trabajo estima la CML en la Argentina, durante el período 1993-2013, con dos grandes objetivos; por un lado, identificar su cumplimiento y, por otro, determinar la influencia de la concentración económica sobre la misma a través de los canales financiero y comercial.

El estudio del caso argentino resulta particularmente interesante a nivel teórico debido a los problemas de restricción externa y de elevada volatilidad macroeconómica que caracterizaron su historia económica (Diamand, 1972; Díaz, 1963). En lo que respecta al período de estudio, el mismo tiene la ventaja de incluir regímenes cambiarios diferentes, uno caracterizado por el tipo de cambio fijo y rígido (conocido como *convertibilidad*), vigente entre 1991 y 2001, y otro de tipo de cambio flexible y administrado, en el período 2002-2013.

Para cumplir con estos objetivos el artículo se estructura en cuatro secciones. La primera sección revisa la literatura teórica y empírica existente sobre los posi-

¹ Los autores agradecen al profesor Juan Carlos Moreno-Brid y a los evaluadores anónimos de esta revista por sus valiosos comentarios. Es importante aclarar que los errores u omisiones que puedan existir en el artículo son responsabilidad exclusiva de los autores.

bles efectos de una variación del TCR en los flujos comerciales de países desarrollados y en desarrollo. La segunda sección comienza con una breve descripción de las variables y del método econométrico utilizado, luego se estima la CML en la Argentina, para el período 1991-2013, con series alternativas de TCR. Posteriormente, en la tercera sección, se estudian los efectos de los flujos de capitales financieros y de las variaciones en el grado de concentración productiva sobre el cumplimiento de la CML. En la última sección se esgrimen las principales reflexiones finales del trabajo.

LA IMPORTANCIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LOS FLUJOS COMERCIALES

La evidencia empírica respecto del cumplimiento de la CML en países desarrollados es contradictoria. Rose y Yellen (1989) analizaron su comportamiento en Estados Unidos, a partir de un modelo simple de balanza comercial estimado a través del procedimiento de cointegración de Engle y Granger (1987), y no encontraron una relación estadísticamente confiable entre la dinámica de la balanza comercial y la variación del TCR. Por otro lado, Boyd, Caporale y Smith (2001) estudiaron el efecto de una variación en el TCR sobre la balanza comercial de ocho países (Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Holanda, Reino Unido y Estados Unidos) a partir de tres técnicas económicas diferentes y llegaron a la conclusión de que la CML se cumple solo para Alemania, Canadá, Japón y Estados Unidos. Con un esquema similar, Hsing (2010) estimó la CML a partir del comercio bilateral entre Estados Unidos y Hong Kong, India, Japón, Corea, Malasia, Pakistán, Singapur y Tailandia, el resultado fue que la misma se cumple en los casos de India, Japón, Corea y Pakistán, utilizando tanto el índice de precios al consumidor (IPC) como el índice de precios al productor (PPI). Mientras que para Hong Kong, Singapur y Tailandia se verifica su cumplimiento solo si se utiliza el IPC, y no se cumple para Malasia. En igual sentido, Wilson (2001) investigó la relación existente entre la balanza comercial y el tipo de cambio real resultante del comercio bilateral entre Estados Unidos y Japón, con respecto a Singapur, Corea y Malasia, a través de una metodología similar a la utilizada por Rose y Yellen (1989). La conclusión a la que se arribó es que las variaciones en el TCR no generaron un impacto significativo sobre la balanza comercial bilateral de dichos países. En una investigación reciente, Ahmed *et al.* (2015) muestran un importante descenso en la elasticidad precio de las exportaciones para un grupo de 46 países (desarrollados y en desarrollo), durante el período 1996-2012.

Si se indaga en los motivos teóricos por los cuales puede no cumplirse la CML, en las últimas décadas los argumentos giran en torno a dos grandes ejes: la importancia creciente que tienen las grandes corporaciones en el comercio internacional y la dinámica del cambio tecnológico. A modo de ejemplo podemos señalar que, para la escuela poskeynesiana, el *efecto precio* en el ajuste de la balanza de pagos no es significativo debido, principalmente, al hecho de que los mercados

de exportación e importación están compuestos por estructuras oligopólicas que fijan precios por medio de un cierto margen de ganancias sobre los costos unitarios de producción. En este contexto, los intentos de equilibrar los déficits de cuenta corriente a través de devaluaciones nominales no tienen efectos reales de largo plazo, producto del incremento en el valor de las importaciones y de la resistencia de los salarios reales a bajar (McCombie, 1993).

Para la escuela evolucionista, los motivos de la baja sensibilidad de los flujos comerciales a los precios relativos está en la dinámica focalizada que tiene el progreso técnico generado en las actividades de *learning by doing e investigación y desarrollo*². Dicha escuela destaca que las empresas, a la hora de elegir sus formas de producir, no toman en cuenta solo los precios relativos, sino también las posibilidades de progreso técnico futuro que ofrece cada técnica y la acumulación diferente de conocimientos específicos que se pierden si se realiza un cambio drástico en la producción por modificaciones en los precios (Atkinson y Stiglitz, 1969). La dinámica evolutiva del progreso técnico disminuye, entonces, la relevancia primaria que la economía neoclásica otorga a los precios relativos y aumenta la importancia de la historia en los flujos de bienes comerciados por cada país (Cimoli, 1988).

Por otra parte, investigaciones recientes muestran que la concentración de las exportaciones en CTV disminuye las elasticidades precio de las mismas debido a los encadenamientos, hacia atrás y hacia adelante, que genera entre producciones ubicadas en diferentes regiones. En este contexto, las depreciaciones del TCR a nivel de cada país mejoran la competitividad del valor agregado doméstico pero aumentan el costo de los insumos importados, lo que disminuye sus efectos reales. Para el caso de las CTV exportadoras de insumos intermedios, que luego son reprocesados para su venta a terceros países, las mejoras en competitividad pueden ser apropiadas por productores ubicados aguas abajo (Ahmed *et al.*, 2015).

Un resultado similar encuentran Amiti *et al.* (2014) al detectar que, para las firmas con alta participación de mercado y elevada cantidad de componentes importados en la producción, el efecto del tipo de cambio en el precio de las exportaciones es mínimo. Mientras que en el caso de pequeños exportadores con baja participación de componentes importados dicho efecto es máximo. Para estos autores el fenómeno anterior obedece, primero, al impacto de las importaciones en el costo marginal y, segundo, al efecto del poder de mercado sobre el *mark up* de precios³. Esto los lleva a concluir que cuanto más intensivos en importaciones son los bienes exportados y mayor es el porcentaje de participación de

² En contraste con la visión neoclásica tradicional que describe al progreso técnico como un traslado general en la función de costos de las empresas (Atkinson y Stiglitz, 1969).

³ Sobre este aspecto, Atkeson y Burstein (2008) muestran que, en un escenario de competencia imperfecta, con costos de comercio internacional positivos y perfecta flexibilidad de precios, las empresas aplican una estrategia de *pricing to market* que disminuye de manera persistente la sensibilidad de los precios relativos a los cambios en el TCR. En igual sentido, Berman, Martin y Mayer (2012) muestran que las grandes firmas exportadoras tienden absorber las depreciaciones del TCR y aumentan significativamente más su *mark up* que sus volúmenes exportados.

mercado de las empresas exportadoras, menor es el efecto del TCR sobre los flujos de comercio (Amiti *et al.*, 2014). De esta forma, el efecto de la concentración impacta por ambos canales al incrementar, por un lado, el porcentaje de participación de las empresas en el mercado y, por otro, la intensidad de las importaciones⁴.

Para el caso de las economías latinoamericanas, los resultados respecto al cumplimiento de la CML son disímiles. Por ejemplo, Rose (1990) analiza el impacto de las devaluaciones sobre la balanza comercial y no encuentra evidencia respecto de un efecto positivo de largo plazo para países como Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay. También López y Cruz (2000) analizan dicha condición en Argentina, Brasil, Colombia y México, durante el período 1968-1996, y observan que se cumple para Colombia y Argentina y no se cumple para Brasil y México. Hsing (2008) investiga el cumplimiento de la CML para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Uruguay para destacar que no se cumple en los casos de Chile, Colombia y Perú. Por otra parte, Obando y Hassan (2005) estiman la CML para el caso específico de Colombia (1980-2001), a través del procedimiento de cointegración de Johansen, y encuentran que la misma se cumple.

En lo que respecta al caso argentino, y en relación con los regímenes cambiarios, Matesanz y Fugarolas (2006) verifican el cumplimiento de la CML para el período 1962-2005, cuando se incluye el período de la Convertibilidad (1991-2001), y su no cumplimiento en los períodos donde el TCR fue flexible (1962-1990). En la misma línea se encuentra Hristov (2002), que destaca el cumplimiento de la CML durante los años de Convertibilidad. Sin embargo, estudios recientes encuentran que la CML no se cumple para el período 1996-2013, independientemente del régimen cambiario subyacente (Zack y Dalle, 2014), y que el crecimiento de largo plazo de la Argentina se encontró restringido por la balanza de pagos en el período 1976-2006 (Chena, 2014).

Con el propósito de aportar evidencia nueva a este debate, en la sección siguiente se estima el comportamiento de la CML para las últimas dos décadas de la historia económica argentina con series alternativas de TCR. Luego se analizan los efectos que sobre la misma tienen, por un lado, la movilidad de los flujos de capitales financieros y, por otro, los niveles de concentración productiva.

ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA CONDICIÓN MARSHALL-LERNER EN LA ARGENTINA (1993-2013)

Para el abordaje empírico se parte del análisis simplificado realizado por Rose (1991) y Boyd *et al.* (2001), quienes definen la balanza comercial como el cociente entre el valor de las exportaciones e importaciones.

⁴ Los grandes exportadores son simultáneamente grandes importadores (Amiti *et al.*, 2014).

$$B_t = (P_t X_t) / (P_t^* S_t M_t)$$

En este caso, la balanza comercial (B_t) está representada por el cociente entre el volumen de exportaciones (X_t) y sus precios en moneda doméstica (P_t); el volumen de importaciones (M_t), su precio internacional (P_t^*) y el tipo de cambio nominal (S_t), definido como el precio de la divisa expresado en moneda local. Al aplicar logaritmo natural en ambos lados de la ecuación obtenemos:

$$b_t = x_t - m_t - (s_t - p_t + p_t^*) = x_t - m_t - e_t \quad (1)$$

Donde: $e_t = (s_t - p_t + p_t^*)$ es el tipo de cambio real y $x_t = \alpha_x + \beta^* y_t^* + \mu_x e_t + \gamma_x$, junto a $m_t = \alpha_m + \beta_m y_t + \mu_m e_t + \gamma_m$, representan la demanda de largo plazo de exportaciones e importaciones respectivamente, siendo β^* , β , μ_m y μ_x , los coeficientes que acompañan a las variables independientes e Y^* el producto mundial⁵.

Al reemplazar y agrupar los términos anteriores llegamos a la siguiente ecuación de la balanza comercial:

$$b_t = (\alpha_x - \alpha_m) + \beta^* y_t^* - \beta_m y_t + (\mu_x + \mu_m - 1)e_t + (\gamma_x - \gamma_m)t \quad (2)$$

Donde el coeficiente que acompaña a e_t capture el cumplimiento o no de la CML. Mientras que la tendencia (t) expresa las variaciones en los términos de intercambio, mejoras de calidad o cambios en las políticas comerciales.

Si $\mu_x + \mu_m > 1$, se cumple la CML, donde μ_x representa la elasticidad precio de la demanda por exportaciones y μ_m la elasticidad precio de la demanda por importaciones.

Al reescribir la ecuación (2) como $b_t = \alpha + \beta^* y_t^* - \beta_m y_t + \mu e_t + \gamma_t$, en donde $\alpha = (\alpha_x - \alpha_m)$, y $\mu = (\mu_x + \mu_m - 1)$, se obtiene la ecuación (3) que representa el desvío respecto al equilibrio de largo plazo, y el vector de cointegración de base (z_t) que será testeado econometricamente

$$z_t = \alpha + \beta^* y_t^* - \beta_m y_t + \mu e_t + \gamma_t - b_t \quad (3)$$

Las series utilizadas para la estimación tienen frecuencia trimestral y comprenden el período 1993-2013. Previo a su uso fueron desestacionalizadas a través del método X12-ARIMA y expresadas en logaritmos⁶. Los datos provienen de las fuentes detalladas en la Tabla 1.

⁵ Las letras minúsculas expresan los logaritmos de las variables originales expresadas en mayúscula.

⁶ Para el caso de las estimaciones realizadas en este trabajo, la significatividad de los coeficientes no cambia al tomar en cuenta las series originales sin desestacionalizar. Sin embargo, ignorar la posible estacionalidad de las series acarrea otro tipo de problemas, a nivel de las estimaciones, que también es importante evaluar a la hora de tomar dicha decisión metodológica.

Tabla 1.
Descripción de variables y fuentes utilizadas

Variable	Definición	Fuente	Unidad de medida
B	Balanza comercial: ratio de exportaciones e importaciones de bienes y servicios valuadas a precios FOB y CIF, respectivamente.	Centro de Economía Internacional. Ministerio de Relaciones y Culto de la República Argentina.	Millones de USD corrientes
E	Tipo de cambio real multilateral 1: es el promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales de los principales socios comerciales de Argentina. Para su construcción se utilizó el cociente entre los índices de precios al consumidor de los países socios, ponderados por su participación en el comercio, y el índice de precios al consumidor (IPC) de Argentina, multiplicado por tipo de cambio nominal bilateral.	Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina. Los datos de IPC utilizados corresponden a los elaborados por el Indec para el período (1993-2006). Desde 2007 a 2013 se empalma con la serie de IPC elaborada por el Centro de Estudios y Formación de la República Argentina (Cifra) ^a .	Índice base 1993 = 100
E*	Tipo de cambio real multilateral 2: es el promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales de los principales socios comerciales de Argentina. Para su construcción se utilizó el cociente entre los índices de precios al consumidor de los países socios, ponderados por su participación en el comercio, y el IPC de Argentina, multiplicado por tipo de cambio nominal bilateral.	Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina. Los datos de IPC utilizados corresponden a los elaborados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina (Indec).	Índice base 1993 = 100
Y	Producto bruto interno: suma de los componentes de la demanda agregada.	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina.	Precios constantes de 1993
VF	Movimientos financieros: se estima a través de la cuenta financiera del balance de pagos.	Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina.	Millones de USD corrientes

(Continúa)

Tabla 1. (*Continuación*)

Descripción de variables y fuentes utilizadas

Variable	Definición	Fuente	Unidad de medida
VC	Concentración comercial: se construyó con base en el valor agregado bruto generado por las 500 empresas no financieras más grandes de la Argentina.	Encuesta Nacional a Grandes Empresas (ENGE). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina.	Millones de pesos constantes

^a A partir del primer trimestre de 2007 se optó por reemplazar la serie de IPC-Indec por la serie alternativa “IPC-Cifra”, basada en un promedio de las estadísticas de precios al consumidor de diferentes provincias (Cifra, 2012). El objetivo es evitar las especulaciones que existen respecto de la veracidad de las mediciones realizadas por el IPC-Indec a partir de esa fecha.

Fuente: elaboración propia.

La técnica econométrica que se utiliza para testear las relaciones de largo plazo implícitas en la CML es la cointegración. El método se desarrolla en dos etapas⁷. La primera consiste en realizar un análisis de cada una de las variables por separado y determinar si responden a un proceso estacionario de tendencia o en diferencias, para fijar luego su orden de integración (que es el número de veces que hay que diferenciarla para transformarla en estacionaria). Para el estudio de estacionariedad se utiliza el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF), a través del procedimiento de Holden y Perman (1994), que propone estimar diferentes ecuaciones contrastando simultáneamente la no estacionariedad y la adecuación de los términos deterministas. Los resultados obtenidos en la Tabla A1.1 del Anexo 1 muestran que todas las series utilizadas son estacionarias de grado uno. La segunda etapa consiste en estudiar si una combinación lineal de las variables bajo análisis es estacionaria o, lo que es lo mismo, si se encuentran cointegradas.

Estimación de la CML con series alternativas de TCR

Para evitar especulaciones que puedan surgir por la desconfianza que existe sobre las mediciones del IPC-Indec, desde comienzos de 2007, en esta primera subsección se analiza el cumplimiento de la CML, durante el período 1993-2013, con dos mediciones alternativas del TCR. La primera está compuesta por valores del IPC-Indec hasta el IV trimestre de 2006 y continúa con el IPC-Cifra, desde el I trimestres de 2007 en adelante (E). La segunda toma en cuenta la serie de IPC-Indec para todo el período (E*) (véase Tabla A1.1 del Anexo 1).

El método de estimación propuesto requiere, como primer paso, determinar la longitud óptima de los rezagos del VAR que garantiza que los residuos sean ruido

⁷ En este caso nos referimos a la metodología en dos etapas de Engle y Granger (1987) que contrasta, primero, si las series individuales son I(1) y, segundo, si la relación de cointegración es I(0).

blanco. En las Tablas A2.1 y A2.2 del Anexo 2 se analiza el número óptimo de rezagos y los resultados de los test de los residuos⁸ para ambas variantes de medición del TCR (ecuaciones 4 y 5)⁹.

Luego de estimar el VAR y verificar su robustez, el siguiente paso consiste en evaluar la posible existencia de relaciones estables de largo plazo entre las variables, para esto se utiliza el test de rango reducido de Johansen (1988) y Johansen y Jørgen (1990). Dicha técnica de cointegración contrasta, como hipótesis nula, el número de relaciones de cointegración de acuerdo con el test de la traza, conjuntamente con el del autovalor máximo. Los resultados del procedimiento de Johansen para ambos métodos permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración, contra la alternativa de que existe por lo menos un vector de cointegración con un nivel de significación del 5% para ambas alternativas de construcción del TCR (e y e^*), (véanse Tablas 2 y 3, respectivamente).

Tabla 2.

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (4)

Test de traza				
Test de cointegración sin restricciones (traza)				
Nº de ec.(s)	Eigenvalue	Estadístico	0,05	
Ninguna *	0,422742	7.943.973	4.017.493	0,0000
Al menos 1 *	0,213699	3.218.565	2.427.596	0,0041
Al menos 2	0,122649	1.150.992	1.232.090	0,0681
Al menos 3	0,002984	0,256995	4.129.906	0,6718

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Test de Eigenvalue				
Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)				
Nº de ec.(s)	Eigenvalue	Max-Eigenvalue	0,05	
Ninguna *	0,422742	4.725.408	2.415.921	0,0000
Al menos 1 *	0,213699	2.067.573	1.779.730	0,0179
Al menos 2	0,122649	1.125.293	1.122.480	0,0494
Al menos 3	0,002984	0,256995	4.129.906	0,6718

Test de Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

⁸ Los test de heterocedasticidad y autocorrelación se muestran en la Tabla A2.1 y el de normalidad en la Tabla A2.2 del Anexo 2.

⁹ Así como también para el resto de las ecuaciones de cointegración utilizadas en el trabajo.

Tabla 3.

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (5)

Test de traza				
Test de cointegración sin restricciones (traza)				
		Traza	0,05	
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,420335	7.563.744	4.017.493	0,0000
Al menos 1 *	0,216110	2.874.117	2.427.596	0,0128
Al menos 2	0,067865	7.801.337	1.232.090	0,2525
Al menos 3	0,020228	1.757.429	4.129.906	0,2175

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Test de Eigenvalue				
Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)				
		Max-Eigen Eigenvalue	0,05	
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,420335	4.689.627	2.415.921	0,0000
Al menos 1 *	0,216110	2.093.984	1.779.730	0,0163
Al menos 2	0,067865	6.043.908	1.122.480	0,3447
Al menos 3	0,020228	1.757.429	4.129.906	0,2175

Test de Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

A partir de los resultados de las tablas anteriores se puede concluir que las variables b_t , y_t , y_t^* , e_t están cointegradas, así como también b_t , y_t , y_t^* , e_t^* ; y que existe al menos una combinación entre ellas que es estacionaria para ambos casos. Del análisis del VEC surge que:

- a) La ecuación de cointegración de largo plazo para e_t es la siguiente:

$$b_t = -1,257y_t + 1,719y_t^* + 0,316e_t \quad (4)$$

$$(0,43437) (0,51505) (0,05746)$$

$$[2,890] [-3,330] [-1,331]**$$

**No significativas al 5%.

b) La ecuación de cointegración de largo plazo para e_t^* es la siguiente:

$$b_t = -0,769y_t + 1,868y_t^* + 0,186e_t^* \quad (5)$$

(0,06847)	(0,17605)	(0,10183)
[11,235]	[-10,612]	[-1,831]**

**No significativas al 5%.

En ambas ecuaciones se observa que y_t e y_t^* son estadísticamente significativas y tienen un efecto acorde con lo esperado por la teoría económica. Mientras que las variables e_t y e_t^* presentan un coeficiente que no es significativamente distinto de cero en el largo plazo. En consecuencia, podemos concluir que no se cumple la CML para el período analizado, independientemente de la medición del TCR que se utilice. A continuación se analizan los posibles efectos que tiene la concentración económica sobre la reducida sensibilidad del comercio internacional a los cambios en los precios relativos.

Efectos de la concentración económica sobre la CML

En esta sección se estiman los efectos que tiene la concentración económica sobre el comercio internacional a través de dos grandes canales: a) el financiero, que busca captar el impacto conjunto de los flujos de inversión extranjera directa (IED), inversiones de cartera de corto plazo y el movimientos de otros activos o pasivos financieros, sobre los flujos comerciales y b) el productivo, cuyo objetivo es capturar el efecto que tiene la concentración de la producción en grandes empresas sobre la balanza comercial.

a) El canal financiero

Para estimar el efecto de largo plazo que tienen las operaciones financieras sobre la sensibilidad de b_t , respecto de e_t , se incorpora en la ecuación (3) la variable financiera (vf_t), como variable de control, que comprende a la “cuenta financiera de la balanza de pagos”¹⁰. Dicha cuenta registra las transacciones de activos y pasivos financieros entre residentes y no residentes bajo los conceptos de inversión directa, inversión de cartera y otros activos y pasivos con el exterior (Indec, 2007).

La variable capta, específicamente, los movimientos de capitales originados en: a) aportes de efectivo, capitalización de pasivos o aportes de otros bienes tangibles e intangibles, b) transacciones por deudas entre empresas afiliadas, que comprenden préstamos de fondos entre filiales, sucursales, empresas asociadas y deudas con casas matrices y filiales, c) reinversión de utilidades, d) compra-venta de acciones y títulos de deuda negociados en mercados financieros, tanto organizados como

¹⁰ Al igual que en los casos anteriores, vf_t representa el logaritmo de la tasa de variación de VF.

no organizados y e) movimientos de fondos originados en otros activos y pasivos como créditos comerciales, depósitos y préstamos bancarios, deudas con proveedores, entre otros¹¹.

Finalmente, para evitar la pérdida de los datos con signo negativo en el traspaso a logaritmos, la serie original fue estandarizada a través del cociente entre la distancia de su valor máximo y el de referencia (en el numerador), y la distancia entre dicho valor máximo y el valor mínimo (en el denominador). De esta forma, la variable vf_t toma valores que oscilan entre 0 y 1.

b) El canal productivo

Para captar los efectos que tiene la concentración de la producción sobre los flujos de la balanza comercial, se incorpora a la ecuación (3) la variable de control vc_t , que es el logaritmo de VC. Esta nueva variable busca captar, como medida de concentración productiva, la importancia relativa de las empresas más grandes del país en el valor agregado bruto de producción. Los datos para armar la serie se obtuvieron de la Encuesta Nacional a Grandes Empresas (ENGE), realizada por el Indec a un panel conformado por las 500 empresas más grandes de la Argentina¹², con representatividad sectorial, excepto en los sectores financiero, agropecuario y de servicios personales. Los datos fueron trimestralizados en base a prorrtear, en proporciones iguales por cada trimestre, la variación anual en el porcentaje de concentración del valor agregado bruto de producción en dichas empresas¹³.

El análisis econométrico expresado en la ecuación (6) surge de seguir la metodología de lo general a lo particular, extendiendo la ecuación (3) para incorporar todas las variables que se consideran relevantes a la hora de explicar el comportamiento de b_t (como y_t^* , y_t , e_t , vc_t , vf_t). Los test de cointegración, que se desarrollan en la Tabla 4, muestran que existen al menos tres relaciones de cointegración entre las variables previas.

En la ecuación de cointegración (6) se destaca que: 1) los aspectos financieros y productivos de la concentración económica no son linealmente independientes, lo que hace que la variable vf_t pierda significatividad estadística y 2) al controlar por los mencionados efectos la CML se cumple. Con respecto al resto de las variables, son significativas y con el signo esperado por la teoría económica, con la excepción de y_t , que no se muestra significativa en su coeficiente.

¹¹Para más detalle véase Indec (2007).

¹²Según el valor bruto de producción.

¹³“La unidad de análisis es el panel de las 500 grandes empresas, por lo que la comparabilidad entre años se refiere al panel como tal y no a las empresas que lo conforman” (Indec, 2014, p. 3).

Tabla 4.

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (6)

Test de traza				
Test de cointegración sin restricciones (traza)				
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	0,05	
Ninguna *	0,699909	1.958.027	9.575.366	0,0000
Al menos 1 *	0,590526	1.151.567	6.981.889	0,0000
Al menos 2 *	0,330430	5.533.366	4.785.613	0,0085
Al menos 3	0,260779	2.845.868	2.979.707	0,0707
Al menos 4	0,114584	8.214.047	1.549.471	0,4428
Al menos 5	0,000900	0,060320	3.841.466	0,8060

Test de traza indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Test de Eigenvalue				
Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)				
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	0,05	
Ninguna *	0,699909	8.064.594	4.007.757	0,0000
Al menos 1 *	0,590526	5.982.306	3.387.687	0,0000
Al menos 2	0,330430	2.687.498	2.758.434	0,0614
Al menos 3	0,260779	2.024.463	2.113.162	0,0662
Al menos 4	0,114584	8.153.728	1.426.460	0,3633
Al menos 5	0,000900	0,060320	3.841.466	0,8060

Test Max-Eigenvalue indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

$$\begin{aligned}
 b_t = & 1,003y_t + 2,304y_t^* + 0,931e_t - 2,822vc_t + 0,004vf_t \\
 & (0,58634) (0,96892) (0,40095) (0,65113) (0,05185) \\
 & [-1,497]^{**} [-3,358] [-4,149] [3,733] [-1,631]^{**}
 \end{aligned} \tag{6}$$

**No significativas al 5%.

Para continuar con el método de lo general a lo particular, se optó por eliminar la variable no significativa yf_t . Como resultado, los test de la traza y del autovalor máximo mostraron que existen al menos dos relaciones de cointegración para esta nueva selección de variables (véase Tabla 5).

Tabla 5.

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (7)

Test de traza				
Test de cointegración sin restricciones (traza)				
		Traza	0,05	
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,537084	1.078.250	6.006.141	0,0000
Al menos 1 *	0,346043	5.236.984	4.017.493	0,0019
Al menos 2	0,207740	2.179.043	2.427.596	0,0996
Al menos 3	0,048992	5.024.074	1.232.090	0,5642
Al menos 4	0,019356	1.407.332	4.129.906	0,2757

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Test de Eigenvalue				
Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)				
		Max-Eigenvalue	0,05	
Nº de ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,537084	5.545.512	3.043.961	0,0000
Al menos 1 *	0,346043	3.057.941	2.415.921	0,0059
Al menos 2	0,207740	1.676.636	1.779.730	0,0709
Al menos 3	0,048992	3.616.742	1.122.480	0,6899
Al menos 4	0,019356	1.407.332	4.129.906	0,2757

Test Max-Eigenvalue indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

En este caso, al controlar los efectos de la concentración productiva sobre el comercio internacional, la sensibilidad de la balanza comercial respecto de e_t aumenta al punto de que se cumple la CML. En lo que atañe a y_t e y_t^* , estas se muestran

significativas y con los signos esperados por la teoría económica. Por otra parte, vc_t tiene un efecto directo negativo y significativo sobre b_t ¹⁴.

$$\begin{aligned} b_t = & -0,739 y_t + 3,362 y_t^* + 0,917 e_t - 5,505 vc_t \\ & (0,22798) (0,84734) (0,21746) (0,55543) \\ & [3,244] [-3,968] [-4,217] [2,710] \end{aligned} \quad (7)$$

Antes de pasar a las reflexiones finales es importante destacar que los resultados de las ecuaciones (4) y (5) son los suficientemente robustos para afirmar que las mediciones alternativas de TCR no modifican el bajo impacto de esta variable sobre los saldos comerciales. Sin embargo, la significatividad que muestra b_t respecto de e_t en las ecuaciones (6), (7) y (8) da cuenta de la importancia que tiene, para el caso de Argentina, contemplar los efectos de la concentración económica a la hora de explicar el no cumplimiento de la CML.

Reflexiones finales

El presente artículo constituye un aporte empírico al renovado debate que existe sobre los efectos de la concentración económica en la pérdida de sensibilidad de la balanza comercial a las variaciones en el TCR. Para esto se analizó el caso de la Argentina, durante el período 1993-2013, a través de un modelo simplificado de balanza comercial desarrollado por Rose y Yellen (1989), aplicado empíricamente a través del método de cointegración¹⁵. El objetivo final se focalizó en analizar las reacciones de largo plazo de los saldos de la balanza comercial a los determinantes macroeconómicos comúnmente aceptados por la teoría económica (TCR, E , Y^* , Y), luego de controlar por los flujos financieros y productivos derivados de la concentración económica creciente que se observa en el comercio internacional.

Los resultados obtenidos permiten destacar que, en el largo plazo, los movimientos del TCR no generan cambios significativos en la balanza comercial de Argentina, debido a los valores bajos que poseen las elasticidades precio del comercio exterior. Sin embargo, si se controlan los efectos directos e indirectos de la concentración económica, tanto a través del canal financiero como de aquel relacionado a la concentración productiva, la balanza comercial aumenta su sensibilidad

¹⁴Como ejercicio alternativo, en el Anexo 3 se testeó la ecuación de cointegración con la incorporación de la variable vf_t en reemplazo de $c v_t$. Los resultados muestran que dicha variable es significativa y que la CML se cumple. Lo que muestra la robustez de los resultados alcanzados para el coeficiente que acompaña a e_t .

¹⁵Agradecemos el comentario de un referí anónimo de esta revista, quien nos alertó sobre nuevas metodologías empíricas, basadas en los conceptos de integración y cointegración fraccional, que pueden ser útiles también en este contexto (por ejemplo, Hualde y Robinson, 2003, 2007 y Marignucci y Robinson, 1999).

al TCR, al punto de que se cumple la CML. Estos resultados se encuentran en línea con los desarrollos teóricos que destacan, como hecho estilizado, que cuando el comercio exterior está dominado por CTV el efecto del TCR en las exportaciones disminuye. Dicho fenómeno puede deberse a los encadenamientos que se generan entre producciones ubicadas en diferentes regiones, lo que hace que las importaciones tengan un impacto significativo en el costo marginal, o bien, al efecto del poder de mercado sobre el *mark up* de precios (Amiti *et al.*, 2014). Ambos fenómenos hacen que, cuanto más intensivos en importaciones son las exportaciones y mayor es el porcentaje de participación de mercado de las empresas exportadoras, menores sean los efectos del TCR sobre los flujos de comercio (Amiti *et al.*, 2014). En este sentido, el efecto de la concentración económica impacta por ambos canales al incrementar, por un lado, el porcentaje de participación de las empresas en el mercado y, por otro, la intensidad de las importaciones.

Es importante señalar que, a nivel econométrico, los impactos directos de los canales financiero y productivo se mostraron significativos cuando se analizaron por separado, pero el primero de ellos perdió relevancia estadística al ser evaluados en forma conjunta, debido a la dependencia estrecha que existe entre ambos.

REFERENCIAS

1. Ahmed, S., Appendino, M., & Ruta, M. (2015). *Depreciations without exports? Global value chains and the exchange rate elasticity of exports* (World Bank Policy Research Working Paper, 7390). World Bank.
2. Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2014). Importers, exporters, and exchange rate disconnect. *The American Economic Review*, 7(104), 1942-1978.
3. Atkeson, A., & Burstein, A. (2008). Pricing-to-market, trade costs, and international relative prices. *American Economic Review*, 5(98), 1998-2031.
4. Atkinson, A., & Stiglitz, J. (1969). A new view of technological change. *Economic Journal*, 79(315), 573-578.
5. Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012). How do different exporters react to exchange rate changes? *Quarterly Journal of Economics*, 1(127), 437-492.
6. Bhaduri, A. (1986). Macroeconomics: The dynamics of commodity production. Armonk. Nueva York: M. E. Sharpe.
7. Boyd, D., Caporale, G., & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance and Economics*, 12(3), 89-96.
8. Chena, P. (2014). Balance-of-payments-constrained growth in Argentina (1976-2006). *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(4), 699-718.

9. Cifra. (2012). *Propuesta de un indicador alternativo de inflación* (Documento de Trabajo). Centro de Investigación y Formación de la República Argentina (CIFRA)- Central de Trabajadores de la Argentina (CTA). Marzo, [http://www.centrocifra.org.ar/docs/CIFRA%20-%20IPC-9%20\(Marzo%202012\).pdf](http://www.centrocifra.org.ar/docs/CIFRA%20-%20IPC-9%20(Marzo%202012).pdf).
10. Cimoli, M. (1988). Technological gaps and institutional asymmetries in a North-South model with a continuum of goods. *Metroeconomica*, 39(3), 245-274.
11. Diamand, M. (1972). La estructura productiva desequilibrada y el tipo de cambio. *Desarrollo Económico*, 12(45), 1-23.
12. Díaz, C. (1963). A note on the impact of devaluation and the redistributive impact. *Journal of Political Economy*, 71(6), 577-580.
13. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
14. Fernández-Corugedo, E. (2003). *Exercise on unit-roots (including structural-breaks). Estimating a VECM and the implications of the VECM*. Inglaterra: Center for Central Banking Studies, Bank of England, mimeo.
15. Gandolfo, G. (1994). *International economics II. International monetary theory and open-economy macroeconomics* (2nd revised edition, 1st edition 1987). Berlín: Springer.
16. Holden, D., & Perman, R. (1994). Unit roots and cointegration for the economist. En B. B. Rao, *Cointegration for the applied economist*. Nueva York: Saint Martin Press.
17. Hristov, K. (2002). *Fundamental equilibrium exchange rates and currency boards: Evidence from Argentina and Estonia in the 90's* (Discussion Paper, 22, 213-222). Bulgarian National Bank.
18. Hualde, J., & Robinson, P. M. (2003). Cointegration in fractional systems with unknown integration. *Econometrica*, 6, 1727-1766.
19. Hualde, J., & Robinson, P. M. (2007). Root-n-consistent estimation of weak fractional cointegration. *Journal of Econometrics*, 140, 450-484.
20. Hsing, Y. (2008). A study of the J-Curve for seven selected Latin American countries. *Global Economy Journal*, 8(4), 1-14.
21. Hsing, Y. (2010). Test of the Marshall–Lerner condition for eight selected Asian countries and policy implications. *Global Economic Review*, 39(1), 91-98.
22. Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec). (2007). *Metodología de estimación del balance de pagos*. Dirección Nacional de Cuentas Internacionales. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Secretaría de Política Económica, mayo. Recuperado de http://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/economia/metod_balance.pdf.

23. Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec). (2014). *Grandes Empresas en la Argentina*. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Secretaría de Política Económica, diciembre. Recuperado de http://www.indec.gov.ar/uploads/informesdeprensa/enge_12_14.pdf.
24. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 112, 231-254.
25. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 170-210.
26. Lopez, J., & Cruz, A. (2000). Thirwalls law and beyond: The Latin American experience. *Journal of Postkeynesian Economics*, 22, 477-495.
27. MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
28. Marinucci, D., & Robinson, P. M. (1999). Alternative forms of fractional brownian motion. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 80, 111-122.
29. Matesanz, D., & Fugarolas, G. (2006). *Exchange rate policy and trade balance. A cointegration analysis of the Argentine experience since 1962*. Oviedo: Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo.
30. McCombie, J. (1993). Economic growth, trade intelinkages, and the balance of payments constraint. *Journal of Post Keynesian Economics*, 15(4), 471-505.
31. Obando, H. R., & Hassan, A. R. (2005). Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001. *Ecos de Economía*, 9(20), 147-172.
32. Rose, A., & Yellen, J. (1989). Is there a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68.
33. Rose, A. (1990). Exchange rates and the trade balance: Some evidence from developing countries. *Economics Letters*, 34, 271-275.
34. Rose, A. (1991). The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the 'Marshall-Lerner' condition hold. *Journal of International Economics*, 30, 301-316.
35. Thirlwall, A. (1979). The balance of payments constrained growth as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 128, 45-53.
36. Wilson, P. (2001). Exchange rates and the trade balance for dynamic Asian economies: Does the J-Curve exist for Singapore, Malaysia, and Korea? *Open Economies Review*, 12(4), 389-413.
37. Zack, G., & Dalle, D. (2014). Elasticidades del comercio exterior de la Argentina: ¿una limitación para el crecimiento? *Revista Argentina de Economía Internacional*, 3, 33-71.

ANEXO 1

Test de raíces unitarias

Los test de raíces unitarias se utilizan para determinar el orden de integración de cada una de las variables en estudio. Para esto, previamente se debe estimar el número de retardos óptimos (k) que hay que aplicar a cada una de las series para evitar la posible autocorrelación entre sus residuos. El método que se utilizó para elegir los retardos fue el criterio de Akaike y Schwarz. El análisis de significatividad del estadístico t del Dickey-Fuller aumentado (ADF) nos permite concluir que todas las series son integradas de primer orden I(1) y tienen raíces unitarias a un nivel de confianza del 95%. Por lo tanto, debemos diferenciarlas una vez para convertirlas en estacionaria (véase Tabla A1.1).

Tabla A1.1.

Test de raíz unitaria – Dickey-Fuller aumentado

Variable	k	Tendencia y constante	Constante	No tendencia no constante
ln (B)	0	-2.971.231	-2.992.124	-1.913.727
Dln (B)	0	-8.285.527	-8.136.133	-8.096.300
ln (E)	2	-1.984.326	-1.669.375	-0,142991
Dln (E)	1	-7.542.255	-7.597.120	-7.646.065
ln (Y*)	3	-0,697485	2.624.740	6.016.261
Dln (Y*)	2	-9.850.355	-9.114.934	-2.056.536
ln (Y)	5	-2.516.675	-0.146598	1.843.517
Dln (Y)	4	-3.499.017	-3.472.679	-2.905.758
ln (VF)	2	-6.097.762	-2.240.395	-2.172.918
Dln (VF)	1	-1.165.779	-1.173.214	-1.179.748
ln (VC)	5	-2.431.573	1.436.581	3.180.362
Dln (VC)	3	-4.047.093	-3.058.379	-1.885.855

Fuente: estimaciones en E-Views 7.

ANEXO 2

Análisis de rezagos y residuos

Con el objetivo de diagnosticar la posible autocorrelación entre los residuos se utilizó el multiplicador de Lagrange (ML) y en el caso de heterocedasticidad se aplicó el test de White con Cross Terms (Chi-sq). Finalmente, para el análisis de normalidad se utilizó el test de Jarque-Bera, siguiendo las factorizaciones de Cholesky y Urzúa. La Tabla A2.1 de este anexo muestra un resumen de los resultados obtenidos por los diferentes test, en él se destaca que los residuos no presentan autocorrelación ni heterocedasticidad al 5% de significatividad.

Tabla A2.1.

Test de rezagos y test de heterocedasticidad y autocorrelación de los residuos

Período	Test de rezagos		Test de residuos	
	Criterio	lags	Heterocedasticidad Chi-2	Autocorrelación LM-Est.
Ecuación (4)				
1992-2013	LR, FPE, AIC	5	5.235.042	2.119.077
Ecuación (5)				
1992-2013	LR, FPE, AIC	5	4.907.067	2.464.202
Ecuación (6)				
1992-2013	LR, FPE, AIC, HQ	5	1.248.589	2.715.757
Ecuación (7)				
1992-2013	LR, FPE, AIC, HQ	7	1.052.472	3.828.897
Ecuación (8)				
1992-2013	LR, FPE, AIC, HQ	6	8.992.106	2.454.976

LR: test del estadístico secuencial modificado (cada test al 5%).

FPE: predicción del error final.

AIC: criterio de información de Akaike.

SC: criterio de información de Schwarz.

HQ: criterio de información de Hannan-Quinn.

Fuente: estimaciones en E-Views 7.

Respecto del test de normalidad, si bien las cuatro variables tienen una distribución normal, la misma no es multivariada. Por este motivo, la consistencia del modelo se testeó analizando si las variables cumplen con la propiedad de ausencia de autocorrelación en forma individual (Fernández-Corugedo, 2003).

Tabla A2.2.

Test de normalidad de los residuos

Test de normalidad	
Variable	Test Jarque-Bera
B	3,40
Y*	5,33
E	3,96
E*	1,05
Y	3,01
VF	2,29
VC	5,77

Fuente: estimaciones en E-Views 7.

ANEXO 3

Análisis de cointegración con canal financiero

En el presente anexo se analiza el efecto individual del canal financiero sobre la balanza comercial. Como primer resultado, el test de la traza y del autovalor máximo (véase Tabla A3.1) permiten observar que existen más de dos relaciones de cointegración para las variables analizadas ($b_t, y_t, y_t^*, e_t, vf_t$).

Tabla A3.1.

Test de la traza y del autovalor máximo

Test de traza				
Test de cointegración sin restricciones (traza)				
Nº ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,550140	1.239.126	6.006.141	0,0000
Al menos 1 *	0,386926	7.198.932	4.017.493	0,0000
Al menos 2 *	0,364098	4.018.683	2.427.596	0,0002
Al menos 3	0,142954	1.076.059	1.232.090	0,0900
Al menos 4	0,011220	0,733435	4.129.906	0,4500

Test de traza indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Test de Eigenvalue				
Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)				
Nº ec(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0,550140	5.192.328	3.043.961	0,0000
Al menos 1 *	0,386926	3.180.249	2.415.921	0,0038
Al menos 2 *	0,364098	2.942.624	1.779.730	0,0006
Al menos 3	0,142954	1.002.715	1.122.480	0,0806
Al menos 4	0,011220	0,733435	4.129.906	0,4500

Test de Max-Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

La ecuación de cointegración resultante muestra que, al controlar por el efecto directo de los flujos financieros sobre la balanza comercial (vft), la sensibilidad de la misma a e_t aumenta al punto de que se cumple la CML. En lo que respecta al resto de las variables (y_t , y_t^*), se mantienen significativas y con los signos esperados por la teoría económica, mientras que vft tiene un efecto directo significativo y positivo en b_t , expresado por su coeficiente.

$$\begin{aligned} b_t = & -0,385y_t + 0,640y_t^* + 0,447e_t + 0,179vft \\ & (0,07237) (0,16457) (0,10030) (0,05755) \\ & [5,314] [-3,892] [-4,453] [-3,103] \end{aligned} \quad (8)$$

ARTÍCULO

EL EFECTO DE LA POLÍTICA FISCAL EN EXPANSIÓN Y RECESIÓN PARA ECUADOR: UN MODELO MSVAR

Paúl A. Carrillo Maldonado

Carrillo Maldonado, P. A. (2017). El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405-439.

En este artículo se evidencia el efecto de la política fiscal en la economía de Ecuador, considerando la recesión y expansión entre 2003 y 2013. Para esto se utiliza un MSVAR con el gasto público, ingreso petrolero, impuestos e IAE-NP. Se muestra que el gasto tiene un impacto positivo en la actividad económica, con mayor efecto en tiempos de recesión que en bonanza. El aumento de los impuestos provoca un efecto negativo, con mayor impacto en crisis. El ingreso petrolero genera un efecto

P. A. Carrillo Maldonado

Ingeniero en ciencias económicas y financieras de la Escuela Politécnica Nacional (EPN). Máster en Economía de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO) en Ecuador. Consultor Económista, Subsecretaría de Consistencia Macroeconómica, Ministerio Coordinador de Política Económica (MCPE), Ecuador. Correo electrónico: pcarrillo@mcpe.gob.ec.

El autor agradece los comentarios de Juan Rubio-Ramírez, Wilson Pérez, Gabriela Fernández, Katiusvshka Yáñez, Andrew Blackman, Ana Lucía López, José Ramírez, Ana Rivadeneira y Miguel Acosta. Esta investigación ayuda al autor a obtener la Maestría en Economía en la FLACSO. Las opiniones, errores y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor y no necesariamente reflejan la posición oficial del MCPE o FLACSO, ni de sus autoridades.

Sugerencia de citación: Carrillo Maldonado, P. A. (2017). El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405-439. doi: [10.15446/cuad.econ.v36vn72.53570](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36vn72.53570).

Este artículo fue recibido el 14 de octubre de 2015, ajustado el 22 de febrero de 2016 y su publicación aprobada el 29 de febrero de 2016.

positivo permanente en la economía, con mayor efecto en expansión. Se debe considerar que solo el efecto del incremento de los impuestos tiene significancia estadística, resultado consistente con estudios previos de la economía ecuatoriana.

Palabras clave: política fiscal, PIB, ciclo económico, MSVAR, Ecuador.

JEL: E62, E32, C34, C32.

Carrillo Maldonado, P. A. (2017). The effect of fiscal policy on expansions and recessions in Ecuador: A MSVAR model. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405-439.

This paper provides evidence of the effect of fiscal policy on the Ecuadorian economy in periods of recession and expansion between 2003-2013, using a MSVAR with government spending, oil income, taxes, and an IAE-NP. We show that government spending has a positive impact on economic activity, and there is a greater effect during recessions than there is during expansions. An increase in taxes has a negative effect, and there is a greater effect during times of crisis. Oil income generates a permanent positive impact on the economy, and it has a greater effect during periods of expansion. It should be noted that only the effect of the tax increase is statistically significant: a result that is consistent with previous studies of the Ecuadorian economy.

Keywords: Fiscal policy, GPD, business cycles, MSVAR, Ecuador.

JEL: E62, E32, C34, C32.

Carrillo Maldonado, P. A. (2017). L'effet de la politique fiscale sur l'expansion et la récession en Équateur : Un modèle MSVAR. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405-439.

Cet article montre l'effet de la politique fiscale sur l'économie de l'Équateur, en considérant la récession et l'expansion entre 2003 et 2013. Nous utilisons pour cela un modèle MSVAR avec la dépense publique, le revenu pétrolier, les impôts IAE-NP. Nous montrons que la dépense a un impact positif sur l'activité économique, avec un effet plus important en période de récession que de prospérité. L'augmentation des impôts entraîne un effet négatif dont l'impact est plus fort en période de crise. Le revenu pétrolier a un effet positif permanent sur l'économie, avec un plus grand effet en expansion. Il faut considérer que seul l'effet d'augmentation des impôts possède un effet statistique significatif, résultat basé sur des études préalables de l'économie équatorienne.

Mots-clés : Politique fiscale, PIB, cycle économique, MSVAR, Équateur.

JEL : E62, E32, C34, C32.

Carrillo Maldonado, P. A. (2017). O efeito da política fiscal em expansão e recessão para o Equador: Um modelo MSVAR. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 405-439.

Neste artigo, pode-se ver o efeito da política fiscal na economia do Equador, considerando a recessão e a expansão entre 2003 e 2013. Para isto, é utilizado um MSVAR com o gasto público, renda petrolífera, impostos e IAE-NP. O artigo mostra que o gasto tem um impacto positivo na atividade econômica, com maior efeito em tempos de recessão do que na bonança. O aumento dos impostos provoca um efeito negativo, com maior impacto em épocas de crise. A renda petrolífera gera um efeito positivo permanente na economia, com maior efeito em expansão. Deve-se levar em conta que só o efeito do aumento dos impostos tem significância estatística, resultado consistente com estudos prévios da economia equatoriana.

Palavras-chave: Política fiscal, PIB, ciclo econômico, MSVAR, Equador.

JEL: E62, E32, C34, C32.

INTRODUCCIÓN

En enero del 2000 Ecuador adoptó la dolarización en su sistema económico. Esto implicó dejar en desuso dos componentes de la política económica: la monetaria y la cambiaria, porque los hacedores de política (*policymakers*) no pueden tener control del flujo de moneda en la economía y tampoco modificar el tipo de cambio. Desde esta perspectiva, la política fiscal sería la única herramienta económica que le permitiría al Gobierno intervenir en la economía.

Algunos autores propusieron que, en dolarización, las finanzas públicas —instrumentos de la política fiscal— deberían tener una disciplina: sostenibilidad y liquidez fiscal (Romero, 2003; Schuler, 2002). Esto implicaría cubrir el gasto corriente con los ingresos permanentes para mantener un equilibrio en cada año. Además, se debería reducir la deuda pública y mantener un superávit primario para conservar la sostenibilidad fiscal (equilibrio fiscal dinámico). Según estos autores, este comportamiento conservador de las finanzas públicas generaría estabilidad en el sistema económico y confianza en el sector privado, aunque convertirían a la política fiscal en una camisa de fuerza para el Gobierno.

En los primeros años del nuevo régimen monetario se mantuvo dicha disciplina, con déficits globales menores a uno por ciento del producto interno bruto (PIB), resultados primarios siempre positivos y pagos cumplidos de sus obligaciones financieras. A partir del 2007 el resultado cambia porque los ingresos petroleros y tributarios aumentaron, por cuenta de la financiación de la expansión del gasto de capital y social. Los últimos cambios fueron posibles debido a reformas legales en el sistema tributario, la repartición de la renta petrolera y la composición del gasto del presupuesto general del Estado (Almeida, Carrasco, Oliva y Carrillo, 2012). Dado este comportamiento, es primordial evaluar el efecto macroeconómico de modificar la política fiscal (ingresos fiscales y gasto público) en el Ecuador, tras adoptar la dolarización, ya que permitiría conocer la efectividad de su intervención en el actual sistema económico.

En la literatura, la evaluación del efecto de la política fiscal en los indicadores macroeconómicos tomó mayor relevancia con el documento seminal de Blanchard y Perotti (2002). En esta investigación se utiliza un modelo de vectores autorregresivos estructurales (*Structural Vector Autoregressive*, SVAR) para conocer el efecto de los ingresos y gastos públicos en Estados Unidos después de la Segunda Guerra Mundial. Los autores proponen utilizar la forma de pago de los impuestos, de las transferencias y de los programas sociales para establecer la estructura en el modelo. Se evidencia que el gasto tiene impacto positivo en el PIB y los impuestos generan decrecimiento. Sin embargo, se abstienen de dar conclusiones sobre la magnitud y el tiempo de disolución de los multiplicadores fiscales porque las modificaciones en el modelo generaban impactos y efectos diferentes.

En este sentido, la macroeconomía teórica y empírica todavía no tiene un consenso con referencia al impacto y el canal de transmisión de la política fiscal en algunas variables económicas. La mayoría de las investigaciones muestran que una expansión

del gasto público tiene un efecto positivo del producto y de las horas trabajadas, aunque tampoco se define la magnitud ni el tiempo de persistencia. Lo que sigue en el debate es el signo de la respuesta de variables como el consumo de hogares, la inversión privada, los salarios, entre otras (Melina, 2010). El enfoque teórico y la metodología de evaluación han sido algunos de los determinantes para obtener resultados diferentes (Beetsma, 2008). Un acuerdo de la literatura es que los hacedores de política utilizan los instrumentos de política fiscal para estabilizar la economía en el corto plazo y no en el largo plazo, como lo hace la política monetaria (Hernández de Cos, 2010).

En Ecuador, Pacheco (2006) y Carrillo (2015) utilizaron modelos VAR para explicar el efecto de los impuestos y el gasto sobre el PIB. Carrillo utiliza un modelo VAR estructural de largo plazo para evaluar los efectos de los impuestos en los componentes de demanda del PIB en el período 1993-2009. Este autor construye la estructura con las correlaciones temporales de los ciclos, de este modo llega a concluir que los impuestos indirectos tienen efectos negativos y temporales sobre el PIB y los tributos directos no tienen un efecto significativo. Pacheco presenta un VAR con el ciclo de las variables fiscales y el PIB entre 1989 y 2005. La autora muestra que el aumento del gasto público y de los impuestos tiene efectos negativos en el producto, aunque no son estadísticamente significativos.

En los últimos años el debate sobre el efecto de la política fiscal vuelve a tomar importancia ya que, tras la reciente crisis internacional, los Gobiernos de varios países —en especial, Estados Unidos y Europa— implementaron paquetes fiscales para estimular la demanda agregada y disminuir el impacto de la recesión (Sánchez y Galindo, 2013). La continuidad de dichos estímulos fiscales depende de la efectividad que tengan sobre los indicadores macroeconómicos (Hernández de Cos, 2010). Para evaluar estos paquetes se construyeron los modelos SVAR y de equilibrio lineales, que mostraron limitaciones para predecir los efectos en la economía real. Además, se concluyó que la respuesta de los agregados macroeconómicos depende del estado de la economía (Auerbach y Gorodnichenko, 2012).

Con este antecedente, la reciente literatura aplica modelos que aproximen los estados (crisis o expansión) para evidenciar las diferentes respuestas a los multiplicadores fiscales. Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2011) y Woodford (2011) utilizan modelos de equilibrio general dinámico estocástico (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*, DSGE) para conocer qué factores determinan la magnitud del multiplicador del gasto en tiempos de crisis y expansión. Mientras que otros autores, como Baum y Koester (2011) o Auerbach y Gorodnichenko (2011, 2012), utilizaron modelos de vectores autorregresivos no lineales, específicamente con umbrales o cadenas de Markov (*Threshold VAR*, *TVAR*, o *Markov-Switching VAR*, *MSVAR*) para evaluar la efectividad de los instrumentos de política fiscal en los estados de la economía. Estos modelos muestran que el PIB tiene una respuesta más efectiva ante estímulos fiscales en tiempos de crisis que en períodos de expansión. Además, se evidencia que las relaciones lineales de los modelos VAR y DSGE presentan resultados sesgados e incoherentes con la realidad, ya que su estructura no depende de los estados de la economía (Auerbach y Gorodnichenko, 2012).

El objetivo de la presente investigación es evaluar los efectos de la política fiscal en la actividad económica del Ecuador tras la adopción de la dolarización, debido a que desde el 2000 el Estado solo tenía los ingresos fiscales y el gasto para intervenir en la economía de manera tradicional. Con la dolarización, el Gobierno perdió el control en el flujo de la moneda, con lo que desapareció la política monetaria y la capacidad de devaluar la moneda, esto dejó en desuso la política cambiaria. Además, se escoge a la época de la dolarización ya que no se desea mezclar los estados de la economía con otros cambios estructurales. Pacheco (2006) y Carrillo (2015), por ejemplo, evalúan el efecto de la política fiscal sin considerar el cambio de moneda —de sures a dólares—, hecho que habría podido disolver el impacto de los instrumentos fiscales en el modelo.

El aporte de esta investigación consiste en evidenciar los efectos en distintos estados de la economía, específicamente en expansión y recesión, con un modelo de vectores autorregresivos con cambios de régimen (MSVAR). En concordancia con lo anterior, se comparan los resultados de cada estado con un VAR tradicional para conocer la pertinencia de utilizar un MSVAR en estas evaluaciones macroeconómicas en el país. Para cumplir este propósito se toman los ingresos petroleros, los ingresos no petroleros, el gasto público y el Índice de Actividad Empresarial No Petrolera (IAE-NP), como *proxy* del PIB, entre enero del 2003 y noviembre del 2013, con frecuencia mensual.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente forma: la segunda sección recoge los principales aportes teóricos y empíricos sobre los efectos de la política fiscal en la economía, divididos entre lineales y no lineales; en la tercera parte se presenta un análisis de la evolución de las finanzas públicas; la cuarta parte muestra los datos utilizados y el modelo estimado en la investigación; los resultados del modelo se ubican en la quinta sección; y en la última parte se exponen las conclusiones de la investigación.

LA POLÍTICA FISCAL Y SUS EFECTOS EN LA ECONOMÍA: UNA REVISIÓN DE LITERATURA

A pesar de que los efectos de la política fiscal son importantes en la macroeconomía, no existe un acuerdo sobre su impacto y los canales de transmisión en las diferentes variables. De manera teórica y empírica se ha podido demostrar que la expansión del gasto y la reducción de los impuestos tienen un efecto positivo en el PIB, pero todavía no se concluye el efecto en el consumo, la inversión y otras variables (Melina, 2010). La diferencia del impacto, su persistencia y magnitud dependen del enfoque teórico y metodológico que se utilice (Beetsma, 2008; Melina, 2010). Además, Batini, Callegari y Melina (2012) mencionan que las diferencias se deben al período de análisis, la técnica de estimación, la medición de estabilizadores automáticos, la fase del ciclo económico (expansión o recesión) y el control de las expectativas de la política fiscal. En esta sección se presenta una

revisión de la literatura sobre los efectos de la política fiscal; en primera instancia se presenta una visión lineal del impacto del ingreso y el gasto de Gobierno en el PIB, dividiéndole entre la evidencia teórica y empírica; en la segunda parte se presenta la literatura no lineal de los instrumentos fiscales con la misma división de la primera parte.

Modelos iniciales: lineales

En la teoría keynesiana el Estado es el principal responsable del desempeño macroeconómico de un país. John Maynard Keynes rechazó la idea de que los mercados se ajustaban por sí solos y que encontraban un equilibrio con pleno empleo y bajas tasas de inflación. En resumen, Keynes aseveró que el Gobierno debía emplear política económica para mitigar los problemas económicos (Snowdon y Vane, 2005).

Los keynesianos mencionan que cuando existen altas tasas de desempleo el Estado debería expandir el gasto o reducir los impuestos para estimular la demanda y que la gente vuelva a trabajar. Además, en momentos inflacionarios se debería incrementar los impuestos o disminuir el gasto público para bajar la presión sobre los precios. Estas políticas tendrían implicaciones en el presupuesto estatal y la deuda nacional; en tiempos de crisis, la recaudación de impuestos se reduciría porque caerían los ingresos nacionales y aumentaría el gasto gubernamental en programas sociales (seguro de desempleo), lo que provocaría un déficit presupuestario cíclico (Holt y Pressman, 2001).

En los últimos años la política fiscal se ha utilizado para obtener estabilidad en el corto plazo. La expansión del gasto gubernamental o la reducción de tributos tienen un efecto positivo en el ingreso, pero su tamaño y permanencia dependen de la propensión al consumo y al ahorro futuro. Además, este impacto en el producto es positivo si los precios son fijos (Beetsma, 2008). Desde esta lógica se han realizado estudios teóricos y empíricos para evidenciar los efectos de la política fiscal en la economía. Dentro de los teóricos, la investigación de Baxter y King (1993) es la referente; mientras que el artículo de Blanchard y Perotti (2002) es el documento seminal en la literatura empírica.

Los modelos neoclásicos de ciclos económicos reales (*Real Business Cycles*, RBC) muestran una respuesta positiva del PIB, la inversión privada, el empleo, la productividad de los factores cuando se expande el gasto público; mientras que existen efectos negativos en los sueldos y el consumo de hogares. Además, si el presupuesto es financiado con impuestos distorsionadores el producto no crece tanto o decrece. Mientras que los impuestos no tienen un impacto significativo en la actividad económica si se mantiene constante el gasto (Baxter y King, 1993).

En el mismo enfoque de RBC, la modificación de funciones de utilidad o la introducción de fricciones de mercado, entre otros factores, cambian el tamaño y el signo del impacto de los instrumentos de política fiscal. Ingresar funcio-

nes de utilidad no separables de manera aditiva y una baja elasticidad de consumo intertemporal provocan que la expansión del gasto aumente el consumo y que disminuya la inversión. Además, la introducción de restricciones de crédito provoca que los impuestos tengan un efecto positivo (menor a 1). Además, si se incluyen retrasos en la construcción de obras públicas, el *shock* del gasto provoca que en el corto plazo el PIB tenga un bajo crecimiento o llegue a decrecer y que en el mediano plazo presente una recuperación (Batini *et al.*, 2012).

Los modelos neokeynesianos procuran remediar el efecto negativo de las compras del Gobierno en el consumo privado, encontrado en el enfoque neoclásico. Para esto, algunos autores introducen rigideces nominales de los precios y los salarios en un entorno de competencia monopolística (precio mayor a costo marginal); estos supuestos fueron tomados de la literatura que analiza el impacto de la política monetaria en una economía. Esta propuesta muestra que el aumento del gasto también tiene un efecto ingreso negativo debido al aumento en el pago de impuestos, lo que provoca que disminuya el consumo y aumente la oferta laboral. Sin embargo, mantener los precios rígidos, bajo el esquema monopolístico, conlleva que la expansión del gasto aumente la oferta de producción, la demanda de trabajo y el salario real (Beetsma, 2008).

De manera empírica se puede destacar la utilización de modelos autorregresivos para la evaluación de la política fiscal. El principal problema de estos esquemas es la identificación de la exogeneidad de las variables y de los eventos fiscales. Blanchard y Perotti (2002) utilizan un SVAR para estudiar los efectos de la política fiscal en el PIB. Para determinar que una variable es exógena proponen utilizar información institucional del sistema tributario, de la respuesta tardía del gasto ante cambios en el producto y el ajuste cíclico de los impuestos y las transferencias a través de sus elasticidades. Ellos encuentran que un incremento del gasto tiene un efecto positivo en el PIB, mientras que los impuestos tienen el efecto contrario; la expansión de las compras gubernamentales tiene un efecto positivo en el consumo de hogares; el aumento conjunto del gasto y los tributos provocan que la inversión privada caiga; incluir la anticipación de los agentes ante la política fiscal no altera las conclusiones. Los autores no llegan a una conclusión acerca del tamaño y la persistencia de los instrumentos de Gobierno. Perotti (2002) replica la metodología para Alemania, Australia, Canadá, Estados Unidos e Inglaterra, y llega a las mismas conclusiones.

Ramey y Shapiro (1998) proponen estudiar la respuesta del PIB ante eventos externos como la guerra de Corea, la guerra entre Estados Unidos y Vietnam y la guerra Fría (*Carter-Reagan buildup*) con una regresión autorregresiva y variables dicotómicas (*dummy*). Los autores proponen este análisis univariado indicando que la estimación del impacto de los multiplicadores es similar al multivariado. Además, su objetivo no era la evaluación individual de los eventos —de cada variable dicotómica— sino el promedio de todos. Los resultados muestran que los *shocks* militares tienen efectos positivos temporales en el PIB total y el privado, y la inversión no residencial. Además, el impacto es negativo en el consumo e inversión residencial.

Edelberg, Eichenbaum y Fisher (1999) extienden el estudio anterior con un modelo multivariado (VAR) llegando a las mismas conclusiones.

Perotti (2007) critica la metodología narrativa de Ramey y Shapiro (1998) así como sus extensiones en VAR. El primer cuestionamiento indica que se asume la misma dinámica en la respuesta de la variable macroeconómica para todos los episodios analizados. Además, se reprocha la utilización de rezagos de las variables dicotómicas para explicar las variables no fiscales, ya que existen otros eventos exógenos no considerados y que es apropiado solo incluir el acontecimiento fiscal contemporáneo. Esta metodología admite que las otras variables mantienen su dinamismo después del *shock* gubernamental. Una última crítica de Perotti es que la variable *dummy* comienza inmediatamente después de anunciar el evento fiscal y que el sector privado ya lo previene. Bajo estas críticas, Romer y Romer (2010) proponen modificar la misma metodología narrativa para evaluar los efectos de eventos tributarios. Los autores utilizan los registros oficiales de presidencia para construir la serie de cambios legislativos de los impuestos y su impacto medido en porcentaje del PIB. Esta modificación permite identificar los cambios legales y de otros acontecimientos. En conclusión, se encuentra que el crecimiento de tributos tiene efectos negativos en la inversión y consumo.

Alesina, Favero y Giavazzi (2015) plantean que la evaluación de la política fiscal se debería realizar de manera conjunta en un plan y no como cambios individuales de las variables fiscales. Para este objetivo, los autores utilizan el enfoque narrativo de Romer y Romer (2010) y una base de datos de Devries, Guajardo, Leigh y Pescatori (2011), que recoge los cambios discrecionales en los impuestos y el gasto gubernamental de diecisiete países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) entre 1978 y 2009. Los autores recogen en su análisis los cambios inesperados, anunciados y futuros de la política fiscal de dichos países, que están correlacionados, para evaluar sus efectos en el crecimiento del PIB per cápita, del consumo privado, de Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF) privada, la tasa de interés de corto plazo, la inflación y la confianza de consumidores y empresas. En este trabajo se concluye que los efectos dependen de la composición de la medida, aumento de impuestos o reducción de gastos, o del tiempo de la medida, temporal o permanente; los ajustes basados en gastos están asociados con recesiones leves o de corta duración (en algunos casos no existe efecto recesivo), mientras que los ajustes basados en impuestos provocan recesiones profundas y prolongadas. Los autores sí aclaran que los resultados se evalúan en promedio ocultando fuertes recesiones con procesos expansivos.

Beetsma (2008) realiza una recolección de literatura de los efectos de la política fiscal en condiciones lineales. Este documento clasifica los estudios según el enfoque de análisis, tipo de apertura económica y metodología. Además, analiza los efectos encontrados cuando se combina la política monetaria con la fiscal. Otro aporte de este autor es la propuesta de investigaciones en otras áreas de la economía, un ejemplo de esto es la propuesta sobre analizar el efecto en los diferentes sectores económicos o de la población. Carrillo (2015) recoge la lite-

ratura de la política fiscal sobre Suramérica, mencionando trabajos para Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Uruguay.

Modelos contemporáneos: no lineales

Con la reciente crisis internacional, los Gobiernos implementaron paquetes fiscales (reducción de impuestos, aumento de gasto, entre otros) para estimular la demanda agregada, tratando de amortiguar o salir de este *impasse* (Sánchez y Galindo, 2013). Sin embargo, la permanencia de estos estímulos gubernamentales depende de su efecto positivo en el sistema económico (Hernández de Cos, 2010). Para la evaluación de dicha efectividad se utilizaron SVAR, DSGE y otros modelos macroeconómicos que evidenciaron que los dos primeros tienen limitaciones en la predicción de los efectos por su naturaleza lineal (Auerbach y Gorodnichenko, 2012). Dados estos inconvenientes, la literatura de política fiscal propone utilizar modelos no lineales que recojan los estados de la economía, en especial, crisis y expansión. De esta manera se podrá evaluar, con mayor consistencia y respondiendo a la realidad, los efectos del gasto público y los impuestos. Para esto, se han desarrollado DSGE donde los multiplicadores fiscales varían de acuerdo con la posición del ciclo (Christiano *et al.*, 2011; Woodford, 2011). Además, hay diferentes propuestas de modelos VAR con cambios de régimen mostrando que la política fiscal es más efectiva en recesión que en expansión (Auerbach y Gorodnichenko, 2012; Baum y Koester, 2011; Bognanni, 2013; Ko y Morita, 2013).

Por separado, Christiano *et al.* (2011) y Woodford (2011) emplean modelos de equilibrio general dinámico estocástico para entender en qué circunstancias el multiplicador del gasto tiene diferentes magnitudes. En estas investigaciones se utiliza el enfoque neokeynesiano con salarios flexibles y precios ajustables para poder aislar el efecto de la política monetaria en la actividad económica. Además, suponen que la autoridad monetaria no modificará la tasa de interés ante impactos del crecimiento del gasto público. De esta manera, el Gobierno solo podrá afectar el producto con la política fiscal y su efectividad dependerá del estado de la economía. Por separado, los autores encuentran un multiplicador del gasto menor a 1 (pequeño) cuando la tasa de interés real aumenta como reacción al alza de precios o crecimiento de la economía; mientras que, si la tasa de interés nominal está cerca del cero, el multiplicador es mayor a 1 (grande), siendo esto posible en recesión.

Auerbach y Gorodnichenko (2012) analizan el tamaño de los multiplicadores fiscales en crisis y expansión mediante un modelo de cambio de régimen (TVAR) para los Estados Unidos entre 1947 y 2009. Los autores utilizan series trimestrales en logaritmos del gasto gubernamental, ingresos netos y PIB en dólares del 2000. Además, se emplea la descomposición de Cholesky con el orden mencionado de las variables para la generación de las funciones de impulso respuesta. Auerbach y Gorodnichenko proponen emplear un ajuste normalizado de medias móviles del crecimiento del PIB para la determinación de tiempos de recesión y bonanza. En esta investigación se encontró que la política fiscal es más eficiente

en crisis que en expansión, con un multiplicador del gasto público creciente y mayor que 1, y un aumento de los ingresos públicos netos menos distorsionadores y hasta positivos. También muestran que el consumo y la inversión pública tienen efectos positivos sobre el producto con mayor eficiencia del consumo. Por último, si se consideran las expectativas, estos multiplicadores son más grandes. En el 2011 los mismos autores realizan este análisis para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) obteniendo las mismas conclusiones (Auerbach y Gorodnichenko, 2011).

Baum y Koester (2011) utilizan series trimestrales del gasto público, impuestos netos y producto de Alemania, entre 1976 y 2009, para evaluar la política fiscal. Las variables están en términos reales, desestacionalizadas y en diferencia del logaritmo. Los autores utilizan un modelo de vectores autorregresivos con umbral (TVAR) y utilizan el ciclo del PIB para indicar tiempos de recesión o expansión. Además, construyen un VAR lineal para comparar los resultados. En este documento se encuentra que, en linealidad, el gasto tiene un efecto positivo sobre el PIB y el de los impuestos es negativo. El modelo TVAR muestra que el impacto del gasto es mayor en malos tiempos y limitado en buenos, mientras que los tributos tienen un multiplicador pequeño.

Batini *et al.* (2012) estiman el impacto de la política fiscal en recesión y auge para Estados Unidos, Zona Euro, Francia, Italia y Japón. En la investigación se utiliza un modelo con umbral de vectores autorregresivos (TVAR) y se modela el cambio de régimen con el crecimiento del PIB real. Las variables que ingresan al TVAR son el gasto gubernamental, producto, impuestos netos y la tasa de interés real de corto plazo; todas estas variables están expresadas en términos reales per cápita, en logaritmos, excepto la tasa de interés, y con periodicidad trimestral. Los autores incluyen la tasa de interés para controlar la combinación de política fiscal con la monetaria. Para mostrar los resultados, Batini *et al.* construyen funciones de impulso respuesta no lineales siguiendo a Koop, Pesaran y Potter (1996), permitiendo introducir el cambio de régimen en cada función. Las conclusiones son: los multiplicadores fiscales tienen mayor tamaño en recesión que en expansión, el efecto del gasto es mayor que el de los impuestos y la tasa de interés no tiene un efecto significativo ante los estímulos fiscales.

Baum, Poplawski-Ribeiro y Weber (2012) analizan la relación entre los multiplicadores fiscales y el estado de la economía para Canadá, Francia, Alemania, Japón, Estados Unidos e Inglaterra. Las variables tienen una periodicidad trimestral desde 1965 hasta el 2011, están en términos reales, desestacionalizadas y en ciclo con el filtro de Hodrick-Prescott. Los autores encuentran los estados simultáneamente con un modelo TVAR, siguiendo de este modo a Tsay (1998). Los resultados encontrados muestran que el impacto de la política fiscal difiere entre los países; los multiplicadores del gasto (con significancia estadística) son mayores en recesión que expansión para Alemania, Japón y Estados Unidos, mientras Inglaterra presenta igual tamaño en los dos estados; y los *shocks* de impuestos son significativos para Canadá, Francia, Alemania y Japón, pero con un bajo impacto en el PIB.

Ko y Morita (2013) investigan los efectos del gasto y los impuestos en la dinámica del PIB, sus componentes y el tipo de cambio en el período 1965-2004 para Japón. Los autores utilizan un modelo autorregresivo con cadenas de Markov (MSVAR) porque la economía japonesa pasó por cuatro etapas: alto crecimiento, profundas crisis, prolongadas recesiones y modestas recuperaciones. Las series del MSVAR ingresan en términos reales, per cápita, crecimientos relativos y desestacionalizadas (la tasa de cambio no fue ajustada por estacionalidad). El modelo detecta que los períodos de cambio de estado son a mitad de los años setenta, inicios de los noventa y 1997. Ko y Morita (2013) encontraron que un gasto expansivo tiene un efecto positivo en todos los regímenes y un aumento de los tributos reduce el producto en los estados 1, 2 y 4 (en el tercero el resultado es positivo). Además, se tiene un impacto positivo del gasto gubernamental en el consumo privado en etapas 1, 2 y 4, y en la inversión solo en los primeros dos. En la balanza comercial se encuentra que el aumento del gasto provoca un déficit, lo que disminuye las exportaciones y aumenta las importaciones. En definitiva, se concluye que los paquetes fiscales implementados en el período mencionado tienen un alto impacto en la estabilidad de la economía asiática.

Sánchez y Galindo (2013) utilizan los modelos lineales (SVAR) y no lineales (TVAR) para evaluar los efectos simétricos y asimétricos de la política fiscal en Perú. Las variables endógenas que ingresan a los modelos son: PIB real no primario (excluye a los sectores de agricultura, pesca, etc.), ingresos tributarios, gasto público primario (gasto total menos intereses de deuda). Los autores además ingresan el índice de términos de intercambio, el grado de apertura comercial, la tasa de interés de la Reserva Federal de Estados Unidos, la oferta monetaria ($M1$), el *ratio* de deuda y PIB, y el coeficiente de dolarización del sistema financiero. Todas las series tienen una periodicidad trimestral y se desestacionalizaron. Para el SVAR el período comprende los años entre 1992 y 2011, mientras que en el TVAR comienza en 1980. En el modelo no lineal, Sánchez y Galindo ingresan la brecha del producto como variable de estado, la cual sigue una distribución logística. Los resultados de la investigación son: 1) en el modelo simétrico, el aumento del gasto público y una reducción de los impuestos tienen un efecto positivo sobre el PIB, 2) en condiciones normales el gasto tiene mayor efectividad que los tributos, 3) el TVAR estima que la política de gasto es más efectiva en tiempos de crisis que en los de expansión, mientras que los impuestos tienen impacto en tiempos de crisis mas no en expansión.

Bognanni (2013) evalúa los efectos de la política fiscal en los estados del PIB para Estados Unidos entre 1959 y 2011. El autor utiliza series trimestrales del gasto gubernamental, el producto, los impuestos netos, la tasa de interés nominal, la liquidez monetaria ($M2$), precios de *commodities*, deflactor del PIB y el déficit público. Todas las variables se encuentran en logaritmo, excepto la tasa de interés que está en su nivel (porcentajes) y los precios que solo se transformaron en logaritmo. Bognanni ingresa variables monetarias para controlar dicha política, permitiendo que los *shocks* de los instrumentos fiscales sean independientes. En la

investigación se emplea un modelo con cadenas de Markov (MSVAR) para medir los efectos y comparar con los resultados de Auerbach y Gorodnichenko (2012). En los resultados se muestra que los multiplicadores del gasto y los impuestos son inferiores a los estimados por Auerbach y Gorodnichenko, lo que permite argumentar diferencias en los resultados por la identificación de las épocas de crisis y expansión.

Vargas, González y Lozano (2015) evalúan los efectos de la reducción del déficit fiscal estructural y la tendencia insostenible de la deuda pública en Colombia. Los autores también utilizan la metodología no lineal de Auerbach y Gorodnichenko (2012) para evaluar estos efectos de este plan de política fiscal. En el documento se demuestra que esta medida tuvo profundos efectos en la macroeconomía colombiana, ya que el PIB incrementó su nivel de reacción ante estos cambios inesperados de gasto público y probablemente pudieron fortalecer los efectos de la política monetaria en las tasas de interés de mercado.

En resumen, la política fiscal sí tiene un impacto sobre el sistema económico. En general, el gasto y los impuestos tienen un impacto positivo y negativo sobre el PIB, respectivamente. Siempre se debe considerar el período de análisis, la metodología utilizada, la inclusión de controles de política monetaria o de expectativas para estimar la persistencia y la magnitud de los multiplicadores fiscales. Además, si se consideran las condiciones de la economía (crisis y expansión, por ejemplo), la política fiscal es más efectiva (mayor multiplicador) en tiempos de recesión que en bonanza; es decir, que el gasto tiene un impacto mayor a uno por ciento del producto en crisis y menor a uno por ciento en expansión; los impuestos tienen una incidencia menor en recesión y mayor en la fase de crecimiento.

LAS FINANZAS PÚBLICAS DE ECUADOR EN DOLARIZACIÓN

El nuevo sistema monetario y financiero despertó algunos interrogantes en la ciudadanía sobre la competitividad, la estabilidad de precios, las mejoras salariales, etc. Algunas de estas dudas tenían que ver con la política fiscal, ya que antes del 2000 las finanzas públicas presentaban vulnerabilidad a factores externos y naturales: caída del precio de petróleo, fenómeno de El Niño, crisis internacionales (Almeida *et al.*, 2012). Instituciones nacionales e internacionales se pronunciaron sobre la dirección que debería tomar la política económica una vez implementada la dolarización (véanse Berg y Borensztein, 2000; Romero, 2003; Schuler, 2002).

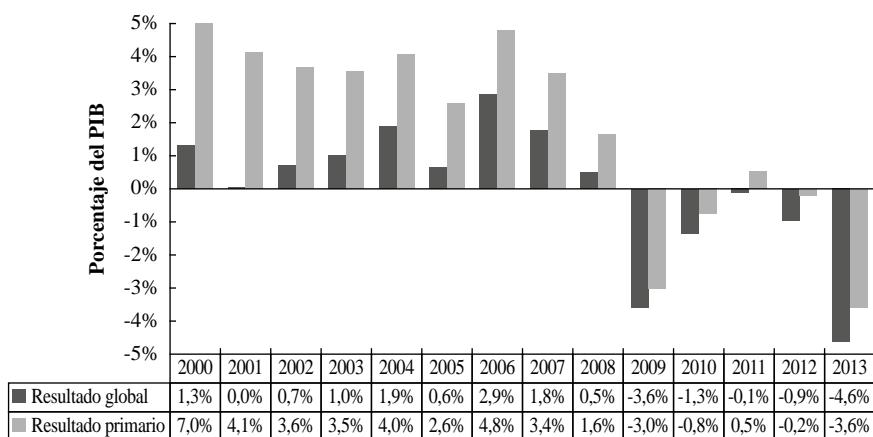
La recomendación de política fiscal de estas instituciones fue mantener una disciplina en sus cuentas, esto significaba mantener una liquidez fiscal para sostener el equilibrio en cada período, es decir, los ingresos permanentes deberían cubrir los gastos permanentes, en especial el pago de la deuda. Otro componente de esta disciplina era la sostenibilidad, que abarcaba el equilibrio intertemporal, esto implicaba reducir el *stock* de deuda externa del Gobierno y mantener el resultado primario (global menos pago de intereses) mayor o igual a cero.

Resultado fiscal

El sector público no financiero (SPNF) mantuvo superávit en resultados global y primario entre 2000 y 2008 (véase Gráfica 1). El aumento del precio del petróleo, la mayor recaudación tributaria, entre otros factores colaboraron para mantener este escenario positivo (Almeida *et al.*, 2012). Tras la crisis financiera internacional, las finanzas públicas mantuvieron déficits hasta 2013; tan solo en 2011 se obtuvo un resultado primario positivo de 0,5% del PIB (véase Gráfica 1).

Gráfica 1.

Resultado del SPNF en porcentaje del PIB entre 2000 y 2013



Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE).

Ingresos

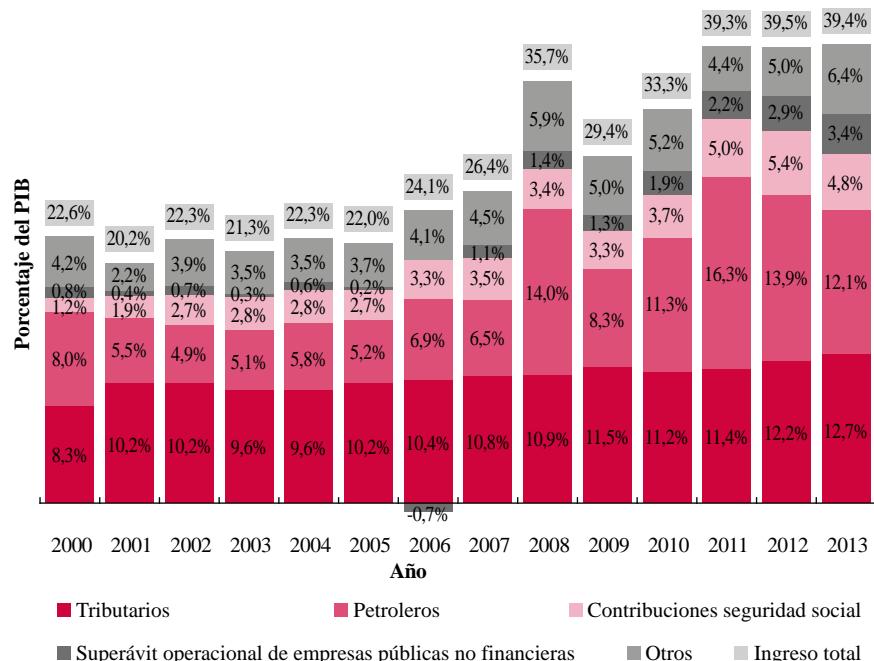
Al inicio del 2000 la presión fiscal (ingresos fiscales/PIB) representaba 22,6%; este porcentaje fue el más alto hasta 2006. Los impuestos y los ingresos petroleros fueron los componentes de mayor representación en el total (37% y 35%); este comportamiento no cambió en los siguientes años hasta 2006 (véase Gráfica 2). Los principales sucesos que podrían explicar este comportamiento fueron las reformas tributarias: incremento de la tasa del IVA, de 10% a 12% en 1999 y de 12% a 14% en 2001; eliminación del impuesto a la circulación de capitales; y retorno del impuesto a la renta (Almeida *et al.*, 2012; Chiliquinga, Carrasco y Ramírez, 2012).

A partir del 2007 el comportamiento de los ingresos se modificó ya que se realizaron reformas institucionales y legales; además existió un incremento del precio del petróleo en 2008. Se realizaron cambios normativos enfocados en la progresividad, equidad, reducción de la evasión y la reasignación de los ingresos petroleros; también se crearon el impuesto a la salida de divisas para mantener la liquidez interna

del país y los impuestos verdes (contaminación vehicular y plásticos) para fomentar la conciencia ambiental (Chiliunga *et al.*, 2012). Entre las reformas institucionales se puede resaltar la reforma al reglamento orgánico funcional del Servicio de Rentas Internas (SRI) enfocado al control tributario, lo que representó más ingresos para el Estado por eficiencia administrativa (Ramírez y Carrillo, 2013).

Gráfica 2.

Ingresos del SPNF en porcentaje del PIB entre 2000 y 2013



Fuente: BCE.

En 2007 los ingresos fiscales alcanzaron 26,4% del PIB e incrementaron a 39% en el 2011. Tras la reforma de los ingresos petroleros la participación de esta cuenta con respecto al PIB cambió de 6,5% en 2007 a 16,3% en 2011. En el 2013 esta participación disminuyó a 12,1% por la caída de precio del petróleo. La parte tributaria también incrementó de 10,8% del PIB en 2007 a 12,7% en 2013¹. Además, se resalta el crecimiento de las contribuciones de la seguridad social del resultado operacional de las empresas públicas (básicamente petroleras) y de los otros ingresos (véase Gráfica 2).

¹ Téngase en cuenta que el Banco Central toma solo unos impuestos en la parte tributaria, por tal razón la presión tributaria es diferente a la presentada por el SRI.

La eliminación de las preasignaciones fue otro factor que influyó en el aumento de los ingresos fiscales en el Presupuesto General del Estado (PGE). Hasta 2006 estas cuentas representaban el 18% del PGE, dirigiéndose principalmente a las universidades y a los Gobiernos Autónomos Descentralizados (GAD). Con las reformas tributarias de 2007 y petroleras de 2008 se eliminaron las preasignaciones del impuesto a los consumos especiales, del impuesto a la renta y de los fondos petroleros (Cereps, Feiseh y FEP). Otro aporte fue el Código Orgánico de Ordenamiento Territorial, Autonomía y Descentralización (Cootad) de 2010, que mejoró el proceso de descentralización fiscal, eliminando cerca de diecinueve leyes que preasignaban recursos a los GAD. Esta nueva normativa creó un sistema de transferencias intergubernamentales vinculados a las competencias exclusivas, a la asunción de nuevas competencias y la explotación de recursos no renovables. Tan solo se mantuvo la preasignación del IVA para las universidades (Almeida *et al.*, 2012).

Gasto

Las reformas petroleras y del presupuesto lograron un mayor financiamiento del gasto público, en especial el asociado a la inversión y el gasto social. Al inicio de la dolarización el gasto total del SPNF representó el 21,3% del PIB, el segundo valor más alto después de 2002 (21,6%). Esta participación del Estado en la economía estuvo marcada por el pago de intereses de deuda, de otros gastos corrientes, de FBKF pública y de sueldos: 27%, 23%, 20% y 20% con respecto al total, respectivamente. En el transcurso de los seis primeros años de dolarización, la cuenta de salarios y de otros corrientes tomaron mayor participación del gasto total llegando a porcentajes de 32% y 24% en 2006 (véase Gráfica 3).

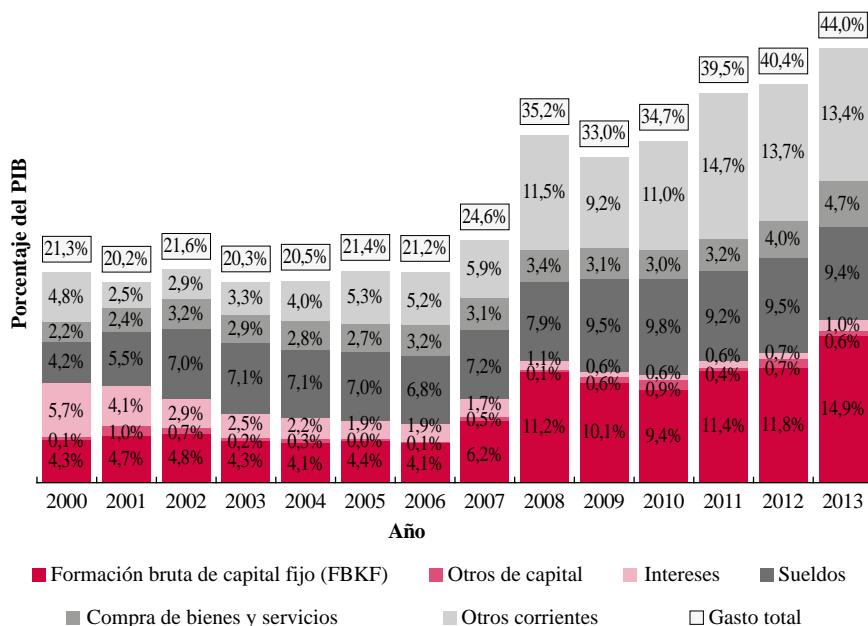
A partir del 2008 se dieron cambios metodológicos en la publicación de las cuentas fiscales presentadas por el Banco Central, desde ese año se incluyó en el rubro de otros gasto corrientes la Cuenta de Financiamiento de Derivados Deficitarios (CFDD), la cual cubre el gasto en importaciones derivados por parte del Estado (Almeida *et al.*, 2012). Además, el gasto del Gobierno Central corresponde a todo el PGE, que ahora incluye a las Entidades Autónomas. Se debe considerar también el cambio de política pública con enfoque en el gasto social y la inversión pública que trajo el nuevo Gobierno en el 2007.

Desde el 2008 el gasto público cambió su evolución y composición, ese año las cuentas de sueldos y pago de intereses bajaron la participación a 22% y 3%; mientras que el gasto en FBKF aumentó su porcentaje a 32% (véase Gráfica 3), dado por la inversión del Gobierno central en los proyectos estratégicos. En el mismo año se tuvo una mayor participación de otros gastos corrientes (33%) debido al crecimiento del precio del petróleo y sus derivados; sin embargo, este porcentaje disminuyó en 2009 por la crisis. A pesar de esta crisis financiera internacional la transformación en la política fiscal se mantuvo. En promedio, el gasto de capital representó en 30% entre 2008 y 2013, con una mayor participación por parte del Gobierno central y las empresas públicas (véase Gráfica 3). La participación

de los intereses de la deuda pública cayó 2%, después de la recompra de la deuda externa, y la de los sueldos disminuyó a 25%, con la reducción del sueldo del presidente y de otras instituciones.

Gráfica 3.

Gastos del SPNF en porcentaje del PIB entre 2000 y 2013



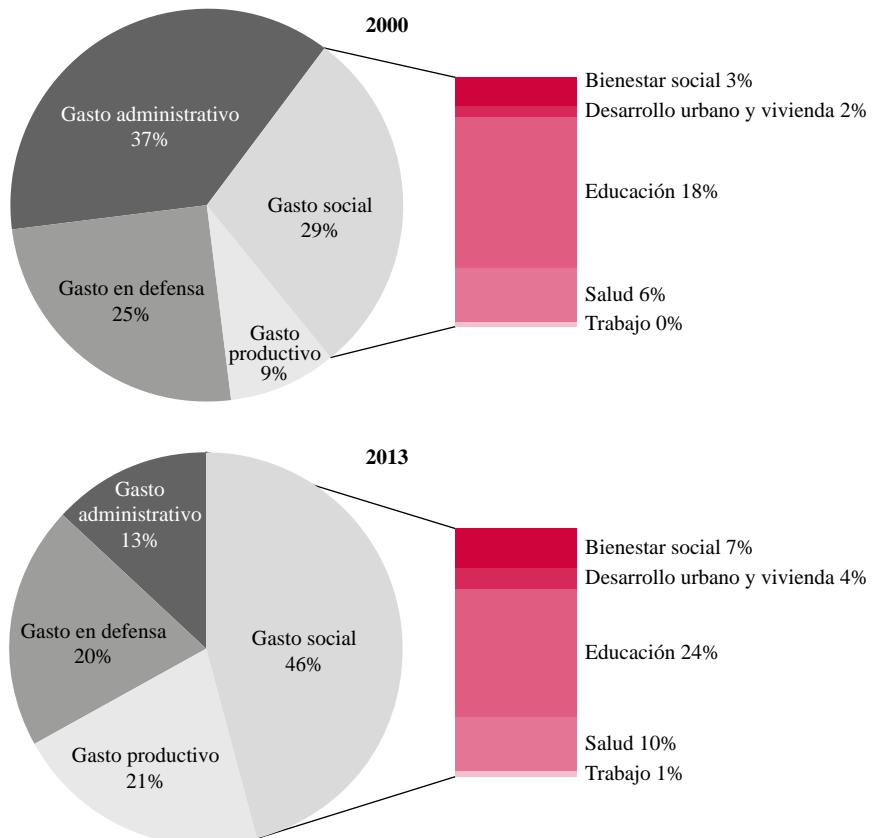
Fuente: BCE.

En porcentajes del PIB, el gasto público creció a 44% en 2013, con un promedio de 38% entre 2008 y 2013. En un solo año el Gobierno central aumentó su inversión pública de 3% a 7% del PIB, lo que llevó a que la FBKF se incrementara de 6% a 11%, entre 2007 y 2008 (véase Gráfica 3). El gasto en sueldos creció a 9,4% en 2013, con una mayor participación de los sectores de educación y salud, que representan el 60% de los funcionarios públicos (Almeida *et al.*, 2012). El componente de otros gastos corrientes aumentó su participación en la economía significativamente: en 2013 este representó el 13% del PIB (véase Gráfica 3); este fenómeno se debe al incremento del precio del petróleo y de la demanda interna de los derivados.

Si se observa la composición del presupuesto entre 2000 y 2013 se nota el cambio de política económica. En el 2000 el gasto administrativo tenía una participación de 37%, respecto del total, lo que reflejaba el presupuesto de todas las

funciones del Estado (ejecutiva, legislativa, judicial), la diplomacia internacional, pago de la deuda pública, entre otros. El gasto social representó el 29%, conformado por educación (18%), salud (6%), bienestar social (3%), desarrollo urbano y vivienda (2%) y trabajo (menos de 1%); en estas cuentas se encuentra el pago de sueldos a profesores, médicos, bono de desarrollo humano, inversión en escuelas, entre otros. El componente de defensa tenía un porcentaje de 25%, que representa el presupuesto dirigido a la policía nacional, fuerzas armadas y otros organismos que protegen y defienden al país. El gasto productivo representó el 9%, que se enfocaba a políticas agropecuarias, de generación de empleo, de fomento de comercio y productividad, medio ambiente, turismo, etcétera (véase Gráfica 4).

Gráfica 4.
Participación sectorial del gasto del PGE en 2000 y 2013



Fuente: Ministerio de Finanzas.

En 2013 se observa un cambio de estructura, liderado por el gasto social. La parte social representó el 46% del PGE, con una participación de 24% en educación, 10% en salud, 7% en programas sociales, 4% en desarrollo urbano y vivienda, y 1% en trabajo. El gasto productivo tiene una participación de 21%, enfocada principalmente al cambio de la matriz productiva del país. Los componentes de defensa y administrativos tuvieron una disminución a 20% y 13% del presupuesto total (véase Gráfica 4).

Deuda

El componente de deuda pública ha mantenido una tendencia decreciente de manera sistemática durante el período de dolarización. Hasta el 2006, la política de reducir el endeudamiento estuvo planteada por cartas de intención de los organismos internacionales, básicamente el Fondo Monetario Internacional (FMI); esta disminución se logró destinando más del 50% del presupuesto al pago de la deuda (Almeida *et al.*, 2012; Kitidi y Chatzistefanou, 2011). En el 2000 la deuda pública representaba 76,7% del PIB, para 2006 este indicador se redujo a 28,8%, lo que significó una disminución en más del 200% (véase Gráfica 5).

Gráfica 5.

Deuda pública en porcentaje del PIB entre 2000 y 2013



Fuente: Ministerio de Finanzas.

Desde 2007 la política de endeudamiento público se modificó porque el presidente declaró que no pagaría esta obligación financiera si no se daba primero prioridad a los problemas sociales de ese período. Además, anunció que no pagaría esta deuda porque “era odiosa, ilegítima e inconstitucional”, hecho que

llevó a los acreedores a vender sus bonos y demás papeles financieros a un precio menor: hasta el 20% de su valor. Esta estrategia del Gobierno logró la recompra de estas obligaciones, con esto se obtuvo un ahorro de 7.000 millones de dólares en el PGE (Kitidi y Chatzistefanou, 2011).

Este suceso se evidenció en el indicador de deuda, puesto que pasó de 27,2% en 2007 a 16,4% en el 2009; el último valor es el más bajo en toda la dolarización. Juntamente con esta disminución se modificó la composición entre el financiamiento interno y externo; en promedio, la parte externa e interna representaron el 77% y 23% del total entre 2000 y 2008, mientras que entre 2009 y 2013 las participaciones cambiaron a 64% y 36%. A partir del 2009 la deuda pública ha aumentado, pero a un menor ritmo que en otros períodos (Almeida *et al.*, 2012). Entre 2009 y 2013 esta cuenta creció de 16,4% a 24,7% (7,8 puntos porcentuales), financiando los proyectos energéticos (Almeida *et al.*, 2012).

DATOS Y MODELO

Datos

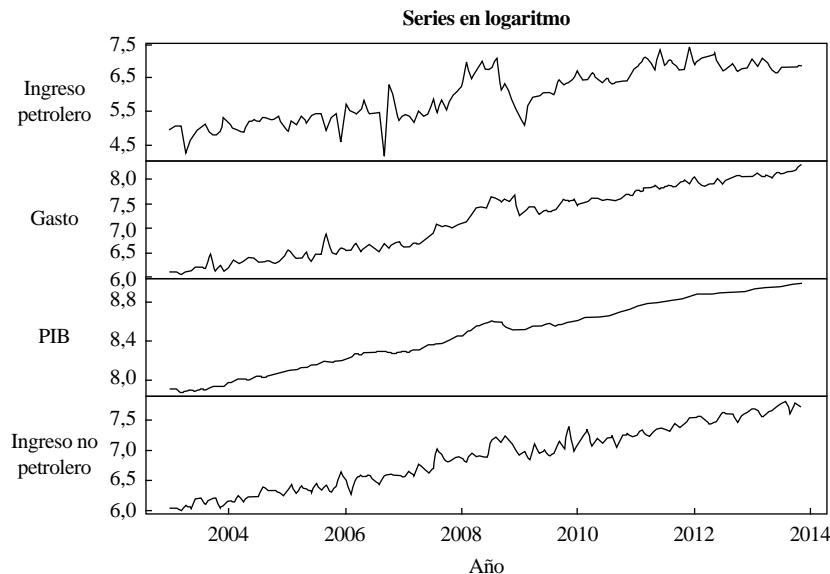
Para la estimación se utilizaron datos con frecuencia mensual entre enero del 2003 y noviembre del 2013. Las fuentes de información fueron el Banco Central del Ecuador (BCE) y el Servicio de Rentas Internas (SRI). Las series temporales fueron desestacionalizadas con el método TRAMO/SEATS. Además, todas las variables se transformaron a logaritmos. De acuerdo con la literatura, las variables que ingresaron al modelo fueron: ingresos petroleros (exportaciones y venta de derivados), no petroleros (impuestos, contribuciones a la seguridad social, superávit de empresas públicas y otros), gasto público e Índice de Actividad Empresarial No Petrolera (IAE-NP) como *proxy* del PIB a nivel mensual². Las variables fiscales pertenecen al sector público no financiero. En la Gráfica 6 se puede observar la evolución de las variables del modelo, mientras que la composición y evolución respecto al PIB de las finanzas públicas se puede evidenciar en la sección: “Las finanzas públicas de Ecuador en dolarización”.

Para elegir la *proxy* del PIB fueron preseleccionados tres índices de actividad coyuntural. Estos son: el Índice de Nivel de Actividad Registrada (INA-R), el Índice de Actividad Económica Coyuntural (IDEAC) y el Índice de Actividad Empresarial no Petrolera. El INA-R utiliza las ventas mensuales de las empresas más representativas del país reportadas en la declaración del impuesto al valor agregado al SRI. Este índice pondera a las empresas según su peso en la rama de actividad económica, para ello toma la tercera revisión de la Clasificación Internacional Industrial Uniforme (CIIU rev. 3). El Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) es la entidad pública que reporta este indicador. El IDEAC toma como insumo las variables físicas mensuales de producción del Sistema

² Se utilizan series mensuales para obtener más observaciones y tener mayor eficiencia en la estimación.

de Cuentas Nacionales (SCN) del Banco Central y toma el peso relativo de las industrias en el PIB para agregarlo. Ambos indicadores utilizan el crecimiento relativo acumulado (fórmula de Laspeyres) con respecto a un año base, para generar la evolución en puntos básicos, donde el INEC toma el 2003 como referencia y el BCE el año 1993 (INEC, S.A.; BCE, S.A.).

Gráfica 6.
Variables del modelo



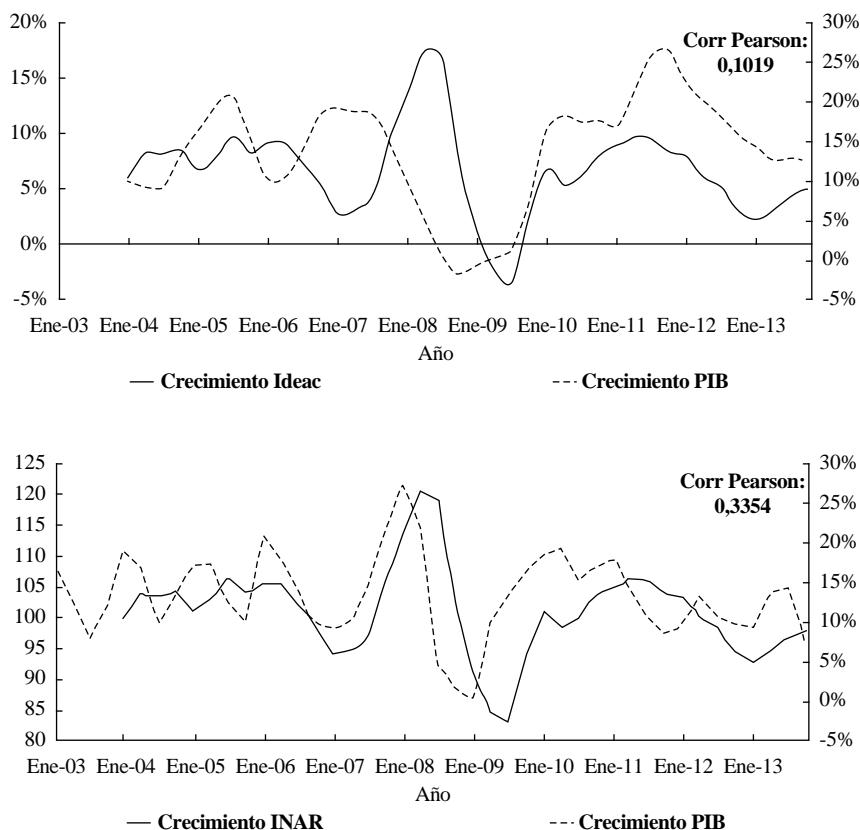
Fuentes: BCE y SRI.

El SRI publica el IAE-NP con la metodología de índice compuesto de la National Bureau of Economic Research (NBER) y la Bureau of Economic Analysis (BEA), donde las fuentes son las ventas, compras, exportaciones e importaciones de las empresas de los sectores de comercio, construcción, manufactura y servicio. Para los pesos de las variables se utiliza su volatilidad, dando mayor ponderación a las variables más estables y, para la participación de los sectores, se utiliza el método de componentes principales maximizando la variabilidad de estos. El período base está entre 2003 y 2008, y el año de referencia es el 2003 (Ramírez y Carrillo, 2012).

Se escogió al IAE-NP ya que el crecimiento anual de su valor trimestral evoluciona de manera similar con la tasa de variación anual del dato trimestral del agregado macroeconómico. Además, la correlación del índice es 0,6560. El Ideac e INA-R tienen coeficientes de Pearson de 0,1019 y 0,3354, índices con menor correlación que el IAE-NP (véase Gráfica 7). Además, estos dos últimos indicadores muestran un adelanto en la evolución —es decir, muestran la coyuntura económica antes de que suceda—, ya que su valor más alto de correlación cruzada se encuentra en períodos anteriores a la evolución del PIB; el INA-R tiene un adelanto de un trimestre con una correlación de 0,7357, mientras que el IDEAC se adelanta en tres períodos con un valor de 0,5035 (veáse Gráfica 8).

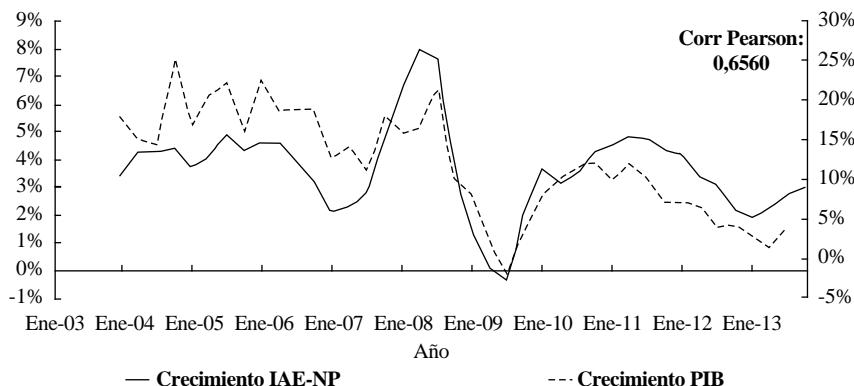
Gráfica 7.

Comparación crecimientos anuales de índices mensuales con PIB



Gráfica 7. (Continuación)

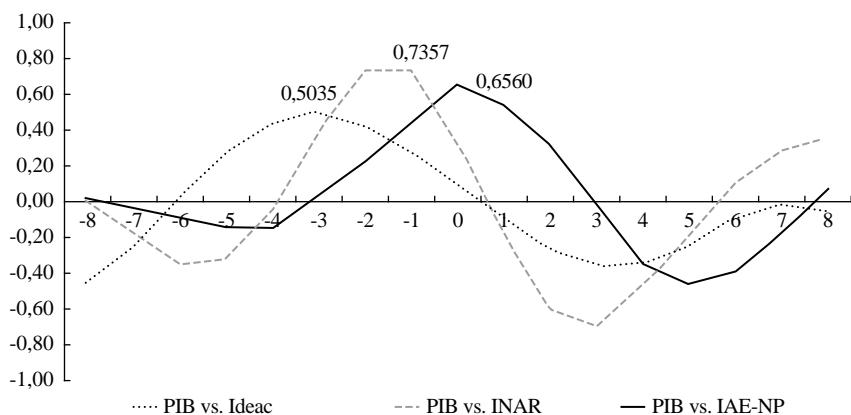
Comparación crecimientos anuales de índices mensuales con PIB



Fuentes: BCE, INEC y SRI.

Gráfica 8.

Comparación de las correlaciones cruzadas de los índices con PIB



Fuentes: BCE, INEC y SRI.

Modelo

Los modelos autorregresivos con umbrales (*Threshold Autoregressive*, TAR), propuestos por Howell Tong, tienen una gran influencia en la ciencia económica (Hansen, 2011). Este impacto en la literatura se debe que la teoría económica plantea modelos no lineales y que las series temporales observadas de las variables de interés tienen una evolución no lineal (Hubrich y Teräsvirta, 2013). La aplicación se

extiende en el análisis de la evolución y en la predicción del crecimiento económico, la tasa de interés, los precios, entre otras variables. Además, se utilizan para la evaluación de la política monetaria, fiscal o cambiaria (Hamilton, 2008; Hansen, 2011).

La presentación formal de un modelo TAR puede variar de diferentes maneras, cada cual tiene su ventaja según el contexto y el propósito de utilización (Tong, 2011). La siguiente es una forma general del modelo:

$$X_t = A_0^{J_t} + \sum_{i=1}^p A_i^{J_t} X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

donde X_t es el vector de variables endógenas, p es el número de rezagos óptimos, A_0 es el vector de constantes, A_i es el vector de coeficientes en el retardo i , y e_t es el vector de errores que siguen una distribución $N(0, \Sigma^{J_t})$. J_t es el indicador de estado, donde existen J regímenes. La idea de estos modelos es la linealización de J tramos (Tong, 2011). La variable de estado tiene un papel primordial ya que la determinación de esta implica la utilización de modelos, estrictamente, TAR (o *Smooth* TAR, STAR) frente a VAR con cadenas de Markov (MSVAR). Para los primeros, la variable J_t se identifica de manera exógena; mientras que para los segundos los estados se estiman endógenamente porque son inobservables.

La reciente literatura utiliza modelos con un indicador exógeno de regímenes para conocer el efecto de la política fiscal en los diferentes estados de la economía. Los autores justifican la estimación de los estados con los resultados de estudios previos —Estados Unidos, Alemania, Francia, etc.— o utilizan argumentos teóricos, siendo un supuesto restrictivo. Auerbach y Gorodnichenko (2012) y Batini *et al.* (2012) utilizan el crecimiento del PIB para identificar los estados de crisis y expansión en el tiempo. Baum *et al.* (2012) y Sánchez y Galindo (2013) utilizan el ciclo económico para determinar, de manera exógena, los diferentes regímenes de la economía. Bognanni (2013) y Ko y Morita (2013) plantean un modelo con cadenas de Markov para la evaluación, pero contrastan sus estimaciones con estudios previos para Japón y Estados Unidos.

Hasta el presente, en Ecuador la utilización de modelos con umbrales (TAR, STAR o MSVAR) es escaso³. En este sentido, plantear un modelo TAR o STAR tiene la restricción de una mala identificación de los estados de auge y crisis para el país. Por lo tanto, para conocer los efectos de la política fiscal en la actividad económica se estima un MSVAR, con la ventaja de que el mismo sistema de variables determina los estados de expansión y recesión.

En el modelo, la variable de estado J_t sigue un proceso estocástico de Markov, es decir, $p[J_t = i | J_{t-1} = k] = q_{ik}$, donde $q_{ik} \geq 0$ y $\sum_{i=0}^J q_{ik} = 1$. Para determinar el

³ Solo se encontró la tesis de pregrado de Amaya González (2014) que estima la elasticidad del impuesto sobre el PIB para Ecuador.

número de estados se debe considerar que estos pueden influir sobre las matrices de coeficientes y varianza, ya que existen n variables con p rezagos y n constantes; esto implica la estimación de $(np+1)nJ$ coeficientes y J matrices de varianza (Σ_{nn}). Sims y Zha (2006) y Sims, Waggoner y Zha (2008) proponen algunas medidas para estimar el número óptimo de regímenes, por ejemplo, el logaritmo de la densidad marginal de los modelos. Sin embargo, en esta investigación no se utiliza este criterio para encontrar los estados porque el objetivo es conocer el efecto de la política fiscal en crisis y expansión; esto implica que el número ya se estableció y lo que se desea es evaluarlo sobre cada estado. En este sentido, la siguiente matriz Q indica las probabilidades de transición entre los estados de crisis y expansión:

$$Q = \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} \\ q_{21} & q_{22} \end{bmatrix} \quad (2)$$

La estimación del modelo se realiza mediante el muestreo de Gibbs; la idea es obtener la densidad conjunta posterior de los coeficientes, la matriz de transición y la variable de los estados $p(A, \Sigma, Q, J_t | X)^4$ a partir de unos valores preliminares (*priors*, como se menciona en la literatura). De manera inicial, se asume que la matriz P tiene una distribución de Dirichlet:

$$p(Q) = \prod_{k \in J} \left[\left(\frac{\Gamma\left(\sum_{i \in J} \alpha_{ik}\right)}{\prod_{i \in J} \Gamma(\alpha_{ik})} \right) \prod_{i \in J} (q_{ik})^{\alpha_{ik}-1} \right] \quad (3)$$

donde Γ es la función estándar Gamma, α_{ik} es un parámetro positivo de la función. Con base en lo anterior, se asume una densidad conjunta preliminar de los parámetros (A, Σ), la matriz de transición (Q) y la variable de estado (J_t):

$$p(A, \Sigma, Q, J_t) = p(A, \Sigma, Q) p(J_0 | A, \Sigma, Q) \prod_{t=1}^T p(J_t | A, \Sigma, Q, J_{t-1}) \quad (4)$$

donde $p(J_t | A, \Sigma, Q, J_{t-1}) = q_{J_t, t-1}$ y $p(J_0 | A, \Sigma, Q) = \frac{1}{J} = \frac{1}{2}$. Además, se supone que la estimación preliminar de A y Σ es independiente de la de Q , entonces:

⁴ Para una explicación ampliada del método de estimación se puede revisar: Krolzig (1997), Kim y Nelson (1999) o Sims *et al.* (2008).

$$p(A, \Sigma, Q, J_t) = \frac{p(A, \Sigma) p(Q)}{h} \prod_{t=1}^T p(J_t | A, \Sigma, Q, J_{t-1}) \quad (5)$$

donde $p(A, \Sigma)$ es la verosimilitud de un VAR lineal (o estimación por mínimos ordinarios) para cada estado. La ecuación puede evaluarse de manera recursiva considerando cada realización como los valores iniciales para la siguiente iteración. En este sentido, el algoritmo genera muestras aleatorias del conjunto $p(J_t, A, \Sigma, Q | Y)$ de la siguiente manera:

- Se establece valores iniciales para $J_t^{(m)}, A^{(m)}, \Sigma^{(m)}, Q^{(m)}$, donde $m = 0$.
- Se genera $J^{(m+1)}$ de $p(J | A^{(m)}, \Sigma^{(m)}, Q^{(m)}, Y)$.
- Se genera $Q^{(m+1)}$ de $p(Q | A^{(m)}, \Sigma^{(m)}, J^{(m+1)}, Y)$.
- Se genera $A^{(m+1)}$ de $p(A | \Sigma^{(m)}, J^{(m+1)}, Q^{(m+1)}, Y)$.
- Se genera $\Sigma^{(m+1)}$ de $p(\Sigma | A^{(m+1)}, J^{(m+1)}, Q^{(m+1)}, Y)$.
- El proceso se repite 1.000 veces del paso 2 al 5 utilizando $J^{(m+1)}, A^{(m+1)}, \Sigma^{(m+1)}, Q^{(m+1)}$ como valores iniciales para 1.000 muestras aleatorias.

Para la presentación de los resultados se utilizan las funciones de Impulso Respuesta (IR) en los estados (crisis y expansión) doce meses después del *shock*, y se ignora su retroalimentación pasada en la economía. En otras palabras, se asume que a partir del *shock* el sistema se mantiene en un solo régimen. La ventaja de este enfoque es que los IR no dependen de la historia (Auerbach y Gorodnichenko, 2012; Koop *et al.*, 1996). De acuerdo con la estimación de Erráez (2014), en Ecuador, tanto los ciclos económicos como su cambio de estado son mayores a un año en el período de dolarización; en este sentido, el supuesto de mantenerse en el mismo estado se podría utilizar para evidenciar el efecto de la política fiscal con cambio de régimen, ya que el análisis se realiza en un año. Podrían utilizarse las funciones de IR generalizados para mayor robustez, pero la idea de presentar de esta manera los resultados también conlleva validar la necesidad de utilizar modelos no lineales para las evaluaciones macroeconómicas en Ecuador, por lo tanto, también se estimó un modelo lineal con las mismas variables del modelo no lineal, con la misma forma funcional de 1 con un solo estado.

Los valores de las funciones fueron normalizados con la variable del *shock* para que en el primer período los diferentes modelos inicien en el mismo valor. Además, se utilizó el criterio institucional de Blanchard y Perotti (2002) para ordenar las variables (ingreso petrolero, gasto, producto, ingreso no petrolero). Por último, se utilizaron los criterios de información de Akaike y Schwarz para determinar un

rezago⁵ en el modelo, y se aplicó la técnica de *bootstrap* para la generación de los intervalos de confianza (95%) en las funciones de impulso respuesta.

RESULTADOS: EVIDENCIA EN ECUADOR

En esta sección se presentan los resultados del modelo lineal y no lineal para doce meses después del *shock*. La mayoría de estudios citados hasta ahora utilizan el multiplicador fiscal para exponer los resultados en dólares. Sin embargo, en esta investigación no se puede transformar a este indicador, ya que se utiliza un índice de actividad y no el PIB. Por lo tanto, las variaciones que se muestran se explican solo como cambios en la actividad económica⁶ y los valores se utilizarán para comparar entre modelos.

En primera instancia, se debe validar la estimación del MSVAR comparando la probabilidad de recesión con el ciclo económico. Esta comprobación es primordial, porque no se han calculado con anterioridad estos modelos de regímenes para el país. La mala identificación de los estados de la economía puede llevar a conclusiones erróneas en el análisis estructural. La Gráfica 9 muestra dicha verificación, de este modo se prueba que la posibilidad de crisis es alta en los valles del ciclo económico. En 2008 se evidencia el valor más bajo del ciclo del PIB con una probabilidad de recesión cercana a 1. Entre 2012 y 2013 también se observa que el indicador económico aumentó, mientras que la estimación del modelo mostró una caída en la probabilidad de crisis. Este comportamiento opuesto entre el ciclo y la probabilidad de recesión evidencia la consistencia del modelo estimado para el período en análisis.

Un aumento del gasto público tiene un efecto inicial positivo en la actividad económica (véase Gráfica 10). Se observa que la respuesta es similar en los tres primeros meses, mientras que en los siguientes meses el efecto cambia. Si solo se observa desde el cuarto mes, se evidencia que el efecto es negativo. En tiempos de crisis el gasto es más efectivo que en expansión, ya que su valor es mayor (menos negativo) que en crecimiento. Además, el modelo lineal, al parecer, es tan solo el promedio de los dos estados. Si solo se toman los intervalos de confianza (líneas cortadas) el gasto público no tiene un impacto con significancia estadística en el nivel de producción, ya que el cero es parte del rango de valores que puede tomar la función de IR. El ingreso petrolero no tiene un impacto inmediato, pero en los siguientes meses el efecto es positivo, disolviéndose hasta el final del año; los resultados entre los modelos no son tan diferentes, así se puede concluir con el modelo lineal. Los ingresos no petroleros tienen un efecto positivo hasta medio año, con mayor efectividad en tiempos de expansión que en crisis, puesto que su

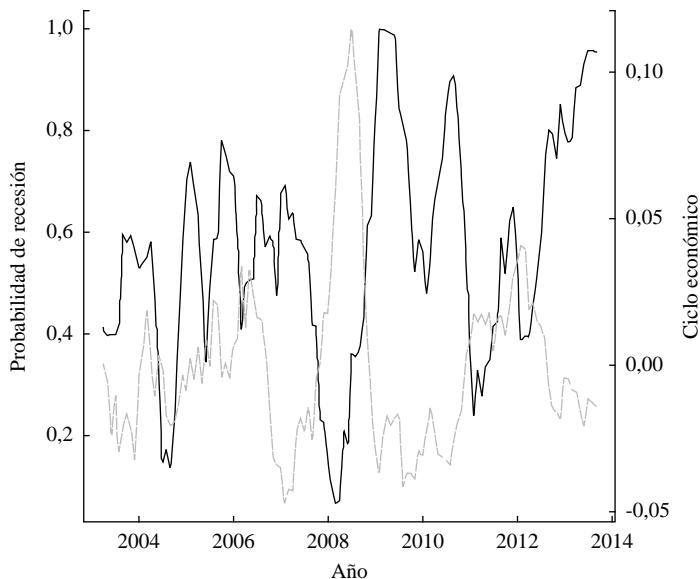
⁵ Este rezago cumplía con los supuestos de normalidad y ausencia de correlación serial; si aumentaban más rezagos ya no se cumplían los supuestos.

⁶ Ravnik y Žilić (2011) utilizan el mismo criterio ya que tampoco disponen de suficientes datos del PIB para su modelo y utilizan un indicador de actividad económica.

valor es mayor durante los doce meses; se resalta que esta variable es la única que tiene un efecto positivo significativo.

Gráfica 9.

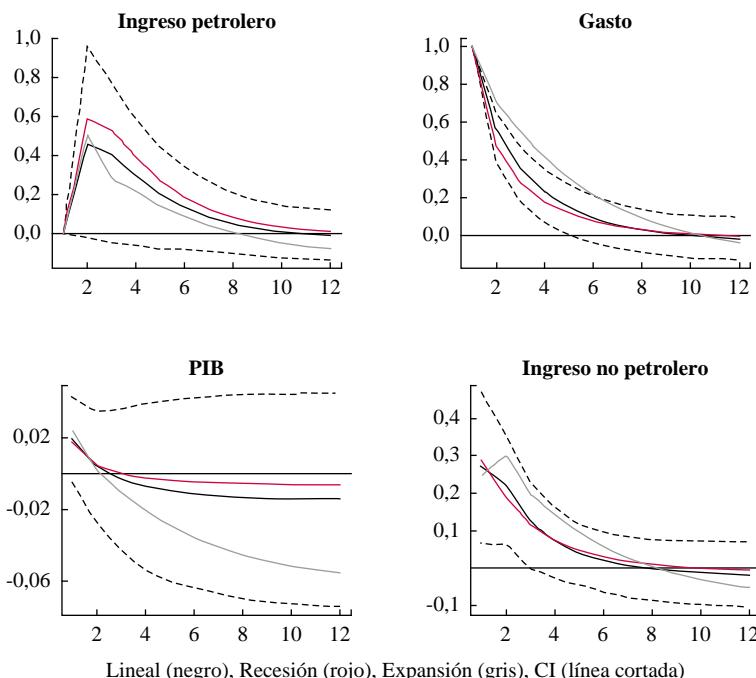
Probabilidad de recesión y ciclo económico



Fuentes: BCE y SRI.

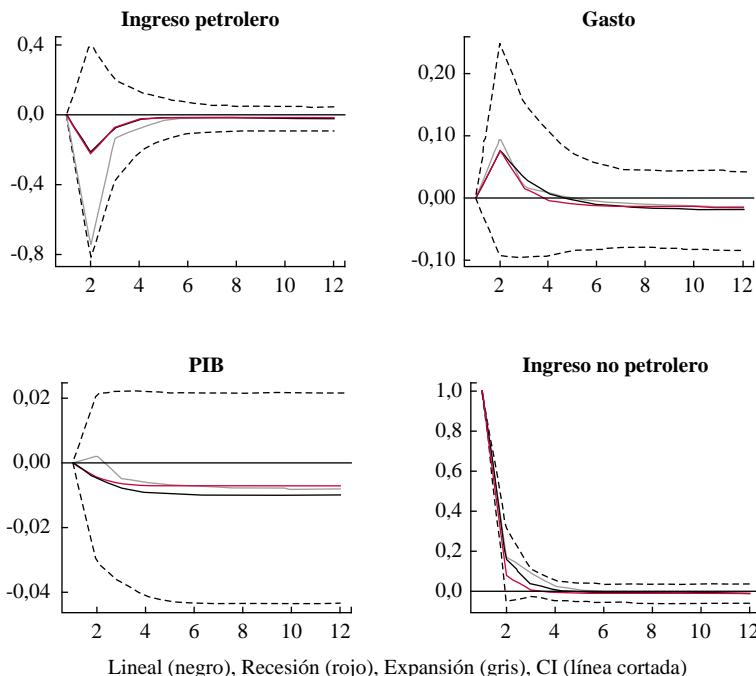
La política de incrementar los ingresos no petroleros, en especial tributarios (véase Gráfica 2), tiene un efecto negativo en la actividad económica, en concordancia con la literatura. Por lo general, el modelo lineal y no lineal muestran resultados similares, pero ninguno es significativo. Se resalta que el incremento de los impuestos tiene un efecto positivo inicial (hasta el segundo mes) en el régimen de bonanza, que se podría explicar por un efecto de precios. En este sentido, esta política es más efectiva en tiempos de bonanza que de recesión, ya que su magnitud es mayor en el primer estado y porque afecta en menor medida a la actividad económica. En el gasto se tiene un efecto positivo transitorio, después del choque, hasta el cuarto mes, ya que existen mayores ingresos que financian el presupuesto del Estado. Este financiamiento no se diferencia al momento de analizar los dos estados del ciclo porque sus valores son muy cercanos. En los ingresos petroleros el efecto es negativo, con mayor repercusión en tiempos de expansión, y resulta menos efectivo en esa época (véase Gráfica 11).

Gráfica 10.
Shock del gasto público



Fuentes: BCE y SRI.

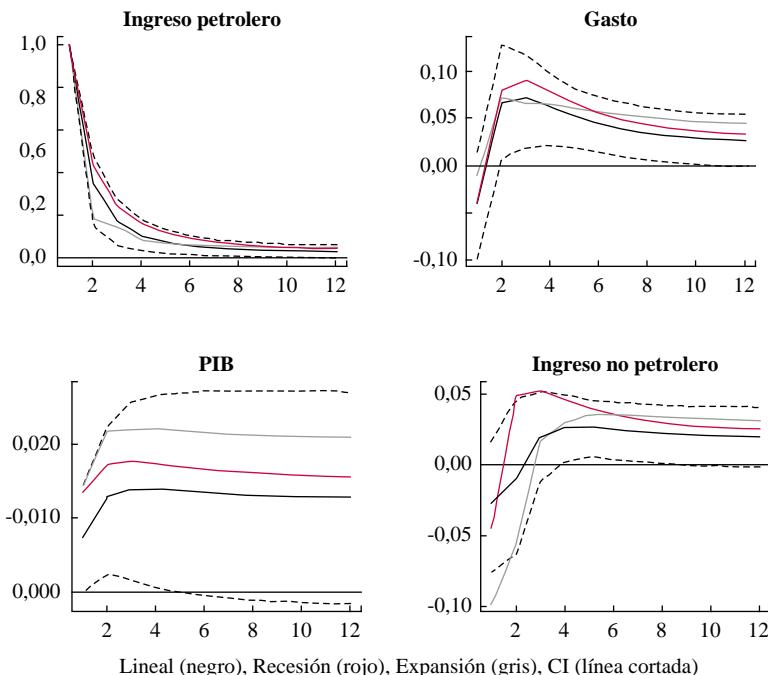
El incremento de los ingresos petroleros tiene una significancia estadística en la actividad económica hasta el quinto mes, así que el efecto es permanente durante todo el año. El modelo lineal muestra un resultado subestimado al modelo no lineal, ya que el valor es menor en los dos estados analizados. En el no lineal, se observa que este aumento de ingresos petroleros es más efectivo en expansión que en crisis; el efecto del incremento de los ingresos petroleros es permanente en ambos estados. En el gasto público, el impacto (efecto inicial) es negativo; mientras que en los demás meses el efecto es positivo y permanente; esto debido a que este rubro se destina exclusivamente al gasto de capital. En esta variable no se puede establecer efectividad, ya que sus valores son muy cercanos y se cruzan durante todo el año; además, solo se puede evidenciar un efecto estadístico entre el segundo y el octavo mes. En los ingresos no petroleros se observa mayor efectividad en la recesión que en la bonanza; sin embargo, a mitad de año este efecto es similar entre los dos estados (véase Gráfica 12).

Gráfica 11.*Shock del ingreso no petrolero*

Fuentes: BCE y SRI.

Los resultados obtenidos de un *shock* del gasto son acordes con la literatura de los modelos no lineales, muestran mayor efectividad en crisis que en expansión, aunque su efecto en el año termina siendo negativo. El aumento de los tributos muestra resultados similares en las diferentes especificaciones en tendencia, pero no concuerda con los estudios mencionados. Los ingresos petroleros tienen un efecto positivo y permanente en la actividad económica con mayor efectividad en el régimen de expansión que en recesión. Sin embargo, los resultados no tienen una significancia estadística, algo que ya mencionaron Pacheco (2006) y Carrillo (2015) para Ecuador.

Gráfica 12.
Shock del ingreso petrolero



Fuentes: BCE y SRI.

CONCLUSIONES

En esta investigación se analizó el efecto de la política fiscal en la actividad económica de Ecuador tras adoptar el régimen monetario de dolarización. De manera específica, se planteó identificar el resultado de esta política en tiempos de crisis y expansión del producto. Además, se propuso evaluar la necesidad de utilizar modelos no lineales para la evaluación macroeconómica del ingreso y el gasto público en el país.

La hipótesis del estudio se centró en que el gasto público y el ingreso fiscal tienen efectos positivo y negativo, respectivamente, en la actividad económica, sin importar los estados de la economía. Para demostrar la hipótesis y cumplir los objetivos se planteó un modelo de vectores autorregresivos con cambio de régimen, específico, un VAR con cadenas de Markov (MSVAR). Las variables que se incluyeron fueron el gasto público, los ingresos petroleros y no petroleros, y el IAE-NP como proxy del PIB. El período de análisis abarcó desde el primer mes del 2003 hasta noviembre del 2013.

En la literatura se menciona que el gasto público tiene un efecto positivo en el producto y el impacto del ingreso fiscal es negativo, y ambos son más efectivos (mayor valor) en recesión que en bonanza. Además, se menciona que la consideración de los estados muestra resultados más detallados para la generación o continuidad de la política fiscal. En este sentido, los resultados de la investigación muestran que el gasto y el ingreso tributario tienen el mismo impacto que el observado en los estudios anteriores, aunque no dan mayores señales que un modelo lineal. El ingreso petrolero tiene un efecto positivo y permanente en la actividad económica porque este rubro está destinado, especialmente, al financiamiento del gasto de capital.

En la especificación de los modelos se evidencia que los no lineales entregan resultados más específicos para la ejecución de política fiscal, ya que muestran resultados diferentes en la actividad, en especial en el gasto y el ingreso petrolero. El *shock* del gasto mostró, inicialmente, un comportamiento similar al del modelo lineal, pero en el tiempo esto cambia, lo que permitió identificar un efecto más fuerte en tiempo de bonanza que en tiempo de crisis al finalizar el año. En los ingresos petroleros se evidencia que el modelo lineal subestimó el resultado del *shock* en el producto, ya que el MSVAR muestra resultados de mayor magnitud en los dos regímenes. El incremento del ingreso no petrolero presenta resultados similares en los dos modelos, aunque el signo inicial es distinto.

Los resultados expuestos en el documento no tienen una significancia estadística clara, como en los estudios realizados para otras economías. Sin embargo, esta evidencia ya se menciona en Pacheco (2006) y Carrillo (2015). Esto podría deberse a que las tres investigaciones utilizan la misma técnica para la estimación de los intervalos de confianza para los impulsos respuesta. Por lo que se podría realizar un estudio sobre la pertinencia de calcular los intervalos o parámetros con otras técnicas (máxima verosimilitud, estado-espacio, entre otras).

REFERENCIAS

1. Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2015). The output effect of fiscal consolidation plans. *Journal of International Economics*, 96, Supplement I, S19-S42. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.inteco.2014.11.003>.
2. Almeida, M. D., Carrasco, C. M., Oliva, N., & Carrillo, P. A. (2012). Ingresos y gasto público en democracia: de la rigidez fiscal al pago de la deuda social. En Servicio de Rentas Internas (Ed.), *Una nueva política fiscal para el buen vivir. La equidad como soporte del pacto fiscal* (pp. 111-156). Quito: Ediciones Abya-Yala.
3. Amaya, A. S. (2014). *La recaudación tributaria en el Ecuador: análisis de series de tiempo con cambios de régimen (1993-2011)*. Tesis de pregrado. Quito: Facultad de Ciencias, Escuela Politécnica Nacional.
4. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2011). *Fiscal multipliers in recession and expansion* (Working Paper 17447). National Bureau of Economic Research. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w17447>.

5. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27. doi: 10.1257/pol.4.2.1.
6. Batini, N., Callegari, G., & Melina, G. (2012). *Successful austerity in the United States, Europe and Japan* (IMF Working Papers 12/190). International Monetary Fund.
7. Baum, A., & Koester, G. B. (2011). *The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold Var analysis* (Discussion Paper Series 1: Economic Studies 03/2011). Frankfurt: Deutsche Bundesbank.
8. Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., & Weber, A. (2012). *Fiscal multipliers and the state of the economy* (IMF Working Papers 12/286). International Monetary Fund.
9. Baxter, M., & King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83(3), 315-34.
10. BCE. (s.f.). *Índice de actividad económica coyuntural (Ideac)*. Banco Central del Ecuador.
11. Beetsma, R. (2008). *A survey of the effects of discretionary fiscal policy* (Rapport till Finanspolitiska rådet 2008/2). Stockholm: University of Amsterdam, CEPR and CESifo.
12. Berg, A., & Borensztein, E. (2000). *Full dollarization* (Economic Issues 24). Washington, EE. UU.: Fondo Monetario Internacional.
13. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
14. Bognanni, M. (2013). *An empirical analysis of time-varying fiscal multipliers*. Recuperado de <http://markbognanni.com>. (Federal Reserve Bank of Cleveland).
15. Carrillo, P. A. (2015). Efectos macroeconómicos de la política fiscal en Ecuador 1993-2009. *Analítika, Revista de Análisis Estadístico*, 9, 21-52.
16. Chiliquinga, D., Carrasco, C. M., & Ramírez, J. (2012). Historia de la tributación en Ecuador: cambios sociales y organizacionales. En Servicio de Rentas Internas (Ed.), *Una nueva política fiscal para el buen vivir. La equidad como soporte del pacto fiscal* (pp. 157-218). Quito: Ediciones Abya-Yala.
17. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121. doi: <http://dx.doi.org/10.1086/659312>.
18. Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2011). *A new action-based dataset of fiscal consolidation* (IMF Working Paper 11/128). International Monetary Fund.

19. Edelberg, W., Eichenbaum, M., & Fisher, J. D. (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166-206.
20. Erráez, J. P. (2014). *Sistema de indicadores del ciclo de crecimiento económico* (Inf. Téc.). Banco Central del Ecuador.
21. Hamilton, J. D. (2008). Regime-switching models. En S. Durlauf & L. Blume (Eds.), *New Palgrave dictionary of economics* (2nd ed.). Palgrave MacMillan Ltd.
22. Hansen, B. E. (2011). Threshold autoregression in economics. *Statistics and Its Interface*, 4(2), 123-127.
23. Hernández de Cos, P. (2010). El papel de la política fiscal en la crisis económica. *Presupuesto y Gasto Público*, 59/2010, 39-54.
24. Holt, R. P. F., & Pressman, S. (2001). *A new guide to post Keynesian economics*. Londres: Routledge.
25. Hubrich, K., & Teräsvirta, T. (2013). *Thresholds and smooth transitions in vector autoregressive models* (CREATES Research Papers 2013-18). School of Economics and Management, University of Aarhus.
26. INEC. (s.f.). *Metodología del índice de nivel de actividad registrada (INA-R)*. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.
27. Kim, C.-J., & Nelson, C. R. (1999). *State-Space models with regime switching: Classical and Gibbs-Sampling approaches with applications* (vol. 1) (0262112388). Cambridge: The MIT Press.
28. Kitidi, K., & Chatzistefanou, A. (2011). *Debtocracy*. (Documental).
29. Ko, J.-H., & Morita, H. (2013). *Regime switches in Japanese fiscal policy: Markov-Switching VAR approach* (Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 270). Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
30. Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.
31. Krolzig, H. (1997). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Berlín: Springer Berlin Heidelberg.
32. Melina, G. (2010). *Macroeconomic implications of fiscal policy*. Salerno: Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche, Universita' Degli Studi di Salerno.
33. Pacheco, D. (2006). Ecuador: ciclo económico y política fiscal. *Cuestiones Económicas*, 22(3), 7-56.
34. Perotti, R. (2002). *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries* (Working Paper series 168). Alemania: European Central Bank.
35. Perotti, R. (2007). *In search of the transmission mechanism of fiscal policy* (Working Paper 13143). National Bureau of Economic Research. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w13143> doi: 10.3386/w13143.

36. Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1), 145-194.
37. Ramírez, J., & Carrillo, P. A. (2012). *Índice de actividad empresarial no petrolera (IAE-NP)*. Una propuesta metodológica de mejora (Nota Tributaria 2012-01). Quito: Centro de Estudios Fiscales, Servicio de Rentas Internas.
38. Ramírez, J., & Carrillo, P. A. (2013). *Indicador de eficiencia de la recaudación del impuesto al valor agregado y del impuesto a la renta de Ecuador* (Nota Tributaria). Quito: Centro de Estudios Fiscales, Servicio de Rentas Internas.
39. Ravnik, R., & Žilić, I. (2011). The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia. *Financial Theory and Practice*, 35(1), 25-58.
40. Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801. doi: 10.1257/aer.100.3.763.
41. Romero, P. (2003). *¿Es la dolarización una camisa de fuerza para el gasto fiscal?* Guayaquil: Instituto Ecuatoriano de Economía Política.
42. Sánchez, W., & Galindo, H. (2013). *Efectos simétricos y asimétricos de la política fiscal en el Perú* (Informe final PB17-2011). Universidad Nacional de Ingeniería.
43. Schuler, K. (2002). *El futuro de la dolarización en Ecuador*. Guayaquil: Instituto Ecuatoriano de Economía Política.
44. Sims, C. A., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2008). Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models. *Journal of Econometrics*, 146(2), 255-274. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.023>.
45. Sims, C. A., & Zha, T. (2006). Were there regime switches in U.S. monetary policy? *American Economic Review*, 96(1), 54-81.
46. Snowdon, B., & Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: Its origins, development and current state*. Cheltenham: E. Elgar.
47. Tsay, R. S. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 231-240.
48. Tong, H. (2011). Threshold models in time series analysis - 30 years on. *Statistics & Its Interface*, 4(2), 107-118.
49. Vargas, H., González, A., & Lozano, I. (2015). Macroeconomic gains from structural fiscal policy adjustments: The case of Colombia. *Economia Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 15 (Spring 20), 39-81.
50. Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1-35. doi: 10.1257/mac.3.1.125.

ARTÍCULO

OIL PALM DEVELOPMENT AND FORCED DISPLACEMENT IN COLOMBIA: CAUSAL OR SPURIOUS?

Mónica Hurtado
Catherine Pereira-Villa
Edgar Villa

Hurtado, M., Pereira-Villa, C., & Villa, E. (2017). Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? *Cuadernos de Economía*, 36(71), 441-468.

This article analyses whether forced displacement in the Magdalena Department (Colombia) between 2000-2010 was caused not only by the intensity of the armed conflict but also by the growth of the palm agribusiness. We find that a seven percentage point increase in the area used to produce palm per municipality caused an

M. Hurtado

Assistant Professor of Political Science at the Universidad de la Sabana; monica.hurtado@unisabana.edu.co. Chía, Colombia.

C. Pereira-Villa

Assistant Professor and Director of the International Business Program, Universidad de la Sabana; catherine.pereira@unisabana.edu.co; Orcid: <http://orcid.org/0000-0002-2537-7811>. Chía, Colombia.

E. Villa

Associate Professor at the Universidad de la Sabana; edgar.villa@unisabana.edu.co. Chía, Colombia.
We wish to thank the superb research assistance from Tatiana Vargas and Andrés Delgado.

Sugerencia de citación: Hurtado, M., Pereira-Villa, C., & Villa, E. (2017). Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? *Cuadernos de Economía*, 36(71), 441-468. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.52554](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.52554).

Este artículo fue recibido el 31 de agosto de 2015, ajustado el 18 de mayo de 2016 y su publicación aprobada el 25 de mayo de 2016.

increase of a third of a standard deviation in the rate of forced displacement. These calculations were made on average and after controlling for armed conflict. We rationalize this finding by the fact that the development of the palm oil agribusiness caused displacement due to its land-intensive technology, increasing international prices combined with government subsidies, and the process was aided by paramilitary activities in the region.

Keywords: Forced displacement, palm oil agribusiness, armed conflict, microeconometric panel data model.

JEL: C23, N56, O13, Q13.

Hurtado, M., Pereira-Villa, C., & Villa, E. (2017). El desarrollo de la palma aceitera y el desplazamiento forzado en Colombia: ¿causal o espurio? Cuadernos de Economía, 36(71), 441-468.

Este artículo analiza si el desplazamiento forzado en el departamento del Magdalena (Colombia) entre los años 2000-2010 tuvo como causa no solo la intensidad del conflicto armado sino también el crecimiento del agronegocio de la palma. Encontramos que un aumento del 7% en la zona utilizada para la producción de palma por municipalidad causó un aumento de un tercio de una desviación estándar en el índice de desplazamiento forzado. Dichos cálculos se hicieron por término medio y tras el control del conflicto armado. Racionalizamos este hallazgo por el hecho de que el desarrollo del agronegocio del aceite de palma provocó desplazamiento debido a su tecnología intensiva en tierra, aumento de precios internacionales combinado con subsidios gubernamentales y que al proceso contribuyeron actividades paramilitares en la región.

Palabras clave: desplazamiento forzado, agronegocio de aceite de palma, conflicto armado, modelo microeconómico con datos de panel.

JEL: C23, N56, O13, Q13.

Hurtado, M., Pereira-Villa, C., & Villa, E. (2017). Le développement du palmier à huile et le déplacement forcé en Colombie : relation causale ou infondée ? Cuadernos de Economía, 36(71), 441-468.

Cet article analyse si le déplacement forcé dans le département du Magdalena en Colombie entre les années 2000 et 2010 n'a pas eu pour seule cause l'intensité du conflit armé mais aussi la croissance de l'agro-négoce de la palme. Nous trouvons qu'une augmentation de 7 % dans la zone utilisée pour la production de palme par municipalité a produit une augmentation d'un tiers d'une variation du standard de l'indice de déplacement forcé. Ces calculs ont été faits à partir d'une moyenne et du contrôle du conflit armé. Nous avons rationalisé cette découverte en nous appuyant sur le fait que le développement de l'agro-négoce de l'huile de palme a provoqué un déplacement dû à sa technologie intensive sur les terres, à l'augmen-

tation des prix internationaux combinés aux subventions de l'État et qu'à ce processus ont contribué des activités paramilitaires dans la région.

Mots-clés : déplacement forcé, agro-négoce de l'huile de palme, conflit armé, modèle micro-économétrique avec données de panel.

JEL: C23, N56, O13, Q13.

Hurtado, M., Pereira-Villa, C., & Villa, E. (2017). O desenvolvimento da palmeira de óleo africana e o deslocamento forçado de população na Colômbia: causal ou espúrio? *Cuadernos de Economía*, 36(71), 441-468.

Este artigo analisa se o deslocamento forçado de população no Departamento do Magdalena, na Colômbia, entre os anos 2000 e 2010 teve como causa não só a intensidade do conflito armado senão que incluiu o crescimento do agronegócio com a cultura da palmeira de óleo africana. Encontramos que um aumento de 7 por cento na zona utilizada para a produção de palmeira de óleo africana pelo município causou um aumento de um terço no desvio padrão do índice de deslocamento forçado. Ditos cálculos foram feitos levando em conta a média e após ter ocorrido o controle do conflito armado. Racionalizamos esse achado pelo fato de o desenvolvimento do agronegócio do óleo de palmeira motivou o deslocamento devido a sua tecnologia intensiva em terra, aumento de preços internacionais combinado com subsídios do governo e que nesse processo contribuíram atividades paramilitares na região.

Palavras chave: Deslocamento forçado, agronegócio de óleo de palmeira africana, conflito armado, modelo micro econômético com dados de painel.

JEL: C23, N56, O13, Q13.

INTRODUCTION

Between 2000 and 2010, the international price of palm oil increased by 229% per ton,¹ which can be considered a significant price increase. In this context, a small open economy such as the one in Colombia developed a successful agribusiness industry and turned it into one of the largest producers of palm oil in the hemisphere and the fifth largest in the world (Fedepalma, 2008). In particular, the Department of Magdalena, located on the Caribbean coast, has been a very productive palm oil region. It has contributed to about 10% of all palm oil nationwide and, between 2000 and 2010, increased its land area of palm crops by 62%. It also opened the first biodiesel production plant in Colombia.²

However, during this decade, the palm oil agribusiness in the department developed in the midst of an ongoing armed conflict. In Colombia, various illegal armed groups (communist guerrillas, right wing paramilitary groups and drug traffickers) sought political and military control of the disputed territory as well as the illicit drug trade routes (OPPDD, 2008; Reyes, 2009). The growth of the palm agribusiness coincided with high rates of forced displacement in the area: between 1990 and 2013, there were 348,280 registered victims of forced displacement in Magdalena, and 87% of these displacements occurred between 2000 and 2010.³ In addition, four of the seven municipalities where 81% of the displacements took place during the decade were important palm cultivation municipalities in the Department (Fundación, Ciénaga, Zona Bananera, Aracataca).

To what extent was the forced displacement in the Department of Magdalena caused not only by the armed conflict but also by the development of the palm oil agribusiness? This question, amongst others, arises because of the stigma that has hovered over the Colombian palm oil agribusiness since the 1990s. The history of palm oil production in Colombia has coincided with a predominance of right wing paramilitary groups, dispossession of land, and forced displacement. This is the case of the so-called *black legend* of Urabá, where paramilitary leaders appropriated land for the development of palm oil cultivation, leaving around 3,000 displaced people who were members of ethnic minority groups (Mignorance, Flaminia & Helene, 2004). There is also an example of conflict over land between palm companies and small-scale farmers, as is the case with the Pavas plantation (Department of Bolívar), which led to the eviction of around 120 poor rural families (Commission The Body Shop & Christian Aid, 2010; Hurtado & Pereira, 2011); or the case of the town of María La Baja (Department of Bolívar) where the dispossession and massive purchase of land to plant palm oils took place (CNMH, 2010).

However, it would be inappropriate to stigmatize the entire Colombian palm agribusiness that has existed for more than six decades in the country and operates

¹ Authors' calculations based on information from UNCTADSTAT, 2014.

² Authors' calculations based on information from Fedepalma.

³ Authors' calculations based on the data base from OPPDD, 2014.

in 112 of the 1,101 municipalities in the Colombian territory.⁴ In fact, successful experiences in the implementation of horizontal production models exist, which allowed more farmers to have access to land and the financial system (FedePALMA-SISPA, 2010). This may give rise to an opposite *white legend*. Indupalma and the so-called “Peasant Palm” that supports the Program for Development and Peace in Magdalena Medio are examples of these successful experiences (Hurtado, 2009; Rettberg, 2009; Villegas, 2008). The case of ASOPALSAT in Sabana de Torres (Department of Santander), showed how, through palm production projects, a community is able to incorporate victims of forced displacement and demobilized members of illegal armed groups into the workforce (Rivas, 2008).

However, beyond the “black legend” or “white legend” of palm oil cultivation there are counterintuitive cases that lead to the association and possible causation between palm oil development and forced displacement being questioned. In the municipality of San Martín (Cesar) for example, 110 peasant families linked to palm production obtained a higher than average income compared to rural workers in the area (Villegas, 2008). However, this coincided with an increase in the number of displaced persons (Hurtado & Hernandez, 2010). Between 2000 and 2010, the Department of Magdalena showed a contrast between two locations of palm plantations. The traditional palm municipality of El Retén had 126% less displaced persons than the rest of the towns in the department, and the Zona Bananera municipality reported 56% more displaced persons than the Magdalena average.⁵

It is possible that the association between the palm oil agribusiness and forced displacement is spurious and is just a statistical coincidence. The purpose of this article is to establish whether, in the case of the Department of Magdalena during the 2000-2010 period, the development of the palm oil industry had a causal effect on forced displacement or not. For this purpose, we have built a municipality panel data set between 2000 and 2010 for the Department of Magdalena that allows us to estimate the relationship between palm development and forced displacement, controlling for the effects of armed conflict by using a micro-econometric fixed effect model. We use several estimation techniques for panel data and find strong evidence that palm cultivation in the Department of Magdalena caused a practically significant effect on forced displacement. Specifically, we found that a seven percentage point increase in the area used per municipality to produce palm oil caused an increase of a third of the standard deviation in the rate of forced displacement. This was the average calculated after controlling for the presence of armed conflict during the period of study. We also find that paramilitary groups seemed to have benefitted from the expansion of the palm agribusiness in the department.

The article consists of the following sections: first, a literature review; second, a description of the armed conflict context in Magdalena; third, a characterization of palm oil cultivation; fourth, a conceptual framework; fifth, the micro-econometric

⁴ For palm oil producing municipalities see the 2011 census, FedePALMA.

⁵ Authors’ calculations.

model and the estimation methods used; sixth, a description of the panel data that we assembled; seventh, the report and analysis of the results. Finally, we present our main conclusions.

LITERATURE REVIEW

In Colombia, one of the indicators of political violence that is most useful in revealing the intensity of the armed conflict is forced displacement. A person who has been forcibly displaced is understood to be:

Those who have been forced to migrate within the national territory, abandoning their place of residence or habitual economic activities because their lives, physical integrity, safety or personal freedom have been violated or are directly threatened, during any of the following situations: internal armed conflict, internal disturbances and tensions, generalized violence, massive violations of human rights, violations of international humanitarian law or other circumstances originating from prior situations that can dramatically alter or disrupt public order (Act 387 of 1997).

During the last two decades, Colombia has ranked as one of the countries with the largest number of people displaced by political violence in the world, alongside countries such as Sudan, Iraq, and recently Syria (IDMC, 2014). According to different authors, forced displacement in Colombia has been a strategy used by illegal armed groups to obtain political, economic, and military domination of a territory (CNMH, 2010; Goebertus, 2008; Ibáñez & Velásquez, 2008; Reyes, 2009). According to the concept expressed in Ibáñez and Velásquez (2008), forced displacement may be a strategy not only to appropriate land but also to weaken the support of both the civilian population and the alleged incumbent group involved in the confrontation. In this sense, it is necessary to review the contribution of political economic theory on conflict in order to understand the relationship between resources such as oil palm and forced displacement.

There might be a causal link between the development of oil palm agriculture and the onset and duration of an armed conflict. According to Collier and Hoeffler (1998), Collier (2000), and Collier, Hoeffler and Soderbom (2001) there is a greater likelihood that a conflict starts where there is high participation in the export of a natural resource as a percentage of the gross domestic product (GDP). However, palm production in Colombia only represents 4.41% of agricultural GDP when coffee is not considered (AGRNET cited in Ocampo, 2009). Fearon (2005), however, unlike Collier, argues that only resources such as petroleum and gems are associated with the risk of the onset of armed conflict. According to these authors' arguments, it is not clear that oil palm cultivation in Colombia has contributed to the armed conflict.

In relation to the duration of an armed conflict, Ross (2003) has argued that it is not commodities but illicit resources, such as coca or opium, that can prolong armed confrontation. In principle, the resources mentioned contribute to prolonging

conflict because they are to some extent lootable, *i.e.* resources that can be easily transported, are lucrative, and generate “means to engage in armed rebellion” (Snyder, 2006, p. 943-944). However, these conditions are not the same for the case of oil palm cultivation, which is not a lootable resource because it is not easy to carry, and it is a resource that is only profitable if produced in large quantities.

In the case of Colombia, Leiteritz, Nasi and Rettberg (2009) conclude that different resources, both illicit and licit, relate to different dynamics of armed conflict. In the specific case of palm, Goebertus (2008) argues that although it is not possible to establish a causal link between the cultivation of oil palm and forced displacement, there are trajectories and social developments associated with oil palm that have manifested as political violence in the Zona Bananera municipality (Magdalena). Among other factors, Goebertus mentions that the involvement of illegal armed groups when there is a weak government presence and incentives for planting palm oil provided by the government has contributed forced displacement.

In relation to other studies about resources and conflict, Ferguson, Romero and Vargas (2014) used satellite deforestation data and fixed effects municipal models and concluded that in the period 1990-2010 the paramilitary presence resulted in high levels of deforestation as well as the influx of a large number of people to secure territories to plant illicit crops, exploit mineral resources, and extend agriculture.

In Colombia, some quantitative studies have sought to explain the relationship between oil palm and armed confrontation. Regarding the development of agricultural activities and the conflict in Colombia, Rugeles and Delgado (2003) evaluate how the low transaction costs of cattle and high transaction costs of palm influence private organizations’ models and how they deal with armed actors that have a presence in the territory. While the literature mentioned contributes to understanding the dynamics of armed conflict and its relationship with natural resources, it does not explain the relationship between natural resources and forced displacement.

Using spatial econometric techniques, Rey (2013) argues that there is a direct geographical connection between palm agriculture and forced displacement across Colombian municipalities that are considered to be new palm producers from 2000 onwards. Rey identifies a spatial coincidence between these two variables but clarifies that it does not establish whether this relationship is actually causal. Palacios (2012), on the other hand, attempts to establish the relationship between the cultivation of oil palm and forced displacement in an illegal crop substitution and weak government presence context. The author’s conclusion is that, in this context, the cultivation of oil palm may generate greater displacement than illegal crops such as coca. However, this conclusion is limited in scope given that out of the 112 oil palm producing municipalities in the country only 18 contain illicit crops: this represents only 14% of the palm growing regions. These municipalities are not necessarily representative of the palm oil agribusiness and/or the spread

of the coca leaf.⁶ Additionally, Sayago's (2011) thesis analyses spatial panel data and concludes that coca, paramilitaries, guerrillas, and criminal gangs in Colombia are related to forced displacement. However, this study does not analyse the existence of other legal resources in these areas that may or may not explain forced displacement.

The literature does not reveal a causal link between the development of palm farming and forced displacement. However, given the particularities of oil palm cultivation and its development within the context of the armed conflict in the Department of Magdalena, a causal link might emerge.

CONTEXT OF THE ARMED CONFLICT

Colombia has suffered a prolonged armed conflict for more than five decades. It started in the 1960s when left-wing guerrilla organizations challenged military and political control of the State.⁷ As the decades went on, new illegal armed actors appeared that disputed guerrilla control of the territory. In the 1980s, for example, there was a rise of drug gangs and vigilante or self-defence groups, the latter created mostly by cattle ranchers and banana growers. The purpose of self-defence groups was to eliminate subversive organizations due to the fact that the State had not been able to do so. In the 1990s, self-defence groups had turned into paramilitary groups. Although their purpose was the same as the self-defence groups, they were different in two aspects: their main source of funding came from drug trafficking (Adams, 2012), and their military strategy was the use of terror. Undoubtedly, the paramilitary groups, in particular the Autodefensas Unidas de Colombia (AUC), were able to seriously combat the guerrilla organizations in different areas of the country; however, they also victimized thousands of civilians (see reports in the Centro Nacional de Memoria Histórica 2010, 2011, 2012). The Department of Magdalena, located in a strategic area rich in natural resources, has been the scene of armed conflict for several decades.⁸ In the 1980s, there was a strong influence of guerrilla groups, particularly the Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC), which later retreated in the 1990s due to the actions of paramilitary

⁶ Databases provided by UNODC in 2013 and Fedepalma in 2012. The municipalities in which there are both illegal crops and palm are: Cantagallo, San Pablo, Simití and Río Viejo in the Department of Bolívar; Belén de los Andaquies in Caquetá; Pailitas in the Department of Cesar; Riohacha in the Department of La Guajira; Ciénaga in the Department of Magdalena; San Martín, Puerto Lleras and Puerto Gaitán in the Department of Meta; Tumaco in Nariño; Tibú, Sardinata and Cúcuta in the Department of Norte de Santander; and finally, Sabana de Torres, San Vicente del Chucurí and Río Negro in the Department of Santander.

⁷ Other organizations are the FARC, ELN, EPL M-19, EPL, Quintín Lame, and the PRT. Currently all groups, except the FARC and the ELN, have signed peace agreements and are demobilized.

⁸ This department is on the Colombian Caribbean coast and includes parts of the Sierra Nevada in Santa Marta, which is one of the highest points of elevation next to an ocean in the world. In addition to water resources and untapped oil fields, the Department is bordered by a pipeline carrying crude oil to the coast and the Drummond railroad that transports coal to the rest of the country (OPPDD, 2001).

groups. In the early 2000s, the so-called Northern Block of the AUC managed to counteract guerrilla presence in the region and take control not only of the territory but also the territoriality, understood as the space in which political, economic, and social relationships as well as power are formed and disputed (Sacks, 1986). This is confirmed by the fact that the AUC had heavily infiltrated local elections and public finances (Romero, Olaya & Pedraza, 2011).⁹

Whilst at the beginning of the decade of the new millennia the AUC were strongly consolidated, by 2003 the demobilization process promoted by Álvaro Uribe Velez's government had begun. The demobilization of paramilitary structures left a power vacuum in the region that led to the emergence of different illegal groups that took control of drug trafficking and business extortion rackets demanding protection money fees from businesses. These are known as criminal gangs or "Bacrim" (see Reyes, 2009).

In short, the Department of Magdalena has been an area of contention due to the various illegal armed groups that have sought to dominate the country politically and militarily and also control the illicit drug trade routes (OPD, 2001; Reyes, 2009).

In the words of the CNMH (2011):

For the mafia and the paramilitary groups, the Sierra Nevada of Santa Marta¹⁰ represents a drug cultivation area with an exit route via the sea and for the FARC-EP, a hiding place for their kidnapped victims and a strategic rear-guard in the Caribbean Block. It also connects different geographical corridors linking the mountains of Perijá Sierra and Ciénaga Grande (p. 233).

In a complex political scenario such as the one in the Department of Magdalena, the development of the palm oil agribusiness seemed to become a political and economic alternative, at least for some sectors of the current government and multilateral agencies.

CHARACTERIZATION OF THE OIL PALM CROP

Oil palm is a late high-yielding crop that requires about thirty months for the first harvest, and only during its sixth year is it able to produce higher income than expenses (Ocampo, 2009). It is not labour intensive; while banana requires 0.83 workers per hectare, oil palm requires only 0.16 workers per hectare (Viloria, 2008). However, once it starts to produce, it produces throughout the year and each commercially processed palm may last up to 25 years. This particular palm

⁹ For example, in the so-called Chivolo Pact (signed in September 2000 and formulated by the AUC leader, "Jorge 40"), the candidates for mayors of 13 municipalities and 417 candidates for councils and departmental assemblies were selected. Candidates who signed the pact then won the elections as many were the only candidates on the list.

¹⁰ Located in the Department of Magdalena.

crop allows peasant families to build longer-term life projects and, in this way, form part of a population that can generate some roots. During the period under review in this study, the Uribe administration strongly supported palm cultivation through state subsidies (as in the case of the Rural Capitalization Incentive and Agro Ingreso Seguro). Plan Colombia also supported the development of this agribusiness in areas with illicit crops and the presence of guerrilla groups –as in the case of Tumaco and southern Bolívar (USAID/MIDAS, 2010).

Moreover, there are land intensive technologies for oil palm cultivation and, in order to lower costs and to be competitive, it requires economies of scale of at least a 5,000 hectares of crops (Ocampo, 2009). Besides the initial investment required, it is essential to install extraction plants that are not diversifiable. The plant transforms the palm fruit into oil that is subsequently sold in domestic and international markets. Moreover, once harvested, the fruit of the palm must be quickly processed; otherwise, it acidifies and can no longer be used for oil. It is for this reason that extraction plants are considered production centres and are key for the production. In Colombia there are 56 plants, eight of which operate in the Department of Magdalena (Fedepalma, 2008).

The reduced costs of this agribusiness attracted the presence of illegal armed actors. During the 1980s and 1990s, the guerrilla organizations became untraceable entrepreneurs of extortion and kidnappings. However, in 2000 the paramilitary groups (AUC) imposed their political and military power in flat areas where palm and banana plantations existed and cattle grazed. They also “taxed” local populations for their provision of security (protection money): a practice made possible by the weak presence of government institutions.

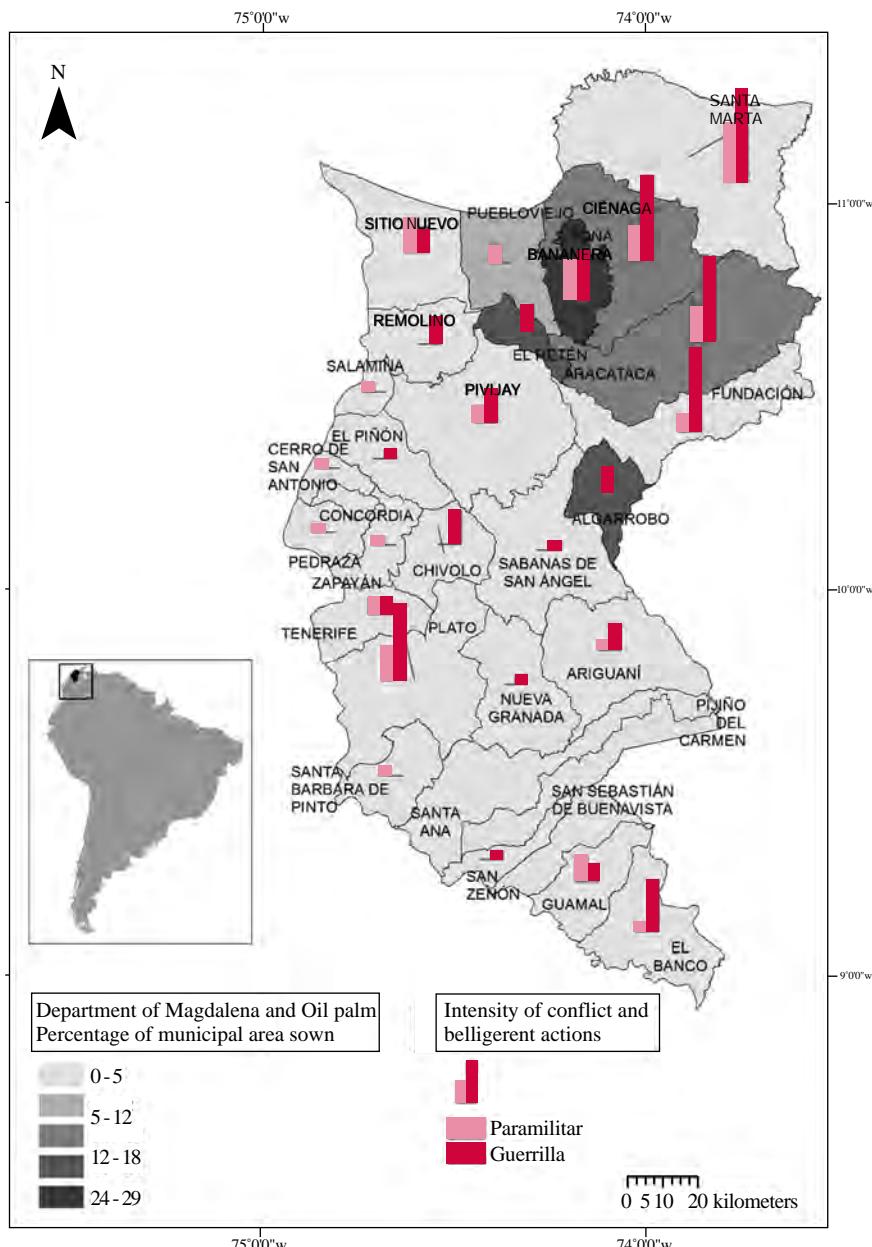
The favourable global market conditions (the international price of palm oil grew by 229% per ton) and the crop’s growing characteristics seemed to be a solution for the substitution of illicit crops. This generated employment for demobilized and displaced persons. However, in the light of a case such as the Department of Magdalena, these benefits could have converted into a *black legend*: a term used in Colombia, based on anecdotal evidence and victim testimony, to describe the dispossession of land, forced displacement, and political violence on a mass scale.

CONCEPTUAL FRAMEWORK

In this section, we propose two mechanisms that relate palm development and forced displacement. There exists the possibility of a *causal* mechanism in which palm production generates forced displacement due to an increase in the demand for land that was stimulated by the significant rise in the international prices of palm oil in world markets during the period 2000 and 2010 (in combination with government subsidies). This situation could have resulted in explicit alliances, where entrepreneurs, in association with illegal armed groups, sought to seize land at low cost.

Map 1.

Map of the Department of Magdalena (Colombia): Palm Production Areas and Intensity of Armed Conflict



Source: Professor Jorge E. Rubiano, Universidad del Valle, taken from the database created by the authors.

There could have even been even implicit alliances, where although the palm cultivators did not seek to displace peasants or seize their land directly, they nonetheless benefitted by having access to cheap land that had been abandoned as a result of paramilitary violence.

There is also the possibility of a *non-causal* mechanism that relates forced displacement with palm oil development that is linked with the intensity of the armed conflict. That is, the dispute between paramilitary groups and guerrilla organizations for the control of territory *coincides* with land type that is appropriate for palm oil cultivation. In this situation, the civilian population (caught in the cross-fire) are doomed to migrate and end up being victims of forced displacement. Although a positive relationship between increased palm activity and forced displacement was observed, it could be spurious. In reality, the correlation would follow a geographical overlap between territorial disputes by illegal armed groups and the development of palm oil agribusinesses.

This research's hypothesis is that the development of palm oil in the Department of Magdalena is causally related to forced displacement, even after controlling for the effect of armed conflict. To test this hypothesis, we consider the following fixed effects model.

MODEL AND ESTIMATION METHODS

Consider the following linear fixed effect unobserved population model on a municipal level for the Department of Magdalena in the 2000-2010 study period:

$$F_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Pr_Produc_{it} + \gamma_2 Paramilitary_{it} + \gamma_3 Guerrilla_{it} + \theta_t + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

for $i = 1, \dots, 30$; $t = 2000, \dots, 2010$ where F_{it} is the rate of forced displacement by expulsion for every 10,000 inhabitants in municipality i in year t ; Pr_Produc_{it} is the percentage of area used in the production of palm oil in municipality i in year t ; $Paramilitary_{it}$ assumes a value of one if actions of political violence are attributably reported to paramilitary groups in municipality i in year t ; $Guerrilla_{it}$ takes value one if actions of political violence are attributably reported to guerrilla groups in municipality i in year t ; θ_t denotes time effects while α_i denotes municipality fixed effects that capture time constant characteristics related to the type of land across municipalities; and finally, u_{it} is the idiosyncratic errors of municipality i in year t .

According to the two mechanisms described in the conceptual framework, we have the following scenarios:

- a) Causal mechanism (*black legend*) where F_{it} occurs by implicit or explicit strategic alliances between palm oil cultivators and paramilitary groups to strip peasant families of their land and/or combat guerrillas. This was spurred by an increase in government subsidies and palm oil prices. In this case,

equation (1) would have the following signs for the parameters: $\gamma_1 > 0$ and $\gamma_2 > 0, \gamma_3 > 0$.

- b) Non-causal mechanism that generates a *spurious* statistical association between palm oil agriculture and forced displacement where armed conflict is not controlled for: $\gamma_1 > 0$ when not controlling for α_i and imposing restrictions $\gamma_2 = 0, \gamma_3 = 0$. When controlling for α_i and armed conflict variables, then equation (1) would have the following signs: $\gamma_1 = 0$, but $\gamma_2 > 0, \gamma_3 > 0$.

In equation (1) we assume that there is no reverse causality, in the sense that forced displacement does not cause expansion of palm oil production once armed conflict is controlled for. This assumption is consistent with anecdotal evidence, which suggests that there was explicit violence to displace peasant families for the purpose of land appropriation. However, the omission of the municipality fixed effect is the key issue in order to distinguish if it is the spurious non-causal mechanism that is at work or the causal one. This fixed effect captures all the determinants of forced displacement that are constant across time, such as land suitable for the cultivation of palm oil. This can also be related to land appropriated for territorial control by groups involved in the armed conflict. We can distinguish between the two mechanisms by assuming that the idiosyncratic error term is not correlated in a contemporaneous manner with any of the explanatory variables for all $t = 2000, \dots, 2010$; however, it still allows for serial correlation across time.

Moreover, under the causal mechanism proposed, we should find evidence that there was a practical and statistical increase in the area used to cultivate palm in the extensive margin. This is due to an increase in international prices as well as government subsidies, as argued above. Furthermore, we should also find evidence that paramilitary activities had a positive effect on the expansion of the palm cultivation area on the municipality level. To study this, we consider the following model:

$$\begin{aligned} Pr_Produc_{it} = & \rho_0 + \rho_1 (Num_Extract_{it-1} \times Precio_{t-1}) + \rho_2 (Num_Extract_{it-1} \times \\ & \Delta Precio_t) + \rho_3 Paramilitary_{it-1} + \rho_4 Guerrilla_{it-1} + \rho_5 Pr_Produc_{it-1} + \varphi_t + v_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

for $i = 1, \dots, 30; t = 2001, \dots, 2010$ where φ_t represents time effects, and v_{it} is the error term.

The variable $Num_Extract_{it-1} \times Price_{t-1}$ represents the number of extracting plants by municipality in period $t-1$, which can be thought of as a proxy variable for government subsidies.¹¹ This is multiplied by the international price of palm oil in period $t-1$, while the variable $Num_Extract_{it-1} \times \Delta Price_t$ multiplies it by the *price change* in international markets between t and $t-1$. Since price only changes

¹¹We believe that the number of extraction plants can be used as a proxy variable because some government subsidies were devoted to expanding irrigation systems close to extraction plants. This means that extraction plants and subsidies may be positively correlated.

across time and not across municipalities, we needed to construct variables that have variability in the two dimensions. This is the reason why we multiplied the number of extracting plants by the price and the change in price across the time dimension. Furthermore, to control for a possible omission variable bias, we control for the lagged dependent variable Pr_Produc_{it-1} .¹²

According to the causal mechanism, we should then observe that the combination of prices and number of extracting plants should have generated an increase in the extensive margin of palm oil cultivation across municipalities, which implies in equation (2) that $\rho_1 > 0$, $\rho_2 > 0$. Moreover, if there was an implicit or explicit alliance between oil palm cultivators and paramilitary groups, we should observe $\rho_3 > 0$ while $\rho_4 = 0$ since guerrilla activities would not have focused on expanding the palm oil agribusiness. If during the period of analysis, the expansion of the agribusiness was weakly persistent, then we should observe $\rho_5 > 0$.

On the other hand, if the non-causal mechanism operates, we should observe $\rho_1 > 0$, $\rho_2 > 0$, and should have $\rho_3 = 0$ (as well as $\rho_4 = 0$). We would expect these results because paramilitary activities lagged one period (guerrilla activities also lagged one period). Therefore, given that we have lagged the dependent variable as a control variable in equation (2), they should not have a statistical relation with the development of the palm agribusiness on the municipal level in the following period.

If the municipal fixed effect is not correlated in any time period with the explanatory variables in the model, then (1) could be estimated by a Pooled Ordinary Least Squares Estimator (POLSE) or a Random Effects Estimator (REE), which is, in fact, a Minimum Generalized Least Squares (GLS) estimator. However, if the municipal fixed effect is correlated with the explanatory variables in the model, which may be the case as we have argued above in terms of the *black legend*, then the appropriate estimator is the Fixed Effects Estimator (FEE). In addition, equation (2) is estimated by POLSE since controlling explicitly for municipality fixed effects would be inappropriate given that land quality is an aspect that varies during palm cultivation. All estimations use fully robust standard errors that are valid under serial correlation and heteroskedasticity.

DATA

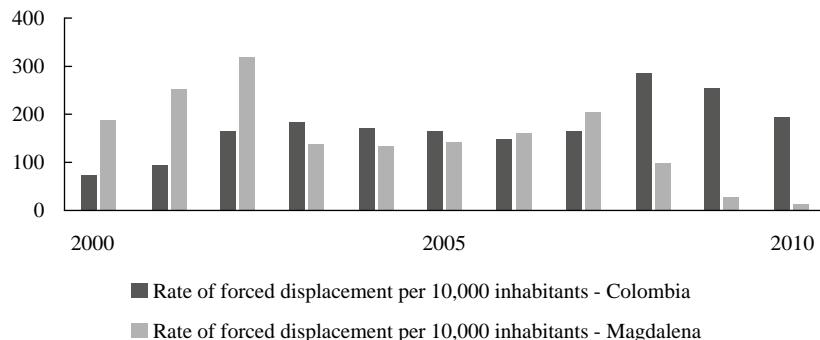
We assembled a panel data set to verify our research question that allows us to apply equations (1) and (2) to econometric estimation procedures, as described in the previous section. Before we present the data, we report some key aspects of forced displacement and oil palm production for the Department of Magdalena.

¹²The number of extracting plants, the international price of palm oil, and its change could be used as an instrumental variable. However, this might be misleading because the number of extraction plants is surely correlated with land quality, which is proxied by the municipality's fixed effects in equation (1). Therefore, this instrumental variable would not be exogenous.

First, note that the forced displacement dynamic in Magdalena shows similarities with the aggregate case for Colombia, as shown in Figure 1 for the same time period.

Figure 1.

Rate of forced displacement per 10,000 inhabitants



Source: Authors' calculations based on data from OPPDD.

Secondly, during the period, the palm production area increased by 62%, as shown in Figure 2. Also, it coincided with a 229% increase in the price of palm oil in world markets, as is shown in Figure 3.

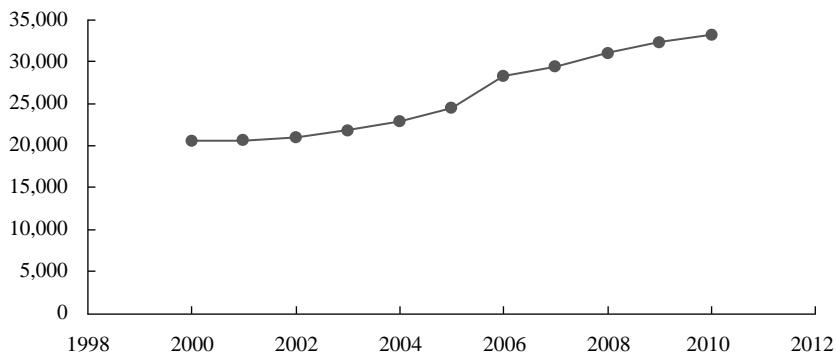
Third, the behaviour of palm oil production in the period under study coincides with the government support. This was manifested in policies promoting this type of crop under the presidency of Alvaro Uribe Vélez who was elected in 2002 and strongly supported this type of agricultural development in Colombia through the provision of grants, specifically in the Department of Magdalena, until the end of his administration in 2010.

Fourth, between 2003 and 2006, there was a demobilization process of paramilitary groups in Colombia, which coincided with a decrease in the rate of forced displacement, both on a national level and in the Department of Magdalena (shown in Figure 1). This becomes a motive in equation (1) to control for time effects, which represent changes in the rate of forced displacement by this exogenous temporal change.

Table 1 reports the descriptive statistics for all variables used in the econometric estimation procedures. Notice the panel data is balanced because it has 11 periods on an annual basis between 2000 and 2010, which explains why $T = 11$. In addition, the total number of municipalities is $n = 30$, which includes Santa Marta, the capital of the Department, hence the total number of observations is $N = n * T = 330$.

Figure 2.

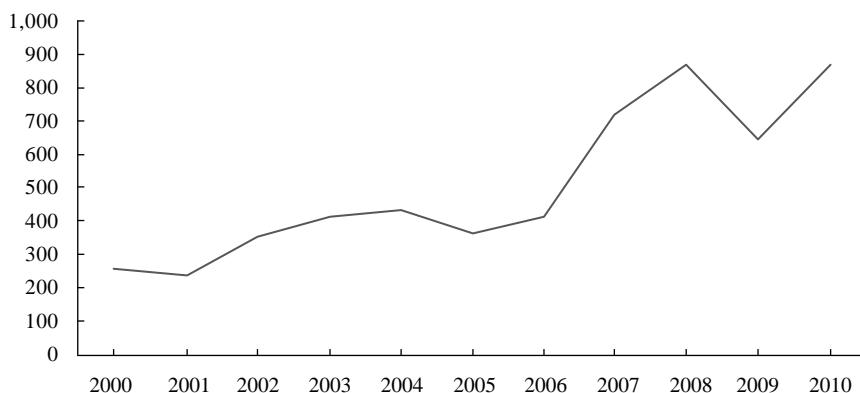
Oil palm production - hectares



Source: Authors' calculations based on data from FEDEPALMA.

Figure 3.

Price of palm oil - \$US per tonne



Source: Authors' calculations based on data from UNCTADSTAT.

The dependent variable in equation (1) is the rate of forced displacement per ten thousand inhabitants, defined as the number of people who were forced, as a result of mechanisms of violence, to migrate from municipality i in period t , divided by the total population of the Department of Magdalena. This rate varies widely during the period (as shown in Table 1), where the average is 5.09, with a standard deviation of 13.63. The minimum value of this rate is zero and the maximum is 185.61, which shows a high variability across municipalities during the period under study.

Table 1.
Descriptive Statistics

Variable	Variation	Average	Std. Dev.	Min.	Max.	Observations
Forced Displacement (rate per 10,000 inhabitants)	total	5.09	13.63	0	185.61	N = 330
	between		8.99	0.08	44.33	n = 30
	within		10.37	-35.78	146.37	T = 11
Palm Oil+	total	0.36	0.48	0	1	N = 330
	between		0.47	0	1	n = 30
	within		0.12	-0.18	1.09	T = 11
Pr_Produc	total	3.33	7.04	0	30.2	N = 330
	between		7.09	0	28.9	n = 30
	within		0.89	-1.39	9.9	T = 11
Num_Extraction Plants	total	0.08	0.45	0	5	N = 330
	between		0.20	0	0.82	n = 30
	within		0.40	-0.74	4	T = 11
Num_Extract_1 × Price_1	total	55.31	290.23	0	2,586	N = 300
	between		139.65	0	540	n = 30
	within		255.58	-484.69	2,201.31	T = 10
Num_Extract_1 × ΔPrice	total	-0.13	11.78	-87.46	115.22	N = 300
	between		3.23	-14.25	6.82	n = 30
	within		11.34	-73.34	109.40	T = 10
Paramilitary+	total	0.14	0.35	0	1	N = 330
	between		0.17	0	0.64	n = 30
	within		0.30	-0.50	1	T = 11
Guerrilla+	total	0.28	0.45	0	1	N = 330
	between		0.33	0	1	n = 30
	within		0.31	-0.63	1.19	T = 11

+ Dummy variable.

Source: Authors' calculations.

The variable *Palm Oil* is binary and takes the value of one if municipality *i* in year *t* reported palm oil production and zero otherwise. Table 1 shows that in the study period, this variable varies over time and between municipalities. On average, 36% of municipalities in the department produced palm oil. The variable *Pr_Produc* is a continuous positive variable that represents the percentage of the area that produced palm oil relative to the total area used for production each year in

the department. This number varies by year and municipality and is a measure of the extensive margin expansion of this agribusiness. There are places that did not produce palm in the period, and there is also a municipality in the period that used 30% of the area for palm oil production. The *Num_Extraction_Plants* variable varies by municipality and across time, as shown in Table 1. While one municipality had five extraction plants, there were towns that did not have any. This variable is lagged and then multiplied respectively by the international price of palm oil lagged for one period and the change in the price of oil per ton between t and $t-1$. The variables *Num_Extract_1×Price_1* and *Num_Extract_1×ΔPrice* are reported in Table 1.

The binary variables *Paramilitary* and *Guerrilla* were created to capture the geographical areas where disputes arose over territorial control. Such clashes occurred, not only between guerrilla and paramilitary groups, but also between paramilitaries and drug traffickers and even among the different factions of the paramilitary groups. The criteria to define these variables are related to political violence, including massacres (number of cases and number of victims); political assassinations (of mayors, former mayors, councillors, trade unionists, and journalists); and military confrontations, (the evidence for which is the number of civilian victims of landmines, improvised explosive devices and unexploded ordnance, attacks on police facilities, contact with armed groups, ambushes, harassment, kidnapping, and attacks on the population). The two variables take the value 0 if none of the above acts of violence occurred in municipality i and period t while variable *Paramilitary* takes the value one if there were violent confrontations where the modus operandi is typical of paramilitary groups, such as massacres and political assassinations. The *Guerrilla* variable takes a value of one if there were violent confrontations where the modus operandi is typical of guerrillas, such as landmines, improvised explosive devices, and unexploded ordnance, as well as attacks on police facilities, ambushes, kidnappings, and harassment.¹³ According to Table 1, there were a greater percentage of municipalities affected by the intensity of the armed conflict due to guerrilla actions (28%) than by paramilitary actions (14%).¹⁴

¹³There may be measurement errors in the armed conflict variables in the sense that the abductions may not have been committed by a guerrilla group but by an organized crime organization; or a murder of a public official may have had a personal motive rather than a political one. Nevertheless, we consider it important to include both variables to capture violent actions that differ over time and across municipalities. These can be associated with the dynamics of armed conflict that relate to crime.

¹⁴It should be clarified that violent actions do not necessarily mean more victims: while one slaughter may involve at least five people, kidnapping or antipersonnel mines can involve only one person.

EMPIRICAL RESULTS

Table 2 reports estimates for equation (1) by POLSE in the first two columns, REE in columns three and four, and FEE in last three columns. All estimations include time dummies while cluster standard errors are reported given that serial correlation is detected across specifications. The first column shows that the development of the palm production area on the municipal level is associated in a positive and statistically significant manner at 1% with forced displacement. The value of 0.22 tells us that if municipal level production area is increased by seven percentage points forced displacement would be associated, on average, with an increase of 1.54 per 10,000 inhabitants. According to descriptive statistics, this would represent nearly a third of the average value of forced displacement in the period (5.09) per 10,000 inhabitants.

This result corroborates the stigma associated with palm cultivation in some areas in Magdalena to the extent that the production of this agribusiness would be positive, significant, and statistically related to forced displacement. However, this marginal effect should not be interpreted as causal because relevant variables, such as those related to the armed conflict, are ignored and not controlled for in the estimation.

Column 2 shows the POLSE estimate when controlling for armed conflict in equation (1) where the coefficient on *Pr_Produc* becomes negative, although it is not statistically significant, even at 10%. This implies that the positive value obtained in column 1 captured the effect of armed conflict, which would be highly correlated with the fact that the municipality is producing palm. Something similar happens when the estimation is made using the REE, as shown in columns 3 and 4. When no armed conflict variables are included, as in column 3, the coefficient associated with *Pr_Produc* is positive and statistically significant at 1%: a value similar to the POLSE estimate. However, if conflict variables are controlled, the estimate decreases in absolute value and becomes insignificant at 10%, also when using POLSE. These results are consistent with the non-causal mechanism because by controlling for variables related to the armed conflict we find that these control variables positively affect forced displacement. Palm development, however, does not. Interestingly, both paramilitary and guerrilla violent activities are associated in a positive and statistically significant way with forced displacement; this suggests that people would have been caught in crossfire. Despite this, we have to consider other estimation procedures before we can conclude that the evidence is in favour of the non-causal mechanism.

A Breusch-Pagan test was conducted to determine the existence of positive variance in the fixed effect α_i under the random effects estimator, which yielded a *p*-value of 0,001 and allowed the rejection of the null hypothesis. This means that there is a fixed effect at the municipal level that we should consider.

Table 2.
Regressions

Forced Displacement Rate due to Expulsion per 10,000 inhabitants							
Dependent Variable	POLSE	POLSE	REE	REE	FEE	FEE	FEE
<i>Pr_Produc</i>	0.22" (0.16)	-0.07 (0.18)	0.28" (0.15)	0.04 (0.16)	0.77* (0.28)	0.65* (0.27)	0.52*** (0.33)
<i>Paramilitary</i>	-	12.74* (5.70)	-	10.12* (4.71)	-	6.93* (3.43)	6.67** (3.46)
<i>Guerrilla</i>	-	9.92" (3.70)	-	6.2* (2.78)	-	1.38 (1.21)	1.01 (1.43)
<i>Paramilitary_1</i>	-	-	-	-	-	-	6.76* (3.29)
<i>Guerrilla_1</i>	-	-	-	-	-	-	-0.02 (1.06)
<i>Observations</i>	330	330	330	330	330	330	329
<i>R2</i>	0.0598	0.27	0.06	0.26	0.04	0.11	0.16
<i>Serial Correlation?</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>p-value Hausman Test</i>	-	-	0.99	0.012	0.99	0.012	-
<i>p-value Strict Exogeneity Test</i>	-	-	-	-	0.25	0.42	-

Dummy time variables included in all of the regressions.

POLSE: Pooled Ordinary Least Squares Estimator; FEE: Fixed Effect Estimator;

REE: Random Effect Estimator.

Clustered standard errors at the municipality level in brackets.

Statistical significance at one tail ***10%, **5%, *1%.

Source: Authors' calculations.

POLSE and REE allow for the presence of the municipal fixed effect that is constant over time but assume that it is uncorrelated with the explanatory variables in equation (1). As argued above, since both the expansion in the extensive margin of palm oil agribusiness and armed conflict groups struggle to dominate territory then it seems more reasonable to control for land quality through a municipal fixed effects. This is because if we do not then there is an omitted variable bias in the estimation. Hence, it seems more reasonable to estimate equation (1) with a FEE that allows the municipal fixed effect to be correlated with the explanatory variables and which can be controlled for indirectly by the FE estimation procedure. Columns 5 and 6 report the estimation of equation (1) by the FEE.

The FEE consistently estimates population parameters when the error term satisfies the assumption of strict exogeneity.¹⁵ This means that the idiosyncratic error u_{it} is not correlated with past, present, and future values of the explanatory variable of the model (1). The statistical test proposed by Wooldridge (2010, p. 325) tests the assumption of strict exogeneity for the FEE. Columns 5 and 6 in Table 2 report these statistical tests and their *p*-value. In this case we can see that even at 10% we cannot reject the null hypothesis of strict exogeneity. This supports the conclusion that the parameters estimated using FEE can be consistently estimated and can be interpreted in a causal manner.

Moreover, we also carried out a Hausman test to establish whether the estimates that we made using the FEE and the REE are statistically similar. This test allows us to see the effect of either controlling or not controlling for the municipal fixed effects. Columns 3 and 5 report the *p*-value for the Hausman test, which is 0.99. In this situation the null hypothesis means that the estimates are equal under the REE and FEE, which are not rejected (not even at 10%). The Hausman test for the estimates in columns 4 and 6, in which the *p*-value reported in Table 2 is 0.001, means that we can reject the null hypothesis that the REE and FEE estimates are equal at 1%. This implies that the municipality fixed effect makes a difference between these two types of estimators when the armed conflict variables are included. Since we want to control for the fixed effect on the municipal level, which could be correlated with the explanatory variables, the FEE is considered more credible than the REE. This is because the latter assumes, by construction, that α_i is not correlated to the explanatory variables in equation (1) for any period. Hence, as a result of the statistical tests, we prefer the FEE results.

Note that column 4 in Table 2 shows that *Pr_Produc* is positively related with forced displacement in a statistically significant way at 1%. This is similar to the POLSE and REE results. Nonetheless, the point estimate of FEE continues to be positive and statistically significant when controlling for armed conflict variables, as shown in column 5 of Table 2. This result is in stark contrast with those obtained using POLSE and REE. The point estimate of the FEE in the sixth column of Table 2 that is associated with *Pr_Produc* is 0.65, and this is still statistically significant at 1%. Given the results of the strict exogeneity test carried out, this result can be interpreted causally. Hence, a seven percentage point increase (one standard deviation increase) in *Pr_Produc* seems to have caused, on average, a 4.55 per ten thousand inhabitants increase in forced displacement beyond the effect of armed conflict. This effect is practically significant, relative to the average forced displacement rate of 5.09 and its standard deviation (13.64). The causal effect is, on average, somewhat less than the mean and approximately a third of a standard deviation of the rate of forced displacement. The 95% confidence interval is between one eighteenth and two thirds of a standard deviation.

¹⁵Formally, strict exogeneity is $E(u_{it}X_{i2000}, \dots, X_{i2010}) = 0$ of all $i = 1, \dots, 30$ y $t = 2000, \dots, 2010$ where X_{it} denotes the explanatory variables in equation (1).

Column 6 in Table 2 shows that municipalities that experienced intense paramilitary violence had a forced displacement of 6.93 per 10,000 thousand inhabitants. This is around the same order of magnitude of a standard deviation for the rate of displacement during the time period studied. Hence, a standard deviation increase in the production of palm oil had a comparable order of magnitude effect on displacement as paramilitary activities. The results with the FEE suggest that there is a statistical and practically relevant causal relationship between palm oil cultivation and forced displacement after controlling for armed conflict variables and municipality fixed effects. This result allows us to reject the non-causal mechanism in favour of the causal one. Additionally, and consistent with the causal mechanism proposed, violent activities by paramilitary groups (rather than guerrilla groups) were positively related to the rate of forced displacement. This can be observed in column 6 of Table 2.

Finally, and in order to study the robustness of the result, the last column in Table 2 reports the FEE for equation (1) when controlling for lagged armed conflict variables. The theory is that current forced displacement may also be related to paramilitary and guerrilla violence in the previous period. Based on the results, our conclusion does not change with this robustness check although we do lose some statistical power. This seems to come from the loss of degrees of freedom, as it is the case that *Pr_Prod* has a positive and statistically significant coefficient at the 10% significance level for a one tail test. Again, only the lagged variable associated with paramilitary activities is positively related with forced displacement, and this is consistent with the proposed causal mechanism.

In this section of the paper, we closer investigate the workings of the causal mechanism given that we found strong evidence to reject the non-causal scenario. There may be several different causal mechanisms that could explain the relationship between forced displacement and palm development. In the conceptual framework, we suggest that forced displacement could have occurred by implicit or explicit alliances between palm growers and paramilitary groups in order to strip peasant families of their land in order to plant oil palm and combat guerrillas. They would have, simultaneously, took advantage of the large increase in international prices and government subsidies for this type of crop. This causal mechanism is consistent with some of the anecdotal evidence that we referred to above as the *black legend* of oil palm.

Equation (2) is estimated using POLSE. This is because controlling for a municipal fixed effect is not reasonable in this case as we need to allow for different land conditions for palm growers to expand their crops. We report equation (2)'s estimation results in Table 3. In both specifications we found serial correlation in the error term and, therefore, only considered statistical tests that are robust to this issue as well as to heteroskedasticity.

Table 3.
Regressions

Dependent Variable Pr_Produc	POLSE	POLSE	POLSE
<i>Num_Extract_I × Price_I</i>	0.001* (0.0001)	0.0008 * (0.0001)	0.0007* (0.0001)
<i>Num_Extract_I × ΔPrice</i>	0.004 (0.004)	0.0049** (0.0029)	0.0049** (0.0027)
<i>Paramilitary_I</i>	-	0.58* (0.05)	0.62* (0.04)
<i>Guerrilla_I</i>	-	0.012 (0.051)	0.016 (0.048)
<i>Pr_Produc_I</i>	-	0.016* (0.004)	0.019* (0.004)
<i>Pr_Produc_I × Paramilitary_I</i>	-	-	-0.009** (0.005)
<i>Observations</i>	300	300	300
<i>R2</i>	0.41	0.72	0.73
<i>Serial Correlation?</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Robust Wald Statistic (p-value)</i>	0.001	0.001	0.001

Dummy time variables included in all of the regressions.

POLSE : Pooled Ordinary Least Squares Estimator.

Clustered standard errors at the municipal level in brackets.

Statistical significance at one tail ***10%, ** 5%, *1%.

Source: Authors' calculations.

Column 1 in Table 3 shows that the number of extracting plants interacted by the international price and its change positively explain the expansion of palm cultivation across municipalities. The variables are jointly significant at the 1% significance level according to the robust Wald statistic. As reported in column 2, this result is robust to the inclusion of the lagged armed conflict variables as well as to the lagged dependent variable. This is a way of controlling for an omitted variable bias. Interestingly, the lagged paramilitary variable has a positive effect on *Pr_Produc*, which is significant at the 1% while this is not true for the lagged guerrilla variable. This result underpins the causal mechanism proposed, since only paramilitary groups, in explicit or implicit alliances with oil palm cultivators seem to have benefitted from the expansion of oil palm cultivation.

The last column in Table 3 includes a specification that augments the model by including the variable that multiplies the lagged paramilitary dummy variable

with the lagged dependent variable. This is undertaken in order to assess whether the paramilitary violence benefitted in a different way from the expansion of the palm agribusiness across municipalities with different proportions of land dedicated to palm oil cultivation. We found that the positive marginal effect of paramilitary violence on the development and expansion of oil palm cultivation was attenuated in municipalities that had higher percentages of land dedicated to this activity. Hence, paramilitary violence seems to have expanded palm cultivation in municipalities that previously had a lower percentage of land dedicated to palm cultivation. This is perfectly consistent with the causal mechanism proposed since paramilitary activity would have been more prevalent precisely in municipalities with lower percentages of land dedicated to palm cultivation but that had the opportunity to expand.

This research finds evidence that supports a causal mechanism that is consistent with the anecdotal evidence of a *black legend* relating the development of the oil palm industry with forced displacement in the Department of Magdalena. We found that there is a causal mechanism even after controlling for the ongoing armed conflict. We also found strong evidence that paramilitary violence was a key factor in the expansion of palm agribusiness while guerrilla violence did not affect the expansion of this type of cultivation.

CONCLUSIONS

This article has found strong empirical evidence that between 2000 and 2010 in the Department of Magdalena —a representative case study in Colombia— the development of the palm oil agribusiness seemed to have caused a significant increase in forced displacement beyond that caused by the ongoing armed conflict. This finding does not mean that the development of oil palm was the only cause of forced displacement but that it did contribute in a causal manner to this phenomenon: beyond the obvious effect of paramilitary and guerrilla violent activities.

The results obtained allow us to reject the hypothesis that a spurious relationship between oil palm development and forced displacement was established between 2000 and 2010. Specifically, and with our preferred estimates, we found that an increase of a standard deviation in oil palm development on the municipal level caused, on average, an increase of about a third of a standard deviation in the rate of forced displacement. The 95% confidence interval is between one eighteenth and two thirds of a standard deviation.

We found that the expansion of palm cultivation in Magdalena benefitted from paramilitary rather than guerrilla involvement. Furthermore, we found that the positive effect of paramilitary activities on the expansion of the palm agribusiness was stronger in municipalities that initially had lower shares of land dedicated to oil palm.

Given that the palm agribusiness has existed in Colombia for more than six decades, and palm crop is present in over 110 municipalities that have not necessarily experienced forced displacement, it would be inappropriate to generalize this

particular case study and apply it to other periods and for other regions. For this reason, it is important to conduct more research into displacement in different oil palm producing regions in Colombia and across the world. This research should be conducted in areas with and without territorial disputes with illegal armed actors, and it should take into account substantial increases in international prices and/or government subsidies.

REFERENCES

1. Adams, D. (2012). Vínculos entre paramilitares y drogas: antes y después de la desmovilización. In M. Restrepo and B. Bagley (Eds.), *La desmovilización de los paramilitares en Colombia: entre el escepticismo y la esperanza* (pp. 69-87). Bogotá: Universidad de los Andes.
2. Centro Nacional de Memoria Histórica. (2010). *Tierra en disputa*. Bogotá: CNMH.
3. Centro Nacional de Memoria Histórica. (2011). *Mujeres y guerra. Víctimas y resistentes en el Caribe*. Bogotá: CNMH.
4. Centro Nacional de Memoria Histórica. (2012). *Mujeres que hacen historia. Tierra, cuerpo y política en el Caribe colombiano*. Bogotá: CNMH.
5. Collier, P. (2000). Rebellion as a quasi-criminal activity. *Journal of Conflict Resolution*, 44(6), 839-853.
6. Collier, P., & Hoeffler, A. (1998). On economic causes of civil war. *Oxford Economic Papers*, 50, 563-573.
7. Collier, P., Hoeffler, A., & Soderbom, M. (2001). *On the duration of civil wars* (Working Paper, 2681). World Bank Policy Research.
8. Comisión The Body Shop y Christian Aid. (2010). Primer informe, Comisión Independiente de Tierras. Las Pavas – Bolívar, Colombia. Bogotá: Body Shop y Christian Aid.
9. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (1993). Archivos del Censo. Bogotá: DANE.
10. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2005). Censo Retrieved from <http://www.dane.gov.co/censo/>.
11. Departamento Nacional de Planeación (DNP). 2009. Retrieved from <http://www.dnp.gov.co/PortalWeb/Programas/DesarrolloTerritorial/FinanzasP%C3%BAblicasTerritoriales/EjecucionesPresupuestales/tabid/369/Default.aspx>.
12. Fearon, J. D. (2005). Primary commodity exports and civil war. *The Journal of Conflict Resolution*, 49(4), 483-507.
13. Fedepalma. (2008). Informe de gestión Fedepalma. Retrieved from https://issuu.com/fedepalma/docs/informe_fedepalma2008.

14. Fedepalma-SISPA. (2010). *Panorama de la agroindustria de la palma de aceite en Colombia y en la zona norte del país: situación actual, retos y perspectivas*. Retrieved from <http://web.fedepalma.org/bigdata/zonaprivada/panoramadelaagroindustriadelapalmadeaceiteencolombiaenlazonorte.pdf>.
15. Fergusson, L., Romero, D., & Vargas, J. F. (2014). *The environmental impact of civil conflict: The deforestation effect of paramilitary expansion in Colombia* (Documentos CEDE 012225). Universidad de los Andes-CEDE.
16. Goebertus, J. (2008). Palma de aceite y desplazamiento forzado en zona bananera: “trayectorias” entre recursos naturales y conflicto. *Colombia Internacional*, 67, 152-175.
17. Hausman, J. A., Hall, B. H., & Griliches, Z. (1984). Econometric models for count data with an application to the patents–R&D relationship. *Econometrica*, 52, 909-938.
18. Hurtado, M. (2009). *Palm oil production and armed conflict in Colombia: Exploring the cases of San Alberto and San Martín*. Prague, Czech Republic: Global Business and Technology Association Reading Book.
19. Hurtado, M., & Hernández, G. (2010). Perfil local y agroindustria palmera explorando el caso de San Alberto y San Martín. *Cuadernos de Desarrollo Rural*, 7(65), 127-149.
20. Hurtado, M., & Pereira, C. (2011). Legitimidad empresarial, conflicto de tierras y producción palmera en Colombia. *Revista de Relaciones Internacionales, Estrategia y Seguridad*, 6(2), 91-110.
21. Ibáñez, A. M., & Velásquez, A. (2008). *El impacto del desplazamiento forzoso en Colombia: condiciones socioeconómicas de la población desplazada, vinculación a los mercados laborales y políticas públicas*. CEPAL: Santiago de Chile, División de Desarrollo Social. Retrieved from <http://www.cepal.org/publicaciones/xml/2/35022/sps145-Desplazamiento-Colombia.pdf>.
22. Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC). (2011). *Atlas de la distribución de la propiedad rural en Colombia*. Retrieved from http://www.igac.gov.co/wps/wcm/connect/8beae7804dc8d75abb1efb36b3_9898f6/1_notas_sobre_la_evolucion_historica_con_cubierta_1.pdf?MOD=AJPERES.
23. Internal Displacement Monitoring Centre (IDMC). (2014). The Global Overview 2014: People internally displaced by conflict and violence. Internal Displacement Monitoring Centre Norwegian Refugee Council: Geneva. Retrieved from <http://www.internal-displacement.org/assets/publications/2014/201405-global-overview-2014-en.pdf>.
24. Le Billion, P. (2001) The political ecology of war: Natural resources and armed conflicts. *Political Geography*, 20, 561-584.

25. Leiteritz, R., Nasi, C., & Rettberg, A. (2009). Desvinculando los recursos naturales del conflicto armado en Colombia: recomendaciones para formuladores de política y activistas. In *Colombia Internacional* (pp. 219-225). Bogotá: Tercer Mundo Editores.
26. Mignorance, F., Flaminia, M., & Helene, L. (2004). *El cultivo de la palma africana en el Chocó. Legalidad ambiental, territorial y derechos humanos.* Bogotá: Human Rights Watch Everywhere and Diócesis de Quibdó.
27. Observatorio del Programa Presidencial de Derechos Humanos y Derecho Internacional Humanitario (OPPDD). (2001). *Panorama actual de la Sierra Nevada de Santa Marta* (pp. 1-19). Bogota: OPPDD.
28. Observatorio del Programa Presidencial de DDHH y DIH (OPPDD). (2008). Diagnóstico Departamental del Magdalena. Retrieved from <http://www.derechoshumanos.gov.co/Pna/documents/2010/magdalena/magdalena.pdf>.
29. Ocampo, S. (2009). Agroindustria y conflicto armado. El caso de la palma de aceite. *Colombia Internacional*, julio-diciembre, 169-190.
30. Ospina, M., & Doris, O. (2001). *La palma africana. Apuntes y memorias* (2nd Ed.). Bogotá: Fedepalma.
31. Palacios, P. A. (2012). Forced displacement: Legal versus illegal crops. *Defence and Peace Economics*, 23, 133-160. Retrieved from http://www.mamacoca.org/docs_de_base/Cifras_cuadro_mamacoca/Forceddisplacement_PaolaPalacios_junio2010.pdf.
32. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). (2011). *Magdalena 2012. Estado de avance de los objetivos del milenio.* Retrieved from http://www.pnud.org.co/2012/odm2012/odm_magdalena.pdf.
33. Rettberg, A. (2009). Business and peace in Colombia: Reponses, challenges and achievements. In Virginia, M. (Ed.), *Building peace in a time of war*. Washington, D. C.: Bouvier.
34. Rey, C. (2013). Análisis espacial de la correlación entre cultivo de palma de aceite y desplazamiento forzado en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 32(61), 683-718.
35. Reyes, A. (2009). *Guerreros y campesinos. El despojo de la tierra en Colombia.* Bogotá: Norma.
36. Rivas, E. (February 19th 2008). *Desplazados y productivos.* Retrieved from <http://www.elespectador.com/impreso/cuadernilloa/paz/articuloimpresodesplazados-y-productivos?page=0,1>.
37. Romero, M., Olaya, A., & Pedraza. H. (2011). Privatización, paramilitares y políticos: el robo de los recursos de salud en la costa Caribe. In V. M. Romero & M. A. F. Ávila (Eds.), *La economía de los paramilitares. Redes de corrupción, negocios y política* (pp. 15-74). Colombia: Debate.

38. Ross, M. (2003). Oil, drugs and diamonds: The varying role of natural resources in civil war. In Ballentine, K., & Sherman, J. (Eds.), *The political economy of armed conflict: Beyond greed and grievance* (pp. 47-70). Boulder, CO: Lynne Rienner.
39. Rugeles, L., & Delgado, L. (2003). La construcción de lo público desde el sector local productivo colombiano. La especificidad de los activos en palma de aceite y ganadería: un análisis regional comparado. *Instituciones y Desarrollo*, 14-15.
40. Sacks, R. (1986). *Human territoriality its theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press.
41. Sayago, J. (2011). *Desplazamiento forzoso en Colombia: expulsión y movilidad, dos dinámicas que interactúan* (Unpublished Masters Thesis). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
42. Snyder, R. (2006). Does lootable wealth breed disorder? A political economy of extraction framework? *Comparative Political Studies*, 39(8), 943-968.
43. Unctastat. Free market commodity price indices, 1960-2012. Retrieved in May 2015 from <http://unctadstat.unctad.org/TableViewer/tableView.aspx?ReportId=30728>.
44. United Nations Office on Drugs and Crime (UNODC). Proyecto Sistema Integrado de Monitoreo de Cultivos – SIMCI. Database retrieved from <http://www.biesimci.org/>.
45. USAID/Midas, Fedepalma SNV & Cecodes. (2010). *De las alianzas productivas a los negocios inclusivos*. Bogotá: USAID/Midas, Fedepalma y SNV & Cecodes.
46. Viloria de la Hoz, J. (2008). *Banano y revaluación en el departamento del Magdalena 1997-2007* (Documentos de Trabajo de Economía Regional 105). Retrieved from <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-105.pdf>.
47. Villegas, M. (2008). *Finca campesina con palma: ocupación productiva del territorio en el Magdalena Medio* (Unpublished document).
48. Wooldridge, J. (2010) *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd Ed.). Massachusetts: MIT Press.

ARTÍCULO

LAS GRANDES EMPRESAS AGROPECUARIAS EN ARGENTINA: LOS CASOS DE CRESUD Y EL TEJAR

Gastón Caligaris

Caligaris, G. (2017). Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 469-488.

En este artículo se analizan las “historias de vida” de las dos empresas que aparecen en la prensa y la literatura como las más grandes de la producción agraria pampeana: Cresud y El Tejar. Con ello, se procura aportar evidencia empírica y elementos de análisis para evaluar si las llamadas “grandes empresas agropecuarias”, que irrumpieron en la producción agraria pampeana en las últimas décadas, constituyen capitales agrarios equiparables a los capitales concentrados dominantes en el resto de la economía nacional. Las conclusiones a las que se arriba desafían varias concepciones dominantes en la literatura especializada.

Palabras clave: grandes empresas agropecuarias, agronegocios, Cresud, El Tejar.
JEL: N56, O13, Q13, Q15, R14.

G. Caligaris

Doctor en Ciencias Sociales de la Universidad de Buenos Aires y becario posdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas (Conicet) de Argentina, con lugar de trabajo en el Centro de Investigaciones sobre Economía y Sociedad en la Argentina Contemporánea (IESAC) de la Universidad Nacional de Quilmes (UNQ), Argentina. Correo electrónico: gcaligaris@gmail.com.

Sugerencia de citación: Caligaris, G. (2017). Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 469-488. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.51423](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.51423).

Este artículo fue recibido el 22 de junio de 2015, ajustado el 31 de agosto de 2015 y su publicación aprobada el 2 de septiembre de 2015.

Caligaris, G. (2017). The big agricultural enterprises in Argentina: The cases of Cresud and El Tejar. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 469-488.

This article presents an in-depth study of the ‘life story’ of the two companies described by the press and the literature as the largest in Pampas agricultural production: Cresud and El Tejar. The objective of this study is to provide empirical evidence and elements of analysis to assess whether the so-called ‘big agricultural enterprises’, which have sprung up over recent decades in Pampas’ agricultural production, are comparable to the concentrated capitals that dominate the rest of the national economy. The study’s conclusions challenge several of the dominant ideas in the relevant literature.

Keywords: Big agricultural enterprises, agribusiness, Cresud, El Tejar.

JEL: N56, O13, Q13, Q15, R14.

Caligaris, G. (2017). Les grandes entreprises agricoles en Argentine : Les cas de Cresud et El Tejar. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 469-488.

Dans cet article nous analysons les « histoires de vie » des deux entreprises qui apparaissent dans la presse et dans les publications comme les plus grandes de la production agraire de la pampa : Cresud et El Tejar. Avec cela nous voulons montrer un exemple empirique et des éléments d’analyse pour évaluer si ce qu’on appelle les « grandes entreprises agricoles » qui ont fait irruption dans la production agricole de la pampa les dernières décennies constituent des capitaux agricoles comparables aux capitaux dominants concentrés dans le reste de l’économie nationale. Les conclusions auxquelles nous parvenons remettent en cause plusieurs des conceptions dominantes dans les publications spécialisées.

Mots-clés : Grandes entreprises agricoles, négocios agrícolas, Cresud, El Tejar.

JEL : N56, O13, Q13, Q15, R14.

Caligaris, G. (2017). As grandes empresas agropecuárias na Argentina: Os casos de Cresud e El Tejar. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 469-488.

Neste artigo, são analisadas as “histórias de vida” das duas empresas que aparecem na imprensa e na literatura como as maiores da produção agrária dos Pampas: Cresud e El Tejar. Com isso, procura-se trazer uma evidência empírica e elementos de análise para avaliar se as chamadas “grandes empresas agropecuárias”, que chegaram à produção agrária dos Pampas nas últimas décadas, conformam capitais agrários comparáveis aos capitais concentrados dominantes no resto da economia nacional. As conclusões acima são desafiadas por várias concepções dominantes na literatura especializada.

Palavras-chave: Grandes empresas agropecuárias, agronegócios, Cresud, El Tejar.

JEL: N56, O13, Q13, Q15, R14.

INTRODUCCIÓN

La cuestión de la forma específica que adopta la acumulación de capital en la producción agraria ha sido uno de los temas más debatidos en la economía y la sociología rural. En particular, esta temática ha sido elaborada con profundidad por la literatura marxista, quien la ha puesto en el eje de lo que tradicionalmente ha llamado la “cuestión agraria” (Byres, 1991). De acuerdo con esta literatura, la producción agraria se caracteriza por desarrollarse bajo una serie de condicionamientos naturales específicos que afectan la valorización normal del capital. Entre estos se destacan, en primer lugar, el hecho de que la ampliación en la escala de la producción se encuentra subordinada a la ampliación de una superficie terrestre no necesariamente homogénea, lo cual redunda en un límite particular a los procesos de concentración y centralización del capital (Kautsky, 2002). En segundo lugar, el carácter particularmente prolongado del proceso agrario de producción afecta necesariamente el tiempo de rotación y la movilidad del capital (Mann y Dickinson, 1978). En tercer lugar, las fluctuaciones en las condiciones naturales en las que se desarrolla el proceso de trabajo —como lo es, por ejemplo, el caso del clima— implican un nivel de riesgo demasiado alto para los capitales normalmente concentrados (Bernstein, 1994). Por estos motivos y teniendo en cuenta las manifestaciones empíricas del tipo de capitales que se acumulan en la producción agraria, desde esta perspectiva se considera que históricamente la producción agraria se ha caracterizado por llevarse a cabo por medio de pequeños capitales, por lo general caracterizados como unidades de producción campesinas (Akram-Lodhi y Kay, 2010a, 2010b). En pocas palabras, lo que se concluye de los análisis marxistas sobre la especificidad de la acumulación de capital en la producción agraria es que en esta rama de la producción no hay lugar para los capitales más concentrados de la economía.

En la literatura especializada en el análisis de la acumulación de capital en la producción agraria pampeana de Argentina la cuestión del tipo de capital dominante no estuvo exenta de controversias (Barsky, 1997; Basualdo, 1995; Basualdo y Khavisse, 1993; Lattuada, 1994). No obstante, hasta principios de la década de los noventa la posición mayoritaria era que en la producción agraria pampeana existía una tendencia a la constitución de productores de tamaño medio, que no dejaba lugar para la acumulación de los capitales más concentrados de la economía. Esto es, en consonancia con lo señalado por la literatura marxista clásica, se sostenía que dicha producción estaba dominada por capitales de tamaño restringido, vale decir, por pequeños capitales (Barsky y Pucciarelli, 1991). Para esta misma época, sin embargo, tanto la prensa como la literatura especializada empezaron a detectar la existencia de una serie de capitales agrarios que se distinguían del conjunto de los capitales típicos del sector por el tamaño de su escala y su modalidad de acumulación (Lattuada, 1996; Murmis, 1998; Posada y Martínez de Ibarreta, 1998). En particular, se detectó la presencia de grandes *pools* de siembra y de lo que luego se llamaron “grandes empresas agropecuarias”. Desde entonces, la cuestión del tipo de capital dominante en la producción agraria pampeana

ha vuelto a ponerse en la agenda de investigación de los especialistas del sector (Anlló, Bisang y Campi, 2013; Barsky y Dávila, 2009; Fernández, 2015; Gras y Hernández, 2013; Iñigo, 2007; Sartelli, 2008).

Desafortunadamente, en la actualidad no existe información estadística alguna que permita realizar un análisis global del alcance que tiene la presencia de estos nuevos tipos de capitales en la producción agraria pampeana. Para el caso de los grandes *pools* de siembra; sin embargo, se puede argumentar que existen algunos estudios puntuales que permiten evaluar el tipo de capital que representan (Caligaris, 2015; Fernández, 2010; Fernández y Scalerandi, 2009). En cambio, en el caso de las grandes empresas agropecuarias los estudios existentes son escasos y fuertemente limitados en su alcance (Manciana, Trucco y Piñeiro, 2009; Murmis y Murmis, 2011).

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar las “historias de vida” de las dos empresas que aparecen en la prensa y la literatura especializada como las de mayor tamaño en el grupo de las grandes empresas agropecuarias: Cresud y El Tejar. Con ello, se procura aportar evidencia empírica y elementos de análisis para evaluar hasta qué punto puede considerarse que estas empresas son una expresión de la superación de las condiciones que históricamente limitaron la entrada de los capitales más concentrados de la economía al sector agrario. Más concretamente, se busca aportar elementos de juicio para evaluar si las grandes empresas agropecuarias que están presentes en la producción agraria pampeana constituyen capitales agrarios equiparables a los capitales normalmente concentrados que son dominantes en el resto de la economía nacional.

EL CASO DE CRESUD

De acuerdo con su balance contable del 2013, Cresud tiene unos activos totales de más de 2.300 millones de dólares y un patrimonio neto de 875 millones de dólares. Sin lugar a dudas, pues, la empresa forma parte de los capitales más grandes de Argentina. A su vez, si miramos la cantidad de hectáreas que están bajo su control, se encuentra que, para ese mismo año, su número trepa a 856.807 hectáreas, una cantidad frente a la cual hasta el *pool* de siembra más grande aparece como un capital agrario insignificante. Por su parte, en su perfil corporativo la empresa revela un carácter multinacional, no solo porque opera en otros países de la región, sino porque, además, cuenta con fuertes inversiones extranjeras. Por último, la empresa cotiza en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y en la bolsa de valores Nasdaq de Estados Unidos. A la vista de estos datos, pareciera que este caso expresa de manera definitiva la presencia del capital normalmente concentrado en la producción agraria. En otras palabras, estaríamos ante la evidencia palmaria de la superación de las barreras que históricamente se interpusieron a la acumulación de los capitales más concentrados de la economía en esta rama de producción.

Consideremos, sin embargo, el origen, la evolución y las características principales de este capital individual¹.

El origen de Cresud se remonta a 1936, cuando la empresa belga *Credit Foncier*, una conocida compañía de créditos hipotecarios rurales, creó a Cresud como una subsidiaria suya, con el objeto de administrar los terrenos ejecutados hasta que las condiciones de mercado permitieran venderlos a mejores precios. Como se puede ver, pese a formalmente tener el movimiento propio del capital agrario, Cresud estaba lejos en aquel momento de constituir un capital agrario más. En efecto, se trataba de un capital cuyo objeto no era la producción agraria en sí misma, sino simplemente mantener el valor de determinada magnitud de tierra con vistas a que otro capital, aquel cuyo negocio era el crédito hipotecario, completara su ciclo de valorización. De hecho, en la medida en que se trataba de campos ejecutados a pequeños capitalistas/terratenientes agrarios, que precisamente por su pequeña escala no habían podido afrontar la cuota de los créditos hipotecarios, la puesta en producción de dichos campos difícilmente podía resultar en un negocio lucrativo.

La liquidación de la compañía *Credit Fonciere* en 1959 dejó a Cresud en manos de accionistas belgas, cuyas acciones comenzaron a cotizar en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires a partir de 1960. Pese a mantener su cotización en el mercado de valores, durante las siguientes tres décadas Cresud se desarrolló y mantuvo como un capital agrario típico del sector. Así, para 1989 se registran en el catastro inmobiliario de la provincia de Buenos Aires solo tres campos de propiedad de la empresa, uno de 63 hectáreas en General Rodríguez, otro de 887 hectáreas en Luján y otro de 1.789 hectáreas en Salto (Basualdo, Bang y Arceo, 1999). Según el relato de Alejandro Elzstain, actual presidente de la empresa, en esa época el dueño de Cresud era un belga para quien el negocio agropecuario “era un *hobby*” (Agroempresario, 2011).

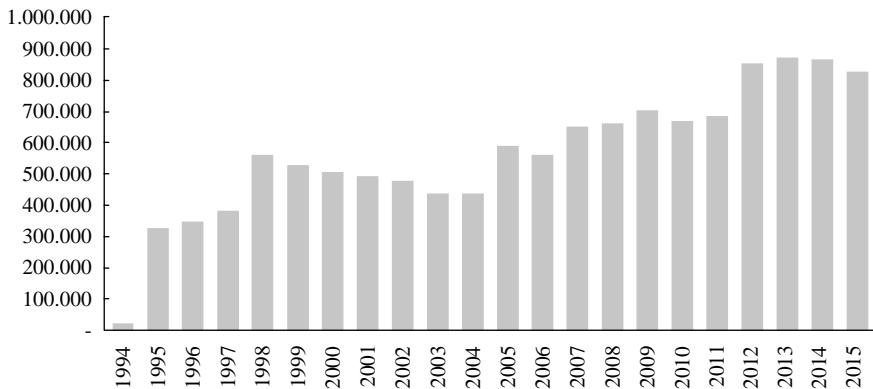
La historia de la empresa dio un vuelco a partir de 1994 con la adquisición de la mayoría accionaria por parte de IRSA, una inmobiliaria urbana de larga trayectoria y que estaba en pleno proceso de expansión gracias a una serie de inversiones de origen extranjero, entre ellas la del conocido financista George Soros. Para los dueños de IRSA, por tanto, la adquisición de Cresud significaba la expansión del negocio inmobiliario al sector agropecuario. Y, en efecto, como se verá luego con más detalle, a partir de entonces Cresud abandonó su forma de capital agrario tradicional para transformarse en una especie de fondo de inversión inmobiliario o REIT (*real estate investment trust*). Con esta perspectiva, en 1995 Cresud lanzó una oferta de derechos y una oferta pública internacional de ADR (*American depositary receipts*) que le permitió comprar cerca de 300.000 hectáreas. Es el momento en que empieza a cotizar en la bolsa Nasdaq. Con el fin de examinar la forma particular que fue adquiriendo desde entonces el capital representado por

¹ Salvo en las partes en que se especifique, la información que nutre el análisis siguiente proviene exclusivamente de las Memorias y Estados Contables de Cresud, otra información institucional provista por la empresa y entrevistas realizadas a sus directivos.

Cresud, consideremos en detalle la evolución de la cantidad y el destino de las hectáreas controladas por la empresa. La Gráfica 1 presenta la evolución de la cantidad de hectáreas a partir de 1994.

Gráfica 1.

Evolución de las hectáreas controladas por Cresud, 1994-2015



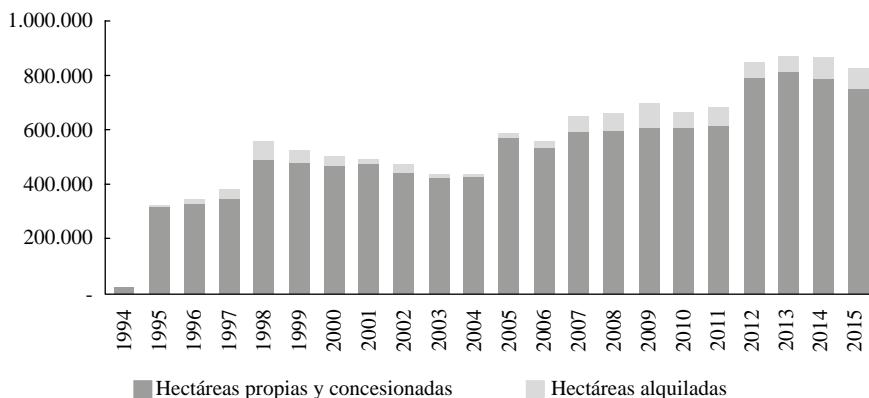
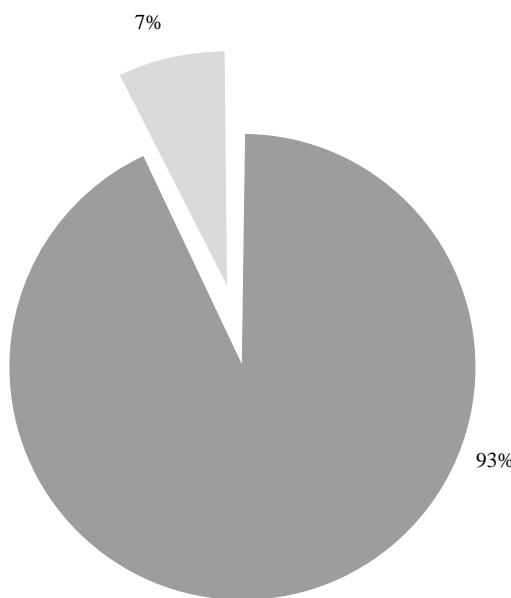
Fuente: elaboración propia con base en las Memorias y Balances Contables de Cresud de 1998 a 2015.

A primera vista, parecería que el capital representado por Cresud se ha ido acumulando y concentrando de manera sostenida desde su constitución a mediados de los noventa, al pasar de poco más de 300.000 hectáreas a casi 900.000. En este sentido, se diría que su proceso de concentración no se ha topado con los límites que histórica y típicamente enfrentaron los capitales agrarios tradicionales del sector. Sin embargo, cuando se observa más detenidamente la forma adoptada por este proceso, llama la atención un primer aspecto: la expansión de la producción estuvo siempre ligada a la compra de la tierra. Esto es, se encuentra un movimiento que es propio de la propiedad de la tierra y no del capital (Iñigo, 2007; Marx, 1997). En efecto, tal como se aprecia en la Gráfica 2, en el promedio del período 1994-2015 el arriendo de tierras representó solo un 7% de las hectáreas controladas por la empresa.

Remarquemos las diferencias entre el movimiento del capital y de la propiedad de la tierra. En primer lugar, el dinero invertido en propiedad de la tierra rinde la tasa de interés (Marx, 1997), mientras que el invertido como capital agrario productivo rinde, para el capital normal, la tasa de ganancia normal (Marx, 1999a), la cual, por definición, es mayor a la de interés (Marx, 1999b). En este punto, pues, el crecimiento a través de la compra de tierra no se corresponde con el comportamiento de un capital industrial normalmente concentrado, esto es, con un capital que persigue la apropiación de la tasa normal de ganancia. En segundo lugar, frente a la

Gráfica 2.

Evolución de la participación de las hectáreas alquiladas en el total de hectáreas controladas por Cresud, 1994-2015

**Participación de las hectáreas. Promedio 1994-2015**

Fuente: elaboración propia con base en las Memorias y Balances Contables de Cresud de los años 1998 a 2015.

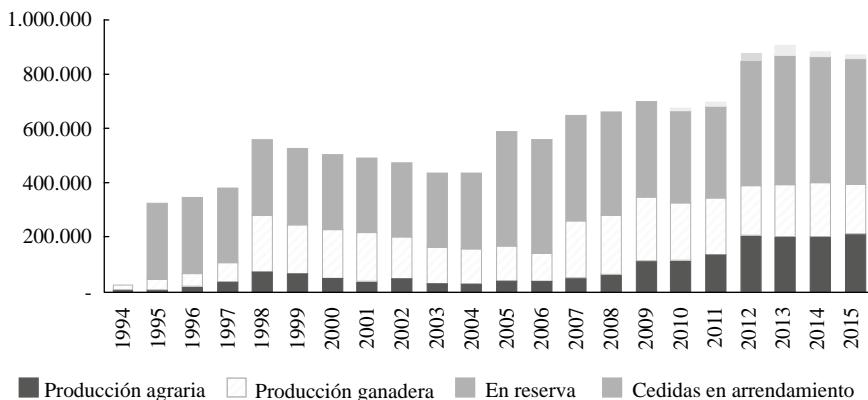
alternativa de comprar la tierra, el alquiler de esta permite disponer de más capital productivo para cubrir una mayor superficie de producción y, en consecuencia, obtener más economías de escala en la producción y la circulación del capital mercantil (Marx, 1997). Al mismo tiempo, cuando se trata de un capital que puede afrontarlo, y sin duda es el caso de Cresud, el pago por adelantado del alquiler permite obtener mejores precios de mercado y, con ello, mayores ventajas competitivas, tal como lo evidencia el caso de los grandes *pools* de siembra (Caligaris, 2015). Por consiguiente, en este punto, se encuentra que la estrategia de acumulación de Cresud no solo no se corresponde con el movimiento de un capital industrial normalmente concentrado, sino que ni siquiera lo hace con el movimiento de los capitales agrarios más concentrados del sector. Pasemos ahora a considerar el destino “productivo” del conjunto de las hectáreas operadas por la empresa, sean alquiladas o propias (véase Gráfica 3).

Lo primero que llama la atención de estos datos es que la producción ganadera duplica la producción agraria. En efecto, si se tiene en cuenta que las principales transformaciones en el proceso de trabajo agrario que permitieron mayores economías de escala en las últimas décadas tuvieron como eje la producción agraria en sentido restringido (Campi, 2013), vuelve a resaltar que Cresud, que se caracteriza por el tamaño de su capital adelantado, no haya adoptado una estrategia de acumulación centrada en el aprovechamiento de estas nuevas economías de escala propias de la producción agraria. Más llamativo aún resulta el caso del capital aplicado a la compra de tierras “en reserva”, que constituye más de la mitad del destino de las tierras que controla la empresa. En este caso, se encuentra no solo que buena parte del capital no adopta la forma de productivo, sino que ni siquiera la forma de un capital que, invertido en la propiedad de la tierra, recibe un interés como renta de la tierra, ya que por definición las tierras en reserva no arrojan renta alguna. En suma, estos datos conducen una vez más a cuestionar la naturaleza del capital que representa Cresud.

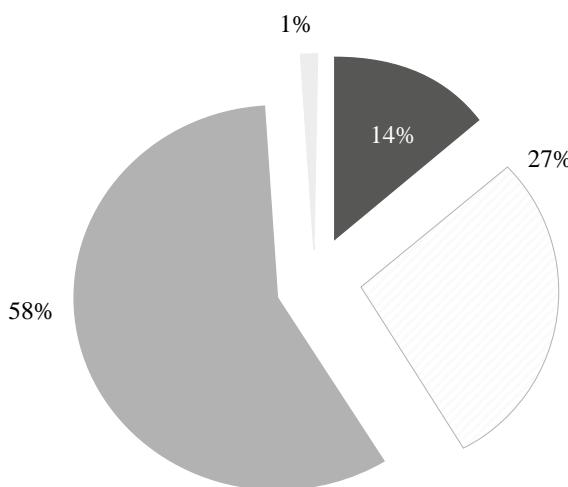
En la literatura especializada en la producción agraria pampeana, aunque se ha estudiado el caso de Cresud, la naturaleza o el tipo del capital que representa no se ha problematizado. En algunos casos, se lo presenta explícita o implícitamente como un capital agrario similar a los capitales agrarios más concentrados del sector (Barsky y Dávila, 2009; Lattuada y Neiman, 2005; Oyhantçabal y Narbondo, 2011). En otros casos, se lo muestra como un “gran terrateniente” (Azcuy, 2007; Basualdo y Arceo, 2005). Como se vio, sin embargo, el caso tiene peculiaridades que no se ajustan a estas caracterizaciones. En efecto, si Cresud fuese un capital agrario similar a los más concentrados del sector, competiría directamente con estos con base en estrategias de acumulación similares. Esto es, ante todo, volcaría todo su capital en la forma de capital productivo, para aprovechar al máximo las economías de escalas. Por su parte, si Cresud fuese un terrateniente, además de que negaría su propia condición al tener tierras en reserva y poner otras en producción, no se explicaría por qué resigna su capital a una forma que por definición arroja la tasa de interés (Marx, 1997), cuando dispone de un monto de capital

Gráfica 3.

Evolución de la utilización de la superficie controlada por Cresud, 1994-2015



Utilización de la superficie controlada por Cresud.
Promedio 1994-2015



Fuente: elaboración propia con base en las Memorias y Balances Contables de Cresud de 1998 a 2015.

adelantado equiparable al de los capitales industriales más concentrados que por definición apropián una tasa normal de ganancia (Marx, 1999a).

Si se avanza en el análisis cualitativo de las memorias, la información institucional y las reflexiones de los propios directivos ofrecidas en entrevistas, la realidad de la naturaleza del capital que representa Cresud salta de inmediato a la vista: se trata de un capital dedicado al mejoramiento de las tierras. Más precisamente, un capital que se invierte sobre una tierra cuya potencialidad como medio de producción no está plenamente desarrollada, con el objetivo explícito de desarrollarla y venderla después a su precio de mercado correspondiente. En otras palabras, es un capital cuyo objeto es la producción de tierras con la capacidad de captar la mayor cantidad posible de renta de la tierra. En un contexto de fuerte cambio técnico y crecimiento de la frontera agropecuaria el proceso de llevar la tierra a su nivel óptimo como medio de producción se transforma en un negocio en sí mismo. Cresud entra precisamente en este terreno que se abre para la valorización del capital hacia mediados de la década de los noventa. En una entrevista, el presidente de la empresa lo presenta de la siguiente manera:

En el 94, Eduardo [Elsztain] decía que se venía una cuchara más de arroz, pero esta vez frito, por semana, para los chinos y que eso iba a cambiar la demanda. Él veía en ese entonces que se venía una gran demanda por alimentos y que América Latina iba a ser el proveedor. [...] En ese momento la disyuntiva era cómo hacerlo y nuestra estrategia fue captarlo vía la tierra. Ahí capaz haya una combinación familiar, porque ya a nuestro abuelo le gustaba el *real estate*. También se podría haber hecho una empresa de insumos, o de comercialización, pero nos gustó la tierra y el desarrollo de la tierra, de pasar de nada a ganadería, de ganadería a agricultura y de agricultura a urbano. Nosotros tenemos la fantasía que los campos rodeando los pueblos se compraban por hectárea y se vendían por metro cuadrado. Y eso es lo que nos dedicamos a hacer. Porque la pura apreciación de la tierra es menor al incremento que se da cuando le sumás el desarrollo. Y eso fue lo que hicimos (Preciado, 2013).

Por tanto, aunque su capital adopte permanentemente la forma del capital productivo y de la propiedad de la tierra, el objeto sobre el que opera y la fuente de su valorización son bien distintos a los que corresponden al capital y al terrateniente agrarios. En efecto, no se trata ni de la producción de mercancías agrarias ni de la simple compra de tierras, sino exclusivamente de la transformación de la tierra en una apta para captar toda la renta de la tierra que le corresponde a su calidad. Lo que aparece como una diversificación de su capital —su inversión en tierras en reserva, en tierras en producción, en capital productivo, etc.— no es sino momentos de su ciclo vital como capital dedicado al mejoramiento de las tierras: se compran tierras, se espera por ellas, se mejoran poniéndolas en producción y se venden. En la referida entrevista, el mismo directivo de la empresa se encarga de enfatizar el contraste de Cresud con un capital agrario y la figura del *pool de siembra*.

Es medio raro vender un campo maduro, predecible, pero en ese momento para nosotros ya no hay más que hacer. [...] el típico *farmer* quiere un año predecible atrás de otro. Y nosotros decíamos, “ahora nos tenemos que ir”. Los gerentes de campo, que estaban hacia muchos años, ya proyectaban que sus hijos trabajarían allí, pero para Cresud no es desafante quedarse produciendo al tres o cuatro por ciento, no es nuestro modelo de negocios. Ahí es el momento de vender y empezar con otra cosa. [...] Entonces, [con el *pool* de siembra] qué tenés. Mucho riesgo, de clima, de precio. Son muchos riesgos no remunerados. [...] El dueño del campo, por un quintal más te cambia. No veo que se pueda ganar ahí la apreciación del *commodity*, porque el grano subió pero el alquiler se ajustó inmediatamente (Preciado, 2013).

La contraposición entre el capital que representa Cresud y el capital agrario no puede ser más explícita. Para Cresud ser un capital agrario en sentido estricto no es negocio: implica valorizarse a una baja tasa de ganancia y estar sujeto a las inclemencias de las condiciones naturales y el movimiento abrupto de los precios. En la misma entrevista, y en manifiesto contraste con la citada caracterización que este mismo directivo hacía de Cresud cuando la empresa efectivamente existía como un típico capital agrario y propietario de tierras, el entrevistado sostiene: “[Ahora] tenemos un *business plan* que tenemos que cumplir. Si no nos gusta la propiedad, no compramos. *No es un hobby esto*” (Preciado, 2013, énfasis fuera del texto).

En conclusión, bajo la apariencia de funcionar como un capital agrario o un terrateniente tradicional, el capital que representa Cresud se valoriza esencialmente en virtud de la transformación de la tierra, esto es, a través de una fuente de valorización que no es ni la producción de mercancías agrarias ni la apropiación de renta de la tierra. En consecuencia, contrariamente a lo que indica su apariencia inmediata, su presencia en la producción agraria no expresa ni un salto extraordinario en la escala con que se aplica el capital agrario ni la superación de las barreras que históricamente se erigieron contra la presencia del capital normalmente concentrado en la producción agraria.

EL CASO DE EL TEJAR

Hacia el 2010 la prensa internacional presentaba a El Tejar como la empresa argentina productora de granos más grande del mundo, con un plan de siembra que sobrepasaba el millón de hectáreas en las regiones más productivas de Argentina, Brasil, Uruguay, Paraguay y Colombia. Al mismo tiempo, también comunicaba que la empresa estaba preparando una *initial public offering* (IPO) en la bolsa de valores de Nueva York, por trescientos millones de dólares. Con esta imagen, luego reproducida sistemáticamente en la literatura especializada (Cáceres, 2015; Kay, 2012; Oyhantçabal y Narbondo, 2011), parecían caber pocas dudas respecto a que el capital que representaba El Tejar era ya un capital normalmente concentrado. La realidad detrás de esta apariencia comenzó a vislumbrarse cuando, apenas tres años más tarde, la misma prensa informaba que El Tejar se había ido de Argentina,

reducido a menos de un tercio las hectáreas sembradas, prácticamente no sembraba más que en la región del Matto Grosso de Brasil y no había lanzado ninguna IPO en ninguna bolsa del mundo. Pero veamos el caso más en detalle².

El Tejar nació en 1987 como una asociación de dos familias emparentadas de la localidad de Saladillo, a la que luego se le sumaron cuatro familias vecinas más. En su origen, pues, se trataba de una típica unión de pequeños capitales agrarios para poder resistir los problemas del sector. En correspondencia con las características productivas que por entonces tenía la zona sobre la que operaba, la empresa se dedicó exclusivamente a la ganadería. Pero el éxito de la asociación superó las expectativas y, hacia 1993, la empresa alcanzó a comercializar su producción de carne bajo marca propia y en los años siguientes llegó incluso a exportar a Brasil y Chile. Es la época en que El Tejar comenzó sus actividades de agricultura en campos de terceros, las cuales cada vez ocupan un mayor espacio en la empresa, aunque a fines de los noventa El Tejar era aún una empresa eminentemente ganadera. Por su tamaño y composición, en consecuencia, esta empresa no se distinguía hasta entonces de un pequeño capital agrario tradicional del sector.

El salto adelante y la diferencia cualitativa respecto de los capitales agrarios típicos del sector llegan recién a principios de siglo a través de la expansión del área dedicada a la agricultura. En efecto, lo primero que se encuentra para esa época es que el área sembrada por la empresa pasa de 3.510 hectáreas en 1998 a 32.650 hectáreas en el 2001. Por su parte, el plan de producción para sembrar estas hectáreas muestra exactamente las mismas características de los planes de producción de los grandes *pools* de siembra de ese período (Caligaris, 2015; Fernández y Scalerandi, 2009; Nava, 2003; Posada y Martínez de Ibarreta, 1998). Esto es, existe una variedad de cultivos y zonas y todo el capital adopta la forma de capital circulante, es decir, tanto las tierras como los trabajos de siembra, mantenimiento y cosecha son contratados a terceros. Por tanto, dejando a un lado la producción ganadera, que para entonces ya tenía un carácter cada vez más marginal en la empresa, desde el punto de vista del capital adelantado en la producción agraria El Tejar no se distingue en este período de los grandes *pools* de siembra, respecto a los cuales la única diferencia reside en la forma jurídica que adopta el capital adelantado.

En efecto, el capital que pone en marcha El Tejar no tiene la forma de un fondo común cerrado de inversión ni de un fideicomiso financiero, que son las formas jurídicas típicas de los grandes *pools* de siembra (Caligaris, 2015), sino la de una sociedad anónima. Esta diferencia resulta, a su vez, en una diferencia en el origen del capital que compone el capital adelantado. Este origen aparece teniendo tres componentes principales: una parte proviene de aquellos terratenientes que cobran sus alquileres al final de la cosecha, otra de los proveedores de insumos que venden a crédito parte de los insumos y otra de créditos que otorgan los

² Salvo en las partes en que se especifique, la información que nutre el siguiente análisis proviene exclusivamente de los prospectos de emisión preliminar y sus anexos de 2007 y 2008 presentados por Campos Verdes y El Tejar, respectivamente, información institucional provista por la empresa y entrevistas realizadas a sus directivos.

bancos de manera directa o a través de fideicomisos ordinarios (Intaschi, 2009). A primera vista podría parecer que nutrirse de una parte de los terratenientes y de los proveedores de insumos le resta a la empresa la capacidad para obtener las economías de escala correspondientes a estos vínculos, esto es, el menor costo del arrendamiento por el pago por adelantado del alquiler y el menor costo de los insumos por su compra masiva por adelantado. Sin embargo, en cuanto se considera la forma de asociación económica que constituye el *pool* de siembra, esta apariencia se desvanece. En efecto, en cuanto accionistas del *pool* de siembra, los terratenientes y los proveedores de insumos no actúan como individuos que persiguen la apropiación de una renta de la tierra o una ganancia, sino como individuos que buscan un interés por el capital que aportan como crédito. De hecho, al final de la cosecha los terratenientes y los proveedores de insumos que han adelantado capital a crédito al *pool* de siembra se llevan, además de la renta de la tierra y la ganancia correspondiente, el interés por dicho crédito. En consecuencia, las economías de escala que obtiene el *pool* de siembra gracias al vínculo con los terratenientes y los proveedores de insumos no se ven afectadas: lo único que cambia es el beneficiario último de la rentabilidad o la pérdida arrojada al finalizar la rotación del capital adelantado.

En este punto, aún podría parecer que, aunque todavía no se diferencia en su escala y planes de producción de los grandes *pools* de siembra, el hecho de que El Tejar se constituya como una sociedad anónima y que varios de sus accionistas al mismo tiempo formen parte de los sujetos participantes en el proceso productivo no implica simplemente una diferencia formal, sino que expresa que el capital que representa El Tejar no tiene un carácter especulativo y oportunista como ocurre con los grandes *pools* de siembra constituidos como fondos comunes cerrados de inversión y fideicomisos financieros. De hecho, es esta imagen la que permanentemente se comunica cuando, en abierta contraposición al *pool* de siembra, se presenta a la empresa como “un sueño compartido”, “una empresa familiar”, “un capital con nombre y apellido” (Intaschi, 2009, p. 10). Si a esto se suma que la empresa se muestra a sí misma como un proyecto “para los próximos 700 años” (Alvarado, 2007, p. 2), podría parecer que El Tejar efectivamente apunta a diferenciarse en su esencia de los grandes *pools* de siembra y convertirse en un capital estable, de escala creciente y, en consecuencia, en lo que se considera un capital normalmente concentrado. Esta imagen se potencia si nos trasladamos al 2005. Para entonces, la empresa, si bien seguía sembrando con planes de producción idénticos a los de los grandes *pools* de siembra, se había expandido a Bolivia, Uruguay y Brasil y había llegado a ocupar unas 74.000 hectáreas en Argentina y un total de 105.000 al contar el resto de los países. Esta expansión internacional podría verse como un salto adelante tanto en la diversificación del riesgo como en la economía de escala de la circulación del capital.

Sin embargo, la imagen de que El Tejar va camino a distinguirse de los grandes *pools* de siembra y a constituirse como un capital normalmente concentrado comienza a desmoronarse ya en el 2006. Para entonces, lo que parecía ser un capi-

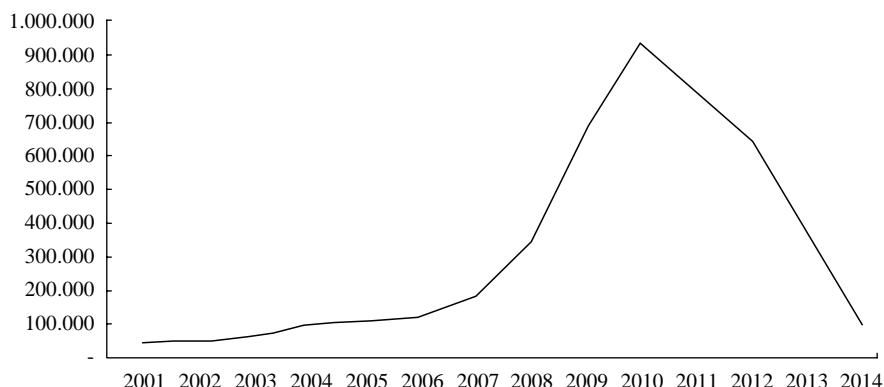
tal “con nombre y apellido” se transforma en el vehículo de valorización de Altima Partners LLP, un *hedge fund* o fondo de alto riesgo, con base en Londres. Este fondo es particularmente conocido por haber especulado con la subida de precios de las mercancías agrarias que ocurrió desde los primeros años del siglo XXI hasta 2008 (Bergdolt y Mittal, 2012, pp. 33-35; Merian Research y Campaign for the Reform of the World Bank, 2010, pp. 18-19; Thilakasiri, Nash y Perrault, 2012, p. 5). Creado en el 2004, el fondo comienza a invertir en la producción agraria y la compra de tierras apenas un año más tarde. Su inserción en El Tejar es parte de esta primera estrategia. Pero como los precios de las mercancías y las tierras agrarias siguieron creciendo, Altima Partners lanzó en 2007 un fondo especialmente dedicado al negocio vinculado a la producción agraria, el Altima One World Agriculture Fund (AOWAF). Como producto de esta nueva estrategia, ese mismo año crearon la compañía Campos Verdes, con sede en Bermudas, para captar doscientos millones de dólares para la compra de tierras y su puesta en producción por parte de El Tejar. En realidad, se trató de una operación compleja donde El Tejar aparece en las dos puntas del proceso. Por un lado, controla esta nueva compañía, junto a AOWAF y otros fondos subsidiarios de Altima Partners, a través de una subsidiaria creada para el caso, la empresa Edary. A su vez, Campos Verdes controla a CV Luxo, una compañía con base en Luxemburgo, que a su turno controla una serie de sociedades anónimas en los países donde se compran las tierras. En el momento de lanzar la oferta, Altima Partners ya poseía, a través de todas estas empresas mediadoras, unas 33.190 hectáreas distribuidas en Argentina, Brasil, Bolivia y Uruguay, y declaraba haber firmado contratos de preventa por otras 13.501 hectáreas y proyectar comprar unas 144.000 más. El negocio que les ofrece a los inversores es valorizar su capital a través del aumento del precio de la tierra y, mientras tanto, obtener los beneficios que arroja la producción que se realiza en las tierras compradas.

A fines del 2007 el proyecto de Campos Verdes se aborta por no haber alcanzado a reunir el total del capital y la compañía se fusiona con El Tejar, que en ese momento pasó a tener su sede en Bermudas, con el nombre de El Tejar Limited. A pesar del fracaso del proyecto, desde el punto de vista de la historia de El Tejar este resultado de la operación constituye otro nuevo salto adelante. En efecto, con esta nueva figura la compañía tenía ahora la forma directa de un fondo de inversión de carácter internacional dedicado al negocio agropecuario, la cual es, para el 2008, la figura que todo gestor de capital especulativo quería tener. En ese año los precios de las mercancías agrarias se habían duplicado en el correr de unos pocos meses y parecía que nada los podía detener. A El Tejar no le quedaba más que sentarse a esperar a que fluyera el capital y este no tardó en llegar. A mediados de 2008 la empresa obtiene un crédito por 150 millones de dólares otorgado por el banco The Netherlands Development Finance Company y suscrito por el Standart Bank y un fondo de inversión francés (Infocampo, 2008). Al año siguiente y justo antes de que los precios se desplomaran, recibió otra inversión de 150 millones de dólares, esta vez provenientes de The Capital Group, una de las principales compañías de gestión de inversiones en el mundo (Orihuela, 2010).

Sobre la base de estas dos inyecciones de capital El Tejar llegó a sembrar durante la campaña que se inició entonces unas 936.000 hectáreas, de las cuales ya 170.000 son propias. Es el momento en que la prensa internacional, instigada por la propia empresa, afirma que El Tejar va a sembrar más de un millón de hectáreas a lo largo de toda América Latina y lanzar una IPO por trescientos millones de dólares en Nueva York. Pero esta no era más que una expresión de deseos. La campaña de 2008-2009 había terminado con los precios por el piso y los 150 millones de dólares que se habían conseguido antes de esa cosecha y que habían permitido alcanzar el récord de 936.000 hectáreas sembradas no estaban regresando valorizados. Los capitales especulativos que habían llevado a El Tejar a la cima del mundo ahora le daban la espalda y se querían retirar. Las hectáreas controladas por la empresa cayeron estrepitosamente y para la campaña de 2012-2013 ya estaban reducidas a un tercio. La Gráfica 4 refleja esta evolución.

Gráfica 4.

Evolución de las hectáreas controladas por El Tejar, 2001-2014



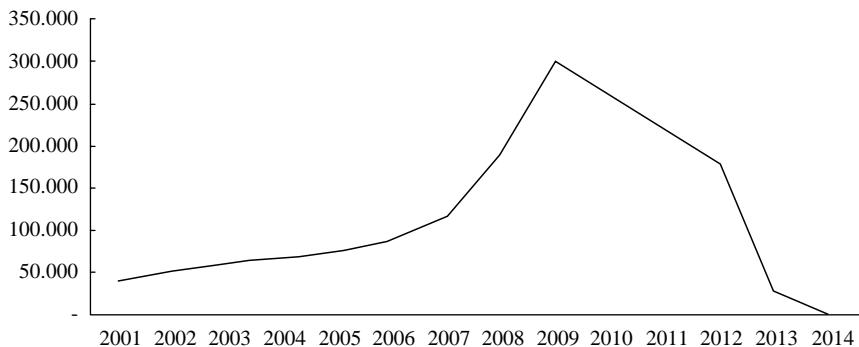
Fuente: elaboración propia con base en prospecto preliminar de emisión de El Tejar del 2008 e información recabada de entrevistas a sus directivos, con excepción de la campaña 2011-2012 de la cual no se pudo obtener información.

Si consideramos la evolución de la empresa en Argentina, el caso es más abrupto aún. Para el 2013 El Tejar no alcanzó a sembrar ni siquiera la cantidad de hectáreas que sembraba en 2001 y para el 2014 abandonó el país (véase Gráfica 5).

En conclusión, la historia de El Tejar muestra que el capital que lo constituía estaba por completo alejado de lo que se considera un capital industrial normalmente concentrado. Se trata, más bien, de un capital puramente especulativo, surgido en su momento al calor de la subida de precios de las mercancías agrarias y

Gráfica 5.

Evolución de las hectáreas controladas por El Tejar en Argentina, 2001-2014



Fuente: elaboración propia con base en prospecto preliminar de emisión de El Tejar del 2008 e información recabada de entrevistas a sus directivos.

la situación de crisis mundial. Su existencia, por tanto, tampoco significa que en la producción agraria se hayan levantado las barreras que históricamente encontró el capital más concentrado para hacerse cargo del proceso productivo.

CONCLUSIONES

Al comienzo de este trabajo nos preguntábamos si los casos de Cresud y El Tejar, las dos empresas que tanto la prensa como la literatura especializada presentan como las más grandes del sector, expresaban la superación de las barreras que históricamente impuso la producción agraria a la acumulación del capital industrial normalmente concentrado. A la luz del análisis de sus historias de vida se puede concluir que no se trata de capitales que deben su nivel de concentración a su capacidad de superación. En otras palabras, el análisis realizado permite concluir que la presencia de estas dos empresas no es un indicador de que la producción agraria nacional haya dejado atrás su condena histórica de ser una rama de la producción social colonizada por el pequeño capital. Esta conclusión contrasta en gran medida con las concepciones, ampliamente difundidas en la literatura especializada, según las cuales estas compañías constituyen grandes capitales que dominan la producción agraria y excluyen definitivamente a los pequeños y medianos productores tradicionales (Azcuy, 2007; Basualdo, 2010; Domínguez y Sabatino, 2006; Teubal, 2008). Repasemos brevemente los resultados que fueron conduciendo a esta conclusión.

En el caso de Cresud hemos visto que la fuente de su valorización reside exclusivamente en lo que se llama el negocio de la transformación de tierras, esto es, en la compra, el mejoramiento y la posterior venta de ellas. En consecuencia, este capital no es agrario ni un capital puesto a valorizarse a través de la captación de renta

de la tierra, aunque en su ciclo de valorización entran tanto la ganancia del capital productivo como la renta de la tierra apropiada en virtud de la propiedad sobre la tierra. En otras palabras, su condición de capital normalmente concentrado no está dada por su condición de capital agrario.

En el caso de El Tejar se pudo apreciar que, desde que se distinguió de los capitales agrarios típicos del sector, se trató de un capital cuya razón de ser estuvo dada por ser un vehículo de valorización de un capital especulativo. En este sentido, el máximo de hectáreas que llegó a controlar no estuvo vinculado al desarrollo de economías de escala, sino sencillamente a la absorción de masas de capital especulativo. Su existencia, por tanto, tampoco prueba que los capitales más concentrados de la economía tengan lugar en la producción agraria como capitales productivos.

Como es evidente, un análisis en profundidad del fenómeno de las grandes empresas agropecuarias requiere el estudio del movimiento de cada uno de los capitales que las componen. En este trabajo el análisis se ha centrado en los dos casos más relevantes en relación con la problemática del tipo de capital que se acumula en la producción agraria. En tal sentido, el descubrimiento del contenido del proceso de valorización de las dos empresas analizadas —esto es, la transformación de la tierra en el caso de Cresud y la especulación financiera en el caso de El Tejar— puede constituir una referencia precisa para el análisis de otras compañías.

REFERENCIAS

1. Agroempresario. (2011). *Alejandro Elzstain. Presidente Cresud*. Disponible en <http://goo.gl/IJOctpt>.
2. Akram-Lodhi, H. A., & Kay, C. (2010a). Surveying the agrarian question (part 1): Unearthing foundations, exploring diversity. *Journal of Peasant Studies*, 37(1), 177-202.
3. Akram-Lodhi, H. A., & Kay, C. (2010b). Surveying the agrarian question (part 2): Current debates and beyond. *Journal of Peasant Studies*, 37(2), 255-284.
4. Alvarado, O. (2007). *El Tejar*. Buenos Aires: Santander Río.
5. Anlló, G., Bisang, R., & Campi, M. (2013). *Claves para repensar el agro argentino*. Buenos Aires: Eudeba.
6. Azcuy, E. (2007). “Pruebe nombrar de memoria cinco empresas que estén explotando campos...”. Propiedad y renta de la tierra en la Argentina a comienzos del siglo XXI. *Revista Interdisciplinaria de Estudios Agrarios*, 26-27, 123-140.
7. Barsky, O. (1997). La información estadística y las visiones sobre la estructura agraria pampeana. En O. Barsky & A. Pucciarelli (Eds.), *El agro pampeano. El fin de un período* (pp. 14-204). Buenos Aires: Oficina de publicaciones del CBC.

8. Barsky, O., & Dávila, M. (2009). *La rebelión del campo. Historia del conflicto agrario argentino*. Buenos Aires: Sudamericana.
9. Barsky, O., & Pucciarelli, A. (1991). Cambios en el tamaño y el régimen de tenencia de las explotaciones agropecuarias. En O. Barsky (Ed.), *El desarrollo agropecuario pampeano* (pp. 309-453). Buenos Aires: Grupo Editor Latinoamericano.
10. Basualdo, E. (1995). El nuevo poder terrateniente: una respuesta. *Realidad Económica*, 132, 126-149.
11. Basualdo, E. (2010). Los propietarios de tierras y las economías de escala, sustentos del paradigma sojero en la Argentina. *Desarrollo Económico*, 50(197), 3-32.
12. Basualdo, E., & Arceo, N. (2005). Incidencia y características productivas de los grandes terratenientes bonaerenses durante la vigencia del régimen de la Convertibilidad. *Desarrollo Económico*, 45(177), 75-97.
13. Basualdo, E., Bang, J. H., & Arceo, N. (1999). La compraventa de tierras en la provincia de Buenos Aires durante el auge de las transferencias de capital en la Argentina. *Desarrollo Económico*, 39(155), 409-432.
14. Basualdo, E., & Khavisse, M. (1993). *El nuevo poder terrateniente. Investigación sobre los nuevos y viejos propietarios de tierras de la provincia de Buenos Aires*. Buenos Aires: Planeta.
15. Bergdolt, C., & Mittal, A. (2012). *Betting on world agriculture. US private equity managers eye agricultural returns*. Oakland: The Oakland Institute.
16. Bernstein, H. (1994). Agrarian classes in capitalist development. En L. Sklair (Ed.), *Capitalism and development* (pp. 40-71). London: Routledge.
17. Byres, T. J. (1991). Agraria question. En T. Bottomore (Ed.), *A dictionary of marxist thought* (pp. 9-11). Oxford: Blackwell.
18. Cáceres, D. M. (2015). Accumulation by dispossession and socio-environmental conflicts caused by the expansion of agribusiness in Argentina. *Journal of Agrarian Change*, 15(1), 116-147.
19. Caligaris, G. (2015). Concentración y centralización del capital agrario en la región pampeana: el caso de los grandes *pools* de siembra. *Mundo Agrario*, 16(31), 1-34.
20. Campi, M. (2013). Tecnología y desarrollo agrario. En G. Anlló, R. Bisang & M. Campi (Eds.), *Claves para repensar el agro argentino* (pp. 95-150). Buenos Aires: Eudeba.
21. Domínguez, D., & Sabatino, P. (2006). Con la soja al cuello: crónica de un país hambriento productor de divisas. En H. Alimonda (Ed.), *Los tormentos de la materia. Aportes para una ecología política latinoamericana* (pp. 249-274). Buenos Aires: Clacso.

22. Fernández, D. (2010). Concentración económica en la región pampeana: el caso de los fideicomisos financieros. *Mundo Agrario*, 11(21).
23. Fernández, D. (2015). Evolución de la estructura socioeconómica de la región pampeana argentina. El proceso de concentración de la producción en el período 1988-2008. *Cuadernos de Economía*, 34(64), 143-171.
24. Fernández, D., & Scalerandi, G. (2009). Una vez más sobre el pez grande y el pez chico en la región pampeana: Fondos Comunes de Inversión en el agro y la disputa de la ganancia extraordinaria. *VI Jornadas Interdisciplinarias de Estudios Agrarios y Agroindustriales* (pp. 1-21). Buenos Aires: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.
25. Gras, C., & Hernández, V. (2013). *El agro como negocio. Producción, sociedad y territorios en la globalización*. Buenos Aires: Biblos.
26. Infocampo. (2008, 29 de agosto). Inyección de 150 M/u\$s en El Tejar. *Semanario Infocampo*.
27. Intaschi, D. H. (2009). Transformaciones del modelo de desarrollo en el partido de San Cayetano (Pcia. de Buenos Aires). Empresarios, contratisas y territorio en el contexto de la globalización. *VI Jornadas Interdisciplinarias de Estudios Agrarios y Agroindustriales* (pp. 1-21). Buenos Aires: CIEA-FCE.
28. Iñigo, J. (2007). *La formación económica de la sociedad argentina. Renta agraria, ganancia industrial y deuda externa. 1882-2004* (vol. 1). Buenos Aires: Imago Mundi.
29. Kautsky, K. (2002). *La cuestión agraria*. México: Siglo XXI.
30. Kay, C. (2012). Visión de la concentración de la tierra en América Latina. *Seminario debate: la concentración de la tierra. Un problema prioritario en el Ecuador contemporáneo*. Quito: Flacso.
31. Lattuada, M. (1994). Una lectura sobre el nuevo poder terrateniente y su significado en la Argentina actual. *Ruralia*, 125-135.
32. Lattuada, M. (1996). Un nuevo escenario de acumulación. Subordinación, concentración y heterogeneidad. *Realidad Económica*, 139, 122-145.
33. Lattuada, M., & Neiman, G. (2005). *El campo argentino. Crecimiento con exclusión*. Buenos Aires: Capital Intelectual.
34. Manciana, E., Trucco, M., & Piñeiro, M. (2009). *Large scale acquisition of land rights for agricultural or natural resource-based use: Argentina*. Buenos Aires: World Bank.
35. Mann, S. A., & Dickinson, J. M. (1978). Obstacles to the development of a capitalist agriculture. *Journal of Peasant Studies*, 5(4), 466-481.
36. Marx, K. (1997). *El capital. Crítica de la economía política*. Tomo III/Vol. 8. México: Siglo XXI.
37. Marx, K. (1999a). *El capital. Crítica de la economía política*. Tomo III/Vol. 6. México: Siglo XXI.

38. Marx, K. (1999b). *El capital. Crítica de la economía política.* Tomo III/Vol. 7. México: Siglo XXI.
39. Merian Research, & Campaign for the Reform of the World Bank (CRBM). (2010). *The vultures of land grabbing. The involvement of European financial companies in large-scale land acquisition abroad.* Londres: Regulate Finance for Development.
40. Murmis, M. (1998). Agro argentino: algunos problemas para su análisis. En N. Giarraca & S. Cloquell (Eds.), *Las agriculturas del Mercosur. El papel de los actores sociales* (pp. 205-248). Buenos Aires: La Colmena.
41. Murmis, M., & Murmis, M. (2011). *Dinámica del mercado de la tierra en América Latina y el Caribe: el caso argentino.* Santiago de Chile: FAO.
42. Nava, O. G. (2003). *Políticas de financiamiento de la producción agropecuaria.* Buenos Aires: IICA.
43. Orihuela, R. (2010, 11 de marzo). *Hedge fund-backed farm group Tejar weighs U.S. IPO.* Bloomberg.
44. Oyhantçabal, G., & Narbondo, I. (2011). *Radiografía del agronegocio sojero. Descripción de los principales actores y los impactos socio-ecónomicos en Uruguay.* Montevideo: Redes-At.
45. Posada, M., & Martínez de Ibarreta, M. (1998). Capital financiero y producción agrícola: los “pools” de siembra en la región pampeana. *Realidad Económica*, 153, 112-135.
46. Preciado, J. (2013, 8 de octubre). *Cresud o el arte de saber cuándo entrar y cuándo salir del negocio: “Tal vez, un día compraremos el Corn Belt”.* Disponible en <http://goo.gl/3hTJli>.
47. Sartelli, E. (2008). *Patrones en la ruta.* Buenos Aires: Razón y Revolución.
48. Teubal, M. (2008). Soja y agronegocios en la Argentina: la crisis del modelo. *Lavboratorio*, 22, 5-7.
49. Thilakasiri, S., Nash, R., & Perrault, A. (2012). *Risky business: Intermediary lending and development finance.* Oxfam.

ARTÍCULO

DETERMINANTES DE LAS RELACIONES REALES DE INTERCAMBIO DE ESPAÑA CON ALEMANIA (1970-2010). UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO DE LA VENTAJA ABSOLUTA DE COSTO INTRASECTORIAL

Fahd Boundi Chraki

Boundi Chraki, F. (2017). Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 489-520.

El presente trabajo tiene como objeto analizar los determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania, tomando como período 1970-2010. Para tal propósito, se lleva a cabo un análisis de series temporales aplicando pruebas de raíces unitarias y un test de cointegración, siendo el marco teórico de referencia el enfoque de Anwar Shaikh de la ventaja absoluta de costo intrasectorial. Finalmente, el análisis econométrico constata que el tipo de cambio real efec-

F. Boundi Chraki

Licenciado en ciencias económicas, Máster de economía internacional y desarrollo y Doctorando en economía de la Universidad Complutense de Madrid, España. Correo electrónico: Fboundi@ucm.es.

Sugerencia de citación: Boundi Chraki, F. (2017). Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 489-520. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.48664](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.48664).

Este artículo fue recibido el 27 de enero de 2015, ajustado el 3 de septiembre de 2015, y su publicación aprobada el 22 de diciembre de 2015.

tivo entre España y Alemania se encuentra sujeto en el largo plazo a los costos laborales unitarios reales relativos de la industria manufacturera de ambos países.

Palabras clave: ventaja absoluta de costo, relaciones reales de intercambio, costos laborales unitarios reales relativos, raíces unitarias, cointegración.

JEL: B51, C01, F10, F20.

Boundi Chraki, F. (2017). Determinants of the real terms of trade between Spain and Germany (1970-2010). An econometric analysis of absolute cost advantage. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 489-520.

The main aim of this paper is to analyse the determinants of the real terms of trade between Spain and Germany during the 1970-2010 period. In order to do so, we have used unit root and cointegration tests, in which our theoretical framework is the absolute cost advantage that was developed by Anwar Shaikh. Finally, our econometric analysis discovered that the real effective rate exchange between Spain and Germany is, in the long term, subject to the real unit labour costs of manufacturing sectors.

Keywords: Absolute cost advantage, real terms of trade, relative unit labour cost, unit root test, cointegration.

JEL: B51, C01, F10, F20.

Boundi Chraki, F. (2017). Facteurs déterminants des relations réelles d'échange de l'Espagne avec l'Allemagne (1970-2010). Une analyse économétrique de l'avantage absolu du coût intrasectoriel. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 489-520.

Ce travail a pour objectif d'analyser les facteurs déterminants des relations réelles d'échange de l'Espagne avec l'Allemagne en considérant la période 1970-2010. Pour cela nous faisons une analyse de séries temporelles en appliquant des exemples de racines unitaires et un test de cointégration, le cadre théorique de référence étant l'optique d'Anwar Shaik de l'avantage absolu de coût intrasectoriel. Enfin, l'analyse économétrique constate que le type de changement réel effectif entre l'Espagne et l'Allemagne est soumis à long terme aux coûts de travail unitaires réels relatifs de l'industrie manufacturière des deux pays.

Mots-clés : Avantage absolu de coût, relations réelles de change, coûts de travail unitaires réels relatifs, racines unitaires, cointégration.

JEL : B51, C01, F10, F20.

Boundi Chraki, F. (2017). Determinantes das relações reais de troca da Espanha com a Alemanha (1970-2010). Uma análise econometrífica da vantagem absoluta de custo intra-setorial. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 489-520.

Este trabalho tem a finalidade de analisar os determinantes das relações reais de troca da Espanha com a Alemanha, tomando o período 1970-2010. Para tal pro-

pósito, faz-se uma análise de séries temporárias, aplicando testes de raízes unitárias e um teste de cointegração, sendo o marco teórico de referência o enfoque de Anwar Shaikh da vantagem absoluta de custo intra-setorial. Finalmente, a análise econométrica constata que a taxa de câmbio real efetiva entre a Espanha e a Alemanha está sujeita, no longo prazo, aos custos trabalhistas unitários reais relativos da indústria manufatureira de ambos os países.

Palavras-chave: Vantagem absoluta de custo, relações reais de troca, custos trabalhistas unitários reais relativos, raízes unitárias, cointegração.

JEL: B51, C01, F10, F20.

INTRODUCCIÓN

De ordinario, en la literatura económica convencional se establece que el comercio internacional se rige por la ventaja comparativa intersectorial, por cuanto el libre intercambio de mercancías garantiza para todos los participantes alcanzar la ansiada meta del desarrollo económico (Hesckher, 1919; Krugman y Obstfeld, 2009; Ohlin, 1933; Ricardo, 1973; Stolper y Samuelson, 1941).

O, dicho en otros términos: el comercio entre naciones, cual *deus ex machina*, procura un beneficio mutuo, pues en el largo plazo las balanzas comerciales han de tender a equilibrarse (Bajona y Kehoe, 2010; Chen, 1992). Nada más lejos de la realidad. La evidencia empírica nos demuestra que en el concierto del comercio internacional lo que prevalecen en el largo plazo son los desequilibrios de las balanzas comerciales; unas naciones gozan de saldos positivos, en tanto que otras padecen de déficit comercial.

En Europa esta cuestión se hace tanto más relevante cuanto que Alemania, como primera economía de la región, ha visto incrementar en los últimos años (2001-2007) su superávit de la balanza por cuenta corriente (Schwab, 2014). Mientras que en otras economías de la Unión Europea, como la española, ha ocurrido todo lo contrario.

Aquello nos obliga a preguntarnos: ¿por qué unas naciones son más competitivas que otras? O, en nuestro caso: ¿por qué la industria manufacturera alemana es más competitiva que la española? Más aún: ¿cuáles son los factores que explican la mayor capacidad exportadora de Alemania en los últimos años? La motivación, pues, del presente trabajo no puede ser otra que dar respuesta a estas cuestiones, siendo el objetivo central dilucidar cuáles son los determinantes de las relaciones reales de intercambio entre España y Alemania.

Para tal propósito, se parte de la teoría de la ventaja absoluta de costo intrasectorial de Shaikh (2000, 2006, 2009), la cual se nos presenta como la antítesis de las teorías clásicas basadas en la ley ricardiana de los costos comparativos y la paridad del poder adquisitivo (PPA). Asimismo, el período de análisis corresponde a los años entre 1970 y 2010, siendo las razones por las que se ha seleccionado este lapso las siguientes:

- 1) La teoría de la ventaja absoluta de Shaikh establece una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y los costos laborales unitarios reales relativos e integrados verticalmente.
- 2) En este período se dan importantes cambios estructurales en las economías española y alemana, tales como la reconversión industrial de España de la década de los ochenta, la unificación de Alemania en 1989 o la adopción del euro en 2001, entre otros.

Por otro lado, cabe reseñar que la estructura del trabajo consta de cuatro apartados. El primero, en cuanto apartado de fundamentos teóricos, se divide en dos partes:

a) en la primera se examina la teoría clásico-marxiana de los precios y la competencia intrasectorial; b) en la segunda se aborda la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh y la crítica de la teoría ricardiana del comercio internacional.

Por su parte, el segundo apartado se reserva para los aspectos metodológicos, en donde se exponen las hipótesis de trabajo, el modelo econométrico estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y las pruebas para el contraste de raíces unitarias y el test de cointegración. En la tercera parte de la investigación se analiza la evidencia empírica y los resultados de las pruebas de raíces unitarias y del test de cointegración. En el cuarto y último apartado, se extraen las conclusiones más relevantes.

FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Teoría clásico-marxiana de la determinación de los precios y la competencia real

La teoría clásico-marxiana de la formación de precios y la competencia intrasectorial se nos descubre como uno de los pilares fundamentales para la comprensión de la teoría de la ventaja absoluta de costo de Shaikh. Por esta razón, merece reservar este primer apartado del marco teórico a la teoría de precios y la teoría de la competencia de Smith (1958), Ricardo (1973) y Marx (1978, 2006a, 2006b).

Como es bien sabido, tanto Smith como Ricardo centraron sus esfuerzos en comprender la relación existente entre los precios de mercado y los de producción de las mercancías. Baste decir que Ricardo en su obra cumbre, *Principios de economía política y tributación*, dedica en exclusiva el capítulo 30 a este menester, donde arguye que los costos de producción son los reguladores directos de los precios y, en consecuencia, estos últimos se hallan determinados por las condiciones técnicas de producción.

Mas, por otra parte, Ricardo fue consciente, al igual que Smith, de la distinción entre los precios de mercado y los precios de producción, por cuanto los primeros están sujetos a la interacción de la oferta y la demanda.

O, dicho de otro modo, los precios de mercado representan una constelación de precios constantemente cambiantes y regulados, en primera instancia, por las fuerzas de la oferta y la demanda (Shaikh, 2009). Empero, cabe destacar que las fluctuaciones de la oferta y la demanda en modo alguno pueden ser resultado del azar, pues se encuentran sujetas a un principio fundamental: la igualación de las tasas de ganancia entre sectores.

En el modo capitalista de producción, la movilidad intersectorial de capitales implica que los flujos de capital se ven atraídos por aquellos sectores cuyas tasas de ganancia están por encima de la tasa media de rentabilidad. Por ende, la masiva entrada de los flujos de capital a los sectores con mayores tasas de ganancia llevará a que estos crezcan por encima de la demanda. Así, el exceso de oferta hará

descender los precios de mercado hasta situarse en el nivel de la tasa media de ganancia (Rubin, 1974).

Según Shaikh (2009), este mecanismo de igualación permitió a los economistas clásicos demostrar que “detrás de una constelación de precios constantemente cambiantes, hay otro conjunto de precios más básicos, que operan como centros de gravedad de los precios de mercado e incorporan unas tasas de ganancia más o menos iguales” (p. 26). A estos precios básicos Smith y Ricardo los denominaron “precios naturales”.

Marx (1978, 2006b), por su parte, los designó “precios de producción”, pues aseguran una rentabilidad media para cada una de las ramas de la producción. Por tanto, como dice Rubin (1974): “El precio de producción corresponde al equilibrio del capital invertido en las diferentes esferas” (p. 283). Puesto que los precios de producción actúan como un centro de gravedad en el que orbitan los precios de mercado, los clásicos y Marx infirieron que, tendencialmente, los precios de mercado habrán de converger a los precios de producción. O, de una forma más exacta, las mercancías tenderán a venderse por sus precios de producción (Marx, 2006b).

De ello se desprende que el equilibrio que alcanzan la oferta y la demanda no es el resultado de las fuerzas del azar, en la medida en que el precio de producción “condiciona la oferta, la reproducción de las mercancías de toda esfera de producción” (Marx, 2006b, p. 200). Por otra parte, cabe destacar que la relación entre los costos de producción y la determinación de los precios llevó tanto a Ricardo como a Marx a rechazar el postulado que gobernaba a los economistas de su época, a saber: los precios se hallan determinados por los salarios. Para ambos economistas, los salarios, en cuanto a los precios-valores, no afectan a los precios de producción, ya que estos últimos variarán conforme a los cambios en la productividad y las modificaciones en el valor trabajo (Boundi, 2014b; Rubin, 1974).

En vista de todo lo anterior, la noción de competencia real de la teoría marxiana se nos devela como uno de los pilares fundamentales para comprender la relación entre salarios, precios de producción y competitividad intrasectorial. A diferencia de los enfoques convencionales de la competencia, a saber, el modelo de competencia perfecta (precio-aceptante) y el modelo de competencia imperfecta (precio-determinante), el modelo de competencia marxiana es dinámico (Guerrero, 1994, 1995).

Esto quiere decir que en la teoría marxiana el cambio técnico desempeña un papel primordial¹, por cuanto la competencia entre capitales es una guerra sin cuartel, es decir, se trata de “un proceso destructivo y antagónico, no una fantasía de equilibrio” (Shaikh, 2006, p. 105).

Según Weeks (2009), el proceso dinámico que representa la competencia capitalista

¹ A este respecto, debe indicarse que en la tradición neoclásica la técnica se supone dada y el cambio técnico no se introduce ni siquiera *ex post*, lo cual hace del modelo de competencia convencional estático.

exige aplicar tres principios básicos: primero, definir la competencia como movimiento del capital; segundo, integrar el cambio técnico en el movimiento del capital; y tercero, reconocer que, en el interior de cada industria, la eficiencia productiva se desarrolla de forma desigual (p. 36).

Asimismo, este proceso dinámico y destructivo implica que, en forma alguna, los capitales individuales tienen garantizada la obtención de ganancias sin tomar en cuenta la tasa media de ganancia, si bien esta no se encuentra dada *ex ante*, en tanto que la tasa de interés sí (Shaikh, 2006).

Por tanto, es condición *sine qua non* que la tasa de ganancia esté en un nivel superior a la tasa de interés en pos de que los capitalistas inviertan productivamente.

A este respecto, la diferencia entre la tasa de ganancia y la tasa de interés corresponde a la tasa de ganancia empresarial, lo cual significa que cuanto mayor sea esta última tanto mayor será la inversión de ampliación en maquinaria, equipos y plantas (Boundi, 2014c).

Hay que hacer notar, sin embargo, que en una industria conviven técnicas y métodos de producción con diferentes grados de sofisticación y edad. En consecuencia, se generan disparidades en las tasas de rentabilidad o, más exactamente, existe una constelación intraindustrial de tasas de ganancia.

Un conjunto de estas tasas de ganancia corresponde a los capitales que poseen mejores técnicas y métodos de producción; esto es, se trata de los capitales reguladores, los cuales tienen la capacidad de reproducir mercancías más baratas que sus competidores². De igual modo, los precios de producción de los capitales reguladores de una industria actúan como centros de gravedad sobre los que orbitan los precios de mercado.

Por consiguiente, los capitalistas han de desarrollar las fuerzas productivas para sobrevivir a los embates de la competencia y así afrontar el cambio técnico. A propósito de esto, Weeks (2009, p. 52) arguye que “la interacción de los capitales fuerza a cada capital a reducir el tiempo de trabajo incorporado en las mercancías, lo que aumenta la productividad del trabajo”.

Se producen, pues, rendimientos crecientes a escala, por cuanto se eleva la cantidad de mercancías producidas por cada trabajador, lo que da lugar a una caída tendencial de los precios de producción.

De ello se desprende que, en el largo plazo, los salarios tienden a reducir su participación en la creación del valor nuevo o, lo que es lo mismo, en el producto total. En otras palabras: la tasa salarial ha de intercambiarse a un nivel inferior a la productividad del trabajo, a fin de que los capitalistas puedan obtener beneficios positivos.

² De esta forma, los capitales reguladores tienen la capacidad de influir en sus precios de producción hasta situarlos en un nivel inferior al precio de mercado, lo que les garantiza la obtención de ganancias extraordinarias.

No es de extrañar, pues, que Ricardo considerase el valor real de los salarios como la proporción de los salarios en el producto total. Categoría, dicho sea de paso, rebautizada por Marx como salario relativo y que, en esencia, se trata de otra forma de denominar la teoría real de la explotación (Guerrero, 2008). Relación esta, baste decir, clave para comprender la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh, pues como se verá en el siguiente apartado, los determinantes de las relaciones reales de intercambio son los costos laborales unitarios reales relativos e integrados verticalmente.

El modelo de la ventaja absoluta de Shaikh: crítica de la teoría de Ricardo y determinación de las relaciones reales de intercambio

Como se vio en el anterior apartado, la teoría clásico-marxiana establece como principios básicos los siguientes: a) los precios de las mercancías están determinados por los costos de producción, b) los costos de producción, a su vez, se ven modificados por los cambios en la productividad y el valor trabajo, c) la competencia capitalista es un proceso dinámico y destructivo, donde los capitales más eficientes obligan a los competidores a afrontar el cambio técnico y, por tanto, las condiciones técnicas de producción más baratas desplazan a las más caras, d) los rendimientos a escala son crecientes, lo cual conduce a una caída tendencial de la participación de los salarios en el producto total, e) la movilidad intersectorial de capitales conduce tendencialmente a la igualación de las tasas de ganancia y f) los precios de producción de los capitales reguladores actúan como centros de gravedad de los precios de mercado.

Cabe decir, sin embargo, que en la tradición ricardiana del comercio internacional se abandonan estos axiomas (Carchedi, 1991). Como lo señala Robinson (1985), Ricardo analiza el comercio entre naciones con los siguientes supuestos:

- 1) Cada nación cuenta con una cantidad de fuerza de trabajo constante.
- 2) Los rendimientos a escala son constantes hasta alcanzar el pleno empleo.
- 3) Los precios relativos de las mercancías deben ser proporcionales al costo con respecto al trabajo.
- 4) La movilidad internacional de fuerza de trabajo y capital es, prácticamente, inexistente.

A partir de estos supuestos, Ricardo (1973) nos presenta su famoso ejemplo, donde Inglaterra y Portugal comercian entre sí vino y telas. Ambos países poseen, en términos neoclásicos, dos funciones de producción diferentes, siendo Portugal el país que, inicialmente, tiene ventaja en la producción de los dos tipos de productos.

En vista de ello, es razonable suponer que, siempre y cuando los costos de transporte lo permitan, los capitalistas portugueses exportarán ambas mercancías a Inglaterra, lo que tendrá consecuencias para este último. La superioridad productiva

de las industrias de tela y vino portuguesas hará que las mismas mercancías inglesas no puedan competir en precios.

De ello resultará, pues, un déficit comercial para Inglaterra, mientras que Portugal gozará de un superávit creciente. Empero, esta situación no es impermeable, puesto que Ricardo infiere la existencia de un mecanismo equilibrador de las balanzas comerciales: la teoría cuantitativa del dinero de David Hume.

En efecto, Ricardo abandona su teoría de los precios basada en los costos de producción, para establecer que en el comercio internacional la cantidad de dinero regula los precios internacionales. O, para ser más precisos: el descenso de la cantidad de oro en circulación en Inglaterra resultará en el descenso proporcional de los precios de todas sus mercancías.

Como es de esperar, en Portugal ocurrirá todo lo contrario, lo que erosionará la ventaja competitiva de su industria, aun cuando la eficiencia productiva siga siendo superior. De esta forma, el mecanismo regulador de la teoría cuantitativa permite que las mercancías inglesas se vuelvan más competitivas. En el ejemplo de Ricardo, esta mercancía es la tela, por cuanto tiene una menor desventaja relativa que el vino.

Por consiguiente, Portugal comienza a importar telas inglesas y se especializa en aquella mercancía donde tiene mayor ventaja comparativa, esto es, el vino. Finalmente, las balanzas comerciales de ambos países se equilibrarán. Cabe subrayar, por otra parte, que el equilibrio se garantiza por otro de los supuestos de Ricardo: la inmovilidad de capital.

En este respecto, es de resaltar que en el hipotético caso de que Inglaterra y Portugal hubieran sido dos regiones diferentes de un mismo país, la ventaja portuguesa en eficiencia productiva hubiera supuesto la salida de capitales de Inglaterra y el consiguiente abandono de la producción de telas y vinos. No en vano, Ricardo entiende que aquello no es un escenario posible en el comercio internacional, en la medida en que existen barreras que dificultan la movilidad de capital entre ambas naciones.

Empero, la existencia de movimientos de capital entre países, tal como ocurre en el mundo real, tiene connotaciones que el modelo ricardiano no alcanza a explicar. Baste decir que este punto es clave en la crítica de Shaikh (2000, 2006, 2009), puesto que los cambios en la cantidad de dinero tienen efectos en la tasa de interés y, por consiguiente, en los movimientos de capital entre naciones.

Siguiendo el ejemplo de Ricardo, el aumento de la cantidad de dinero en Portugal tendría como resultado el incremento de la liquidez y, por tanto, los tipos de interés descenderían. Aquello daría lugar a una salida de capitales financieros que se dirigirían a Inglaterra, por cuanto el descenso de la cantidad de dinero habría elevado los tipos de interés.

A propósito de esta relación, Shaikh (2009) aduce que el país menos competitivo, Inglaterra en nuestro ejemplo, terminará: “Con un déficit comercial crónico^[3] que tendrá que cubrir de forma persistente obteniendo préstamos del extranjero” (p. 10).

Por otro lado, debe señalarse que la crítica de Shaikh se extiende a los enfoques modernos del comercio internacional, en la medida en que el análisis ricardiano subyace en cualquier teoría convencional moderna de las relaciones reales de intercambio, especialmente en el modelo de Hesckher, Ohlin y Samuelson (Hesckher, 1919; Ohlin, 1933; Stolper y Samuelson, 1941). No obstante, este último vincula las diferencias de costo a las dotaciones factoriales de cada nación: capital y trabajo.

De acuerdo con dicho modelo, los países con una alta relación capital/trabajo habrán de especializarse en bienes intensivos en capital, mientras que aquellos que son abundantes en trabajo lo harán en bienes intensivos en fuerza de trabajo. No obstante, Leontief (1988) puso en tela de juicio el mecanismo del comercio internacional regido por la dotación factorial de cada nación.

Leontief (1988), al analizar la tabla insumo-producto de Estados Unidos, observó que el patrón de especialización de esta economía se movía en dirección a “ahorrar capital y poder encontrar empleo para sus excedentes relativos de mano de obra” (p. 150), lo cual era a todas luces contradictorio con los postulados del modelo de Hesckher, Ohlin y Samuelson.

La conclusión a la que llegó Leontief fue que la teoría convencional del comercio internacional pasaba por alto que Estados Unidos, en términos relativos, era pobre en capital y abundante en fuerza de trabajo, aun cuando en términos absolutos gozaba de la relación capital/trabajo más elevada del mundo.

La que hoy es conocida como la paradoja de Leontief, llevó, según Shaikh, a una explicación basada en la ventaja absoluta, puesto que el propio Leontief destacó el hecho de que los trabajadores estadounidenses eran tres veces más productivos que sus competidores extranjeros.

Shaikh, al igual que Leontief, presta especial atención a la importancia de la productividad relativa en la determinación de las relaciones reales de intercambio, si bien, como subraya Guerrero (1995), “es un error identificar la ventaja absoluta con una ventaja en productividad, y ningún teórico de la ventaja absoluta lo ha hecho nunca” (p. 15).

³ Este punto es, quizás, el que suscita mayores críticas al enfoque de Shaikh. Tal y como arguye Astarita (2013), la posibilidad de que las economías menos competitivas acaben padeciendo de déficits comerciales crónicos haría harto improbable que hubiese comercio internacional y, menos aún, desarrollo capitalista en las naciones más atrasadas. O, para ser más precisos, la entrada de capitales para financiar el déficit comercial no puede, en modo alguno, sostenerse *ad eternum*, en la medida en que los acreedores esperarán la devolución del principal, el pago de los correspondientes intereses o la repatriación de utilidades. De igual forma, Astarita señala que las economías capitalistas atrasadas han tenido varios años de superávit comercial, lo cual resulta incompatible con el postulado de Shaikh.

Más aún: “La ventaja absoluta (coste inferior) vendría determinada conjuntamente por la productividad y el nivel de salario (el precio de los factores si estuviéramos hablando de costes totales y no solo salariales)” (Guerrero, 1995, p. 15).

Es decir, la teoría de Shaikh aduce que la ventaja absoluta es una ventaja de costo intrasectorial, lo cual significa que el costo unitario depende de dos factores: el costo salarial y los requerimientos de trabajo. Por consiguiente, los determinantes de los términos reales de intercambio son los costos laborales unitarios reales e integrados verticalmente⁴, siendo estos el sumatorio de los costos laborales unitarios reales directos e indirectos.

Ahora bien, como lo señala Ruiz-Nápoles (2010), los costos laborales unitarios, en cuanto tales, no son precios, sino que actúan como centros de gravedad sobre los que orbitan estos últimos. Esto quiere decir que no se puede soslayar la influencia que ejercen factores como la tasa de ganancia, el precio de las importaciones, los impuestos indirectos y los costos del capital fijo en los precios y sus variaciones en el corto y medio plazo.

En consecuencia, hemos de diferenciar el tipo de cambio real efectivo, determinado por los costos laborales unitarios reales, del tipo de cambio real del mercado, que es la tasa de paridad de precios internos y externos de mercado.

Al llegar a este punto, y con el objeto de comprender el enfoque de comercio internacional de Shaikh, en el presente trabajo se adoptará la modelización teórica que llevan a cabo Ruiz-Nápoles (1996), Antonopoulos (1997), Martínez-Hernández (2010) y Shaikh y Antonopoulos (2013).

Partiendo del supuesto de una economía cerrada, el modelo de Shaikh establece que los precios relativos de dos mercancías cualesquiera, i y j , están regidos por los precios relativos de los capitales reguladores, P_i^* y P_j^* , respectivamente.

Asimismo, los precios relativos se encuentran sujetos a los costos laborales unitarios reales relativos e integrados verticalmente de los capitales reguladores, los cuales se denotan como v_i^* y v_j^* , respectivamente. Por tanto, se tiene:

$$\frac{P_i}{P_j} \cong \frac{P_i^*}{P_j^*} \cong \frac{v_i^*}{v_j^*} \quad (1)$$

⁴ Cabe mencionar que para Shaikh los costos laborales unitarios se equiparan a los tiempos de trabajo sociales. En este sentido, Shaikh postula que el tipo de cambio real efectivo tiende a ser estable como consecuencia de las lentes variaciones que experimentan los costos laborales unitarios. Sin embargo, Astarita (2013) discrepa de este planteamiento, pues al observar la evolución del tipo de cambio real efectivo de Argentina para el período 1980-2004, se registran aumentos de más del 100% y disminuciones del 50%, lo cual invalida el postulado de Shaikh.

Como se indicó en el apartado anterior, el precio de mercado de una mercancía, p^* , se halla regulado por los costos de producción de los capitales reguladores, pudiendo expresarse estos últimos como el producto entre el salario nominal integrado verticalmente de los capitales reguladores, w^* , y los requerimientos de trabajo para la producción e integrados verticalmente, λ^* , sujetos a las condiciones técnicas de producción de los capitales reguladores.

Para obtener el salario real, v_r , se deflacta el salario nominal por el índice de precios del consumidor, IPC , con lo que se obtiene el costo laboral unitario real e integrado verticalmente, v_r^* :

$$\frac{P_i}{P_j} \cong \frac{v_i^*}{v_j^*} \equiv \left(\frac{w_i^*}{w_j^*} \right) \left(\frac{\lambda_i^*}{\lambda_j^*} \right) = \left(\frac{\frac{w_i^*}{IPC}}{\frac{w_j^*}{IPC}} \right) \left(\frac{\lambda_i^*}{\lambda_j^*} \right) = \left(\frac{w_{ri}^*}{w_{rj}^*} \right) \left(\frac{\lambda_i^*}{\lambda_j^*} \right) \equiv \frac{v_{ri}^*}{v_{rj}^*} \quad (2)$$

Como se indicó, la competencia real, en cuanto guerra de capitales y precios, implica que los capitales reguladores gozan de condiciones técnicas de producción más baratas, por lo que sus costos laborales unitarios reales relativos son menores que los del resto de competidores. Consecuentemente, un descenso de los costos reales de los capitales reguladores presionará a la baja los precios relativos del sector.

Stricto sensu, la ecuación (2) corresponde a las relaciones de intercambio entre sectores dentro de una nación y, por ende, cuando mejora la posición competitiva de alguno de ellos, la ratio de costos laborales unitarios reales relativos se depreciará.

Si se traduce aquello con respecto al comercio internacional, se infiere que cuando decrecen los costos laborales unitarios reales de alguna de las mercancías transables, i y j , la posición competitiva intrasectorial de la nación habrá de mejorar. Por consiguiente, se produce una depreciación real de la moneda nacional.

A fin de comprender esta relación, se define el tipo de cambio nominal efectivo como la cantidad de divisa del país A por unidad de divisas del país B , $e_{A/B}$. Matemáticamente, se denota como:

$$e_{A/B} = \frac{\text{divisa país } A}{\text{divisa país } B} \quad (3)$$

De ello se sigue que los términos reales de intercambio, TCR , corresponden al cociente de los precios del país A y el país B para la mercancía X , multiplicado por el tipo de cambio nominal efectivo:

$$TCR = e_{A/B} \cdot \left(\frac{P_{X_B}}{P_{X_A}} \right) \quad (4)$$

En conformidad con la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh (2000), las relaciones reales de intercambio han de estar determinadas por los salarios reales y las condiciones técnicas de producción de cada nación:

$$TCR = e_{A/B} \cdot \left(\frac{P_{X_B}}{P_{X_A}} \right) = F(w_{rX_A}, w_{rX_B}, \lambda_{X_A}, \lambda_{X_B}) \quad (5)$$

O, en otros términos:

$$TCR = e_{A/B} \cdot \left(\frac{P_{X_B}}{P_{X_A}} \right) = \left(\frac{w_{rX_B}}{w_{rX_A}} \right) \cdot \left(\frac{\lambda_{X_B}}{\lambda_{X_A}} \right) = \frac{v_{rX_B}}{v_{rX_A}} \quad (6)$$

Así pues, las mejoras competitivas intrasectoriales se basan en el cambio técnico y el desarrollo de métodos productivos más eficientes, en la medida en que tienen la capacidad de reducir los costos laborales unitarios reales de un sector.

No obstante, es imperativo no confundir la ventaja absoluta con una ventaja de productividad, puesto que la mayor productividad, dice Guerrero (1995), “no implica mayor capacidad de exportación si no va unida al disfrute de una ventaja absoluta, y esta la otorga, como se ha dicho, el menor costo unitario” (p. 17). Así, el país con salarios más altos producirá más barato, siempre y cuando la diferencia en productividad sea mayor que la diferencia en salarios.

En síntesis, la posición competitiva intrasectorial de una nación será tanto mejor cuanto menores sean los costos unitarios de producción o, dicho en otros términos, las relaciones reales de intercambio estarán sujetas en el largo plazo a los salarios reales y las condiciones técnicas de producción de cada nación.

ASPECTOS METODOLÓGICOS

Hipótesis de trabajo, pruebas de raíces unitarias y test de cointegración

El objetivo aquí es identificar la variable endógena, o dependiente, y las variables exógenas, o independientes, para construir el modelo econométrico que contraste las hipótesis de trabajo. Estas, a su vez, son:

- 1) La mejor posición competitiva de la industria manufacturera alemana en los últimos años deriva de sus menores costos unitarios de producción.

- 2) Las relaciones reales de intercambio de España con Alemania están determinadas por los costos laborales unitarios reales relativos de la industria manufacturera (Ale./Esp.), la inversión neta productiva real de la industria manufacturera española y la renta nacional real de España.
- 3) Existe cointegración entre las variables del modelo y, por ende, en el largo plazo constará una relación entre ellas.

Las variables a considerar son las siguientes:

- 1) Tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.).
- 2) Costos laborales unitarios reales relativos de la industria manufacturera de España y Alemania.
- 3) Inversión productiva neta real de la industria manufacturera de España.
- 4) Ingreso nacional real de España.

Por otra parte, es oportuno enumerar las bases estadísticas utilizadas:

- 1) En primer término, los datos del tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.) han sido recabados de la base estadística del Banco de España.
- 2) En segundo término, los datos concernientes a la industria manufacturera de España y Alemania se tomaron de la base EU KLEMS, fundamentada en la metodología ISIC rev. 4. Los datos del valor añadido bruto, la remuneración total de asalariados y el número total de horas trabajadas de la industria manufacturera son el agregado de los sectores que se comprendían en la Tabla 1.
- 3) En tercer término, los datos de la inversión productiva neta real⁵ de la industria manufacturera de España, en cuanto sumatorio de la formación neta de capital fijo no residencial y la variación de existencias⁶, también han sido proporcionados por la base de datos EU KLEMS con metodología ISIC rev. 4.
- 4) Por último, los datos del ingreso nacional neto real de España fueron recogidos de la base de datos de AMECO-Eurostat. Vale la pena señalar que el ingreso nacional neto corresponde al producto nacional neto real medido a costo de factores.

De igual modo, las bases estadísticas nos han proporcionado datos para el período seleccionado, 1970-2010. Cabe reseñar que todas las variables están medidas a precios constantes, las cuales están deflactadas por sus respectivos índices de precios. Empero, estos presentaban años base diferentes, por lo que se procedió

⁵ Para este trabajo, se considera la inversión productiva neta como los desembolsos para la ampliación de elementos de capital fijo (maquinaria, equipos y plantas) dedicados a la producción de mercancías (Kalecki, 1976). En consecuencia, se excluyen los gastos de reposición del capital fijo (consumo de capital fijo).

⁶ La variación de existencias es un componente de la inversión productiva, por cuanto esta representa el incremento del valor aritmético en capital y existencias utilizables (Kalecki, 1976).

a la transformación de las cuatro variables en números índices seleccionando como año base 1990.

Tabla 1.

Sectores que componen la industria manufacturera y su código EU KLEMS

Sector	Código EU KLEMS
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	10-12
Textil, prendas, cuero y calzado	13-15
Madera, papelería y actividades de edición	16-18
Coque y refinamiento de petróleo	19
Industria química	20-21
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	22-23
Metales comunes y productos metálicos (no incluye maquinaria y equipos)	24-25
Equipos ópticos y eléctricos	26-27
Maquinaria y equipos n.c.p	28
Equipo de transporte	29-30
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipos	31-33

Fuente: elaboración propia con base en EU KLEMS.

Hecha la aclaración, ahora se identifican la variable endógena y las variables exógenas. En conformidad con la teoría de Shaikh, se considera como variable endógena el índice del tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.), ITCR, mientras que las variables exógenas del modelo son:

- 1) El índice de costos laborales unitarios reales relativos de la industria manufacturera (Ale./Esp.), ICLURR.
- 2) El índice de inversión neta productiva real de la industria manufacturera española, IIPR.
- 3) El ingreso nacional neto real de España, IPNNR.

Por tanto, las relaciones reales de intercambio de España con Alemania estarán determinadas en el largo plazo por ICLURR, IIPR e IPNNR:

$$ITCR = f(ICLURR, IIPR, IPNNR) \quad (7)$$

Antes de continuar, se indica cómo se calculan el tipo de cambio real efectivo y los costos laborales unitarios reales relativos de la industria manufacturera de España y Alemania. En primer término, el tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.) expresa

la relación entre el índice del tipo de cambio nominal efectivo (Esp./Ale.)⁷ y los índices de precios de consumo relativos:

$$ITCR = e_{Esp/Ale} \cdot \left(\frac{IPC_{Ale}}{IPC_{Esp}} \right) \quad (8)$$

Nótese que en la ecuación (8), un incremento del ITCR supone una depreciación del tipo de cambio real efectivo y, por ende, se trataría de una mejora de las relaciones de intercambio reales a favor de España. En caso contrario, esto es, un descenso del ITCR, se trataría de un deterioro de las relaciones reales de intercambio para España.

Por otro lado, el tipo de cambio nominal efectivo (Esp./Ale.) antes de la adopción del euro en 2001 estuvo regido por la relación cantidad de pesetas/cantidad de marcos alemanes. A partir de la adopción del euro como moneda común, el tipo de cambio nominal pasa a ser uno.

En cuanto a los costos laborales unitarios reales relativos, es conveniente mencionar que debido a las limitaciones impuestas por nuestras bases de datos solo ha sido posible calcular los directos. Hecha esta aclaración, los costos laborales unitarios reales directos fueron calculados del siguiente modo:

- 1) El costo laboral nominal por hora, CLN, de las industrias manufactureras de Alemania y España se calculó como el cociente entre la remuneración total de asalariados, RA, y el número total de horas trabajadas, L^H:

$$CLN = \frac{RA}{L^H} \quad (9)$$

- 2) Posteriormente, se halla el costo laboral por hora real, CLR, como el cociente entre el costo laboral por hora nominal y el índice de precios al consumidor de cada país, IPC:

$$CLR = \left(\frac{CLN}{IPC} \right) \times 100 \quad (10)$$

- 3) En el caso de la productividad real, primero se deflactó el valor añadido bruto nominal de la industria manufacturera, VAB_N, por su respectivo índice de precios, IPM:

⁷ El índice del tipo de cambio nominal efectivo representa la media ponderada de diferentes tipos de cambio bilaterales.

$$VAB_R = \frac{VAB_N}{IPM} \times 100 \quad (11)$$

- 4) De este modo, la productividad hora-trabajador real, $(Y/L)_R$, se calculó como el cociente entre el valor añadido bruto real, VAB_R , y el número total de horas trabajadas en la industria manufacturera:

$$(Y/L)_R = \frac{VAB_R}{L^H} \quad (12)$$

Por consiguiente, el costo laboral unitario real directo de la industria manufacturera, CLUR, representa el cociente entre el costo laboral-hora real y la productividad hora-trabajador real:

$$CLUR = \frac{CLR}{(Y/L)_R} \quad (13)$$

Posteriormente, se transforma la ecuación (13) en número índice pasando a definirse en adelante como ICLUR. El índice de costos laborales unitarios relativos directos, ICLURR, se denota, pues, como:

$$ICLURR_{Ale/Esp} = \frac{ICLUR_{Alemania}}{ICLUR_{España}} \quad (14)$$

De acuerdo con la teoría de Shaikh, la relación entre los términos reales de intercambio y los costos laborales unitarios reales relativos es:

$$ITCR = e_{Esp/Ale} \left(\frac{IPC_{Ale}}{IPC_{Esp}} \right) \cong \frac{ICLUR_{Alemania}}{ICLUR_{España}} \quad (15)$$

En consecuencia, una disminución de la ratio (14) supone el deterioro de las relaciones reales de intercambio para España, y viceversa.

En cuanto a las variables explicativas IIPR e IPNNR, estas se justifican en el presente modelo por las siguientes razones:

- 1) Las mejoras de la productividad real y, por ende, el abaratamiento de las condiciones técnicas de producción están sujetos a los ritmos de la inversión de ampliación. Mas, por otra parte, es también plausible que el aumento de la inversión de medios de producción en la fase de expansión del ciclo agrave el déficit de la balanza comercial a consecuencia de una baja elasticidad

precio-cantidad de las importaciones de medios de producción (Bahmani-Oskooee, Hegerty y Hosny, 2015). Esto, por tanto, exteriorizaría una alta dependencia de la industria manufacturera de las importaciones de medios de producción extranjeros (maquinaria, equipos, materias primas e insumos intermedios).

- 2) El incremento del ingreso nacional, al igual que con la inversión productiva, tiene consecuencias en la balanza comercial dependiendo de la elasticidad del ingreso relativa y la elasticidad precio-cantidad de las importaciones. En la fase de expansión del ciclo, una alta elasticidad del ingreso y una baja elasticidad precio-cantidad de las importaciones de bienes de consumo implicarían, como en el caso anterior, un deterioro de las relaciones reales de intercambio.

Finalmente, el modelo de regresión múltiple estimado por MCO se expresa como:

$$ITCR_t = \alpha_1 + \alpha_2 ICLURR_t + \alpha_3 IIPR_t + \alpha_4 IPNNR_t + \mu_t \quad (16)$$

En el modelo de regresión múltiple, α representa los coeficientes múltiples de determinación, los cuales serán positivos o negativos dependiendo de la relación que exista entre las variables exógenas y la variable endógena del modelo. Por su parte, μ_t es una variable aleatoria que simboliza el término error, siendo este el componente del ITCR que no puede explicar el modelo; es deseable que este término error sea lo más pequeño posible (Novales, 2000).

No obstante, en el análisis de series temporales, Nelson y Plosser (1982) arguyen que un gran número de variables económicas son no estacionarias y, en consecuencia, la aplicación de MCO puede llevarnos a la aceptación de relaciones espuria. Dicho en otros términos: se puede incurrir en la aceptación de relaciones de causalidad y no de causalidad (Nelson y Plosser).

No en vano, como indican Granger (1981) y Engle y Granger (1987), un conjunto de variables no estacionarias e integradas del mismo orden pueden constituir una combinación lineal de equilibrio a largo plazo y, por ende, estar cointegradas.

Por esta razón, en el siguiente apartado se realizarán los contrastes de raíces unitarias y la prueba de cointegración, ya que en presencia de variables no estacionarias e integradas del mismo orden es factible aplicar MCO (Novales, 2000).

Para ello, y con el objeto de comprobar que las variables son series no estacionarias de orden I(1), se aplican las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller aumentadas (ADF, por sus siglas en inglés) y de Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS).

En cuanto al nivel de significación de los contrastes, el valor α escogido es el 5%. Se ha seleccionada este nivel por lo frecuente de su uso en el análisis económico, si bien no existe razón alguna de peso que justifique este nivel de significación en vez de otros (Novales, 2000).

Por último, la prueba de cointegración a aplicar será el procedimiento multivariado de Johansen (1988, 1991). Este procedimiento consiste en:

- 1) Determinación del orden de integración de las variables del modelo.
- 2) Construcción de un vector autorregresivo (VAR), utilizando las series temporales no estacionarias de orden I(1).
- 3) Determinación del rango (r) de cointegración, aplicando las pruebas de la traza y del máximo valor propio (test de máxima verosimilitud).
- 4) Estimación del modelo de vector de corrección de errores (MVEC).

En suma, hechas las oportunas aclaraciones concernientes a los aspectos metodológicos, en el siguiente apartado se contrasta empíricamente la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh.

EVIDENCIA EMPÍRICA, ANÁLISIS DE RAÍCES UNITARIAS Y COINTEGRACIÓN

En este apartado, último de nuestra investigación, se procede al análisis empírico con el objeto de contrastar las hipótesis. El apartado se divide en tres secciones: a) en la primera se analiza la tendencia del tipo cambio real efectivo y la ratio de costos laborales unitarios reales, b) en la segunda se realizan las pruebas de raíces unitarias y c) finalmente, en la tercera se lleva a cabo el análisis de cointegración.

Tendencia del tipo de cambio real efectivo y la ratio de costos laborales unitarios reales

En el marco teórico, se incidió en el hecho de que la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh establece una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real efectivo y los costos laborales unitarios relativos.

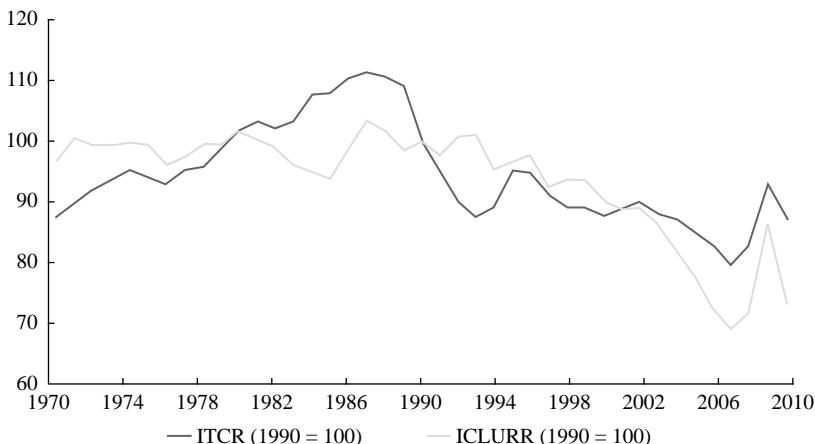
Así pues, analizando la evolución del ITCR (Esp./Ale.) y el ICLURR (Ale./Esp.) para el período 1970-2010, se observa que, en efecto, ambas variables presentan tendencias similares (véase Gráfica 1).

Es de destacar, asimismo, que la gráfica muestra un importante descenso del índice de costos laborales unitarios reales (Ale./Esp.) a partir de 2002, justo un año después de la entrada en vigor del euro como moneda común.

Este hecho es harto significativo, en la medida en que, de acuerdo con los datos de AMECO-Eurostat, el superávit de la balanza comercial de bienes de Alemania pasó de 95.000 millones de euros corrientes en 2001, a 135.000 millones de euros corrientes en 2002. Más aún, entre 2001 y 2007, el superávit comercial creció a una tasa media anual acumulativa del 10,7%.

Gráfica 1.

ITCR (Esp./Ale.) e ICLURR (Ale./Esp.), 1970-2010 (1990 = 100)



Fuente: elaboración propia con datos de EU KLEMS y Banco de España.

Esto revela, por tanto, que los costos unitarios de la industria manufacturera alemana descendieron más que los de la española en el subperíodo 2002-2007⁸. En vista de ello, resulta pertinente analizar la evolución de la productividad real⁹.

Tomando como indicador la ratio de la productividad-hora trabajador real (Ale./Esp.), se aprecia que la tendencia de esta es creciente (véase Gráfica 2). Al igual que con los costos laborales unitarios relativos, es de destacar el subperíodo 2002-2007, pues la ratio pasa del 6,11 en 2002 a 6,83 en 2007.

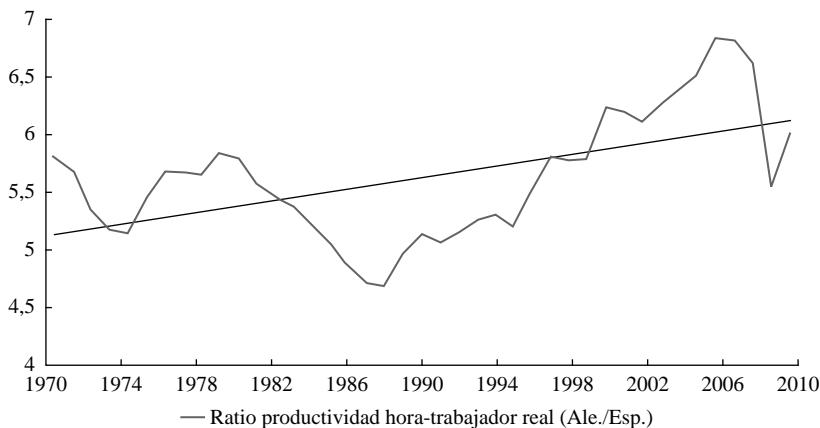
Se infiere, pues, que en este subperíodo la productividad real de la industria manufacturera alemana creció a mayor ritmo que la productividad real de la industria manufacturera española, lo cual exterioriza que los métodos de producción aplicados y diseñados en Alemania fueron más eficientes que en España (véase Gráfica 2). En este sentido, es de destacar que el número de horas de utilización del capital instalado en la industria alemana fue mayor que en la española durante el subperíodo 2000-2007 (Muñoz de Bustillo y Fernández, 2007).

⁸ En 2009, la ratio de costos laborales unitarios reales crece como consecuencia de la crisis de 2008 y el descenso de la producción y la inversión. Aquello constata que la industria manufacturera alemana es más sensible a las contracciones de la demanda mundial de bienes que la industria manufacturera española, pues la variación anual entre 2008 y 2009 fue de -22,1%, de acuerdo con los datos de AMECO-Eurostat.

⁹ Cabe recordar que la ventaja absoluta es de costo y no de productividad. Se analiza la ratio de productividad debido a que, como es bien sabido, los costos salariales de la industria manufacturera de Alemania son, por lo general, mayores que los costos salariales de la de España.

Gráfica 2.

Evolución de la ratio productividad hora-trabajador, 1970-2010



Fuente: elaboración propia con datos de EU KLEMS.

Empero, cabe precisar que en el subperíodo 2000-2007, el aumento del costo laboral-hora real de la industria manufacturera alemana fue significativamente menor que el de la industria manufacturera española.

En la Tabla 2, se puede observar que en el subperíodo 2000-2007 las tasas medias acumulativas del costo laboral-hora real de las industrias manufactureras alemana y española fueron el 0,3% y el 1,3%, respectivamente. Por el contrario, las tasas medias acumulativas de la productividad hora-trabajador real de Alemania y España para el mismo subperíodo fueron el 4,2% y el 2%, respectivamente.

Grosso modo, el mayor descenso de los costos laborales unitarios reales de la industria manufacturera alemana entre 2002 y 2007 es resultado de la combinación de una mayor contención salarial y un incremento superior de la productividad hora-trabajador real.

En conformidad con el marco teórico, esto ha de interpretarse como un aumento de la tasa de explotación de la fuerza de trabajo, siendo esta mayor en Alemania que en España (Boundi, 2014a; Guerrero, 1995).

No obstante, hay que hacer nota que el costo laboral-hora real de la industria manufacturera alemana siguió siendo mayor que en la industria manufacturera española;

en 2007, este se sitúa en 21,91 euros constantes-hora para Alemania y 12,58 euros constantes-hora para España.

Tabla 2.

Tasas de variación anuales acumulativas del costo laboral por hora y la productividad hora-trabajador de la industria manufacturera (precios constantes)

	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2007
Costo laboral/hora real (Alemania)	4,6%	2,5%	2,1%	0,3%
Productividad hora-trabajador (Alemania)	4,1%	2,7%	3,2%	4,2%
Costo laboral/hora real (España)	1,4%	1,7%	1,0%	1,3%
Productividad hora-trabajador (España)	4,1%	4,0%	1,2%	2,0%

Fuente: elaboración propia con datos de EU KLEMS.

A la luz de estos resultados, se concluye que la mejor posición competitiva de la industria manufacturera alemana deriva de la mayor diferencia en productividad que en salarios con respecto a la industria manufacturera española, lo cual significa una ventaja absoluta de costo unitario. A continuación se procede al contraste de raíces unitarias, en cuanto paso previo al análisis de cointegración.

Contrastes de raíces unitarias: pruebas ADF y KPSS

Como se indicó anteriormente, las pruebas para el contraste de raíces unitarias son ADF y KPSS. Debe mencionarse, en primer lugar, que para la prueba ADF se escogieron cuatro rezagos (ADF(4)), a fin de evitar problemas de autocorrelación y heterocedasticidad.

En segundo lugar, se realizó la prueba ADF(4) por tres métodos, a saber: a) sin constante ni tendencia, b) con constante y sin tendencia y c) con constante y tendencia. Los resultados se comprendían en la Tabla 3, donde el símbolo Δ representa la primera diferencia de las variables del modelo.

Como se puede apreciar, las cuatro variables en nivel son no estacionarias e integradas de orden I(1), en la medida en que los estadísticos del ADF(4) no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5%. Por el contrario, los estadísticos de las primeras diferencias de las variables permiten rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad, lo cual indica que son estacionarias e integradas de orden I(0).

Tabla 3.

Resultados de la prueba ADF(4)

Variable	Estadístico (1)	Estadístico (2)	Estadístico (3)	Orden de integración
En nivel				
ITCR	-0,122	-1,390	-2,183	I(1)
ICLURR	-0,927	-0,691	-2,335	I(1)
IINR	-0,303	-1,886	-1,719	I(1)
IPNNR	-0,060	-1,962	-2,073	I(1)
En primeras diferencias				
Δ ITCR	-6,070	-5,982	-6,091	I(0)
Δ ICLURR	-6,654	-6,733	-5,943	I(0)
Δ IIPR	-7,157	-7,075	-7,165	I(0)
Δ IPNNR	-3,515	-3,479	-3,467	I(0)

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

Posteriormente, se aplica el test de KPSS, siendo la hipótesis nula, en este caso, la de estacionariedad. Asimismo, la prueba se realizó por dos métodos: a) sin tendencia y b) con tendencia. En la Tabla 4 se recogen los resultados del test.

Tabla 4.

Resultados de la prueba KPSS

Variable	Estadístico (1)	Valor crítico al 5%	Estadístico (2)	Valor crítico al 5%
En nivel				
ITCR	0,253	0,463	0,134	0,146
ICLURR	0,441	0,463	0,148	0,146
IIPR	0,290	0,463	0,110	0,146
IPNNR	0,181	0,463	0,141	0,146
En primeras diferencias				
Δ ITCR	0,240	0,463	0,121	0,146
Δ ICLURR	0,334	0,463	0,105	0,146
Δ IIPR	0,163	0,463	0,096	0,146
Δ IPNNR	0,128	0,463	0,089	0,146

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

De acuerdo con la Tabla 4, se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad y, por ende, las variables en nivel son no estacionarias e integradas de orden I(1). Se concluye, pues, que los contrastes aplicados evidencian que las series del modelo son integradas de orden I(1) y no estacionarias en nivel, lo cual lleva a realizar el análisis de cointegración por medio del procedimiento de Johansen.

Análisis de cointegración de Johansen

En esta última etapa de nuestra investigación, se contrasta la existencia de cointegración entre las series modelo por medio del procedimiento de Johansen. De confirmarse que las variables constituyen una combinación lineal de equilibrio a largo plazo, el estimador de MCO de los coeficientes de integración será consistente.

Antes de continuar, vale la pena añadir que en 1977, 1982, 1992, 1993 y 1995 hubo importantes devaluaciones de la peseta (Nieto, 2001, 2005). Con el objeto de que el test de Johansen capte los efectos de estas devaluaciones, se ha procedido a la selección de variables *dummy*, siendo estas: 1977 = 1, 1982 = 1, 1992 = 1, 1993 = 1, 1995 = 1.

Hecha esta aclaración, y comprobado que las series en nivel son no estacionarias e integradas de orden I(1) en el anterior apartado, la primera etapa del procedimiento de Johansen consiste en calcular un modelo VAR. Siguiendo el criterio de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés) y la prueba de error de predicción final (FPE, por sus siglas en inglés), se seleccionaron tres retardos como óptimos para la estimación del modelo VAR, siendo, por ende, de orden 3 (VAR(3)). Matemáticamente, el modelo VAR(3) se expresa como:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A\rho X_{t-\rho} + BX_t + \mu_t \quad (17)$$

donde $X_t = [ITCR, ICLRR, IIPIR, IPNNR]^T$ es el vector (4x1) de variables endógenas integradas de orden I(1); A y B son matrices de coeficientes a estimar; ρ simboliza el número de retardos del VAR(3); y X_t es el vector de variables exógenas (constante y *dummy*). Luego se procedió al diagnóstico del modelo VAR(3), el cual nos confirma la ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad, en tanto que los errores se distribuyen normalmente (véase Tabla 5).

Tras comprobarse que el modelo VAR(3) satisface los supuestos básicos, se realiza la prueba de la traza y el máximo valor propio con tres retardos e incluyendo la *dummy* como variable exógena. En primer término, los resultados de la prueba de la traza indican la existencia de un vector de cointegración (véase Tabla 6).

Tabla 5.
Diagnóstico del modelo VAR(3)

Autocorrelación			
H_0 : ausencia de autocorrelación hasta el retardo h			
Retardo	LM-Stat	Prob	
1	1,241	0,715	
2	1,777	0,337	
3	1,650	0,418	
4	1,320	0,658	
5	1,057	0,835	
6	1,055	0,836	

Normalidad: Cholesky			
H_0 : JB = 0; residuos normales			
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1,789	2	0,409
2	2,136	2	0,344
3	0,939	2	0,625
4	3,273	2	0,195
Conjunto	8,138	8	0,420

Heterocedasticidad			
H_0 : homocedasticidad			

Prueba conjunta		
Chi-sq	df	Prob.
2,329	250	0,773

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

Tabla 6.
Prueba de rango no restringida de la traza

Rango	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Prob.**
r = 0 *	0,588	61,343	47,856	0,002
r ≤ 1	0,337	28,520	29,797	0,070
r ≤ 2	0,283	13,267	15,494	0,105
r ≤ 3	0,024	0,914	38,414	0,339

* denota rechazo de la hipótesis al 0,05

** p-values de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

En segundo término, la prueba de máximo valor propio también determina la existencia de un vector de cointegración (véase Tabla 7).

Tabla 7.

Prueba de rango no restringida del máximo valor propio

Rango	Valor propio	Estadístico del máximo valor propio	Valor crítico al 5%	Prob.**
r = 0*	0,588	32,822	27,584	0,010
r ≤ 1	0,338	15,253	21,132	0,272
r ≤ 2	0,284	12,352	14,265	0,098
r ≤ 3	0,024	0,915	38,415	0,339

* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05. **MacKinnon, Haug y Michelis (1999) p-values.

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

Consecuentemente, el vector de cointegración normalizado estimado representa la siguiente función que denota una relación de largo plazo (entre paréntesis los errores estándar):

$$ITCR = 0,84 ICLURR - 0,39 IIPR - 0,50 IPNNR \quad (18)$$

Obsérvese que los valores de los coeficientes son los esperados con lo expuesto en el marco teórico, además de significativos y estadísticamente diferentes de cero. A este respecto, el valor positivo del coeficiente del ICLURR (Ale./Esp.) nos dice que un aumento de este derivará en el incremento del ITCR (depreciación real) y la consiguiente mejora de la competitividad intrasectorial de la industria manufacturera española con respecto a la alemana. Por el contrario, el signo de las variables IIPR e IPNNR es negativo.

Aquello puede interpretarse de dos maneras:

- 1) La existencia de una alta elasticidad ingreso relativa.
- 2) Una baja elasticidad precio de la demanda de importaciones de medios de producción y bienes salario.

Cabe subrayar, sin embargo, que la existencia de una relación en el largo plazo entre las variables del modelo no es óbice suficiente para que no surjan desequilibrios en el corto plazo. En este sentido, para que el análisis de cointegración sea completo, es necesario estimar un MVEV, el cual se emplea para la corrección de los desequilibrios que acontecen en el corto plazo y, en consecuencia, afectan la evolución en el largo plazo.

Para ello, se seleccionan tres retardados como número óptimo para el MVCE; por tanto, se tiene un MVEC de orden tres (MVEC(3)). En segundo término, se observa en la Tabla 8 que los coeficientes que representan la velocidad de ajuste de los modelos Δ ITCR e Δ ICLURR tienen como valor 0,620 y 0,311, respectivamente, siendo, además, significativos al 5% y estadísticamente diferentes de cero.

Esto quiere decir que el ITCR (Esp./Ale.) corrige el 62% del desequilibrio en cada período, mientras que el ICLURR (Ale./Esp.) lo hace en un 31,1%. Nótese, por otra parte, que el aumento del ICLURR en años precedentes impacta positivamente en la velocidad de los incrementos o decrementos del ITCR en el año presente.

Por otro lado, cabe reseñar que los resultados del análisis econométrico resultan similares a los obtenidos en otros trabajos, en los cuales se aplicaron pruebas para la detección de raíces unitarias y el procedimiento multivariado de Johansen para contrastar la relación que establece la teoría de la ventaja absoluta de Shaikh.

Así, por ejemplo, Ruiz-Nápoles (2001), quien analiza las relaciones reales de intercambio de México con Estados Unidos para el período 1973-1995, obtiene de las pruebas de la traza y el máximo valor propio un vector de cointegración cuya función constituye una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real efectivo, los costos laborales unitarios reales relativos y el producto interno bruto (PIB) real de México¹⁰.

Martínez-Hernández (2010), extendiendo el estudio de las relaciones reales de intercambio de México con Estados Unidos al período 1970-2004, recoge en su trabajo que las pruebas de la traza y el máximo valor confirmán la existencia de un vector de cointegración que representa una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real efectivo, los costos laborales unitarios reales relativos, los flujos reales de capital netos y el PIB real de México¹¹.

Por su parte, Gómez y Tablas (2013), al analizar los términos reales de intercambio de Guatemala con el resto del mundo, exponen en su investigación que las pruebas de la traza y el máximo valor propio determinan la existencia de un vector de cointegración, el cual establece la relación en el largo plazo entre el tipo de cambio real efectivo y los costos laborales unitarios reales relativos¹².

Vale la pena destacar, por una parte, que tanto en el presente análisis como en los tres trabajos anteriormente citados, los costos laborales unitarios reales relativos se muestran como la variable principal en la determinación del tipo de cambio real relativo en el largo plazo. Por otra parte, un punto relevante de la presente investi-

¹⁰Es importante mencionar que Ruiz-Nápoles aplica las pruebas ADF y de Phillip y Perron (PP) para la detección de raíces unitarias. Ambos test establecieron que las tres variables del modelo son no estacionarias en nivel e integradas de orden I(1).

¹¹Martínez-Hernández aplica los test ADF, PP y KPSS para el contraste de raíces unitarias. Estas tres pruebas determinaron que las cuatro variables del modelo son no estacionarias en nivel y, por consiguiente, integradas de orden I(1).

¹²En este caso, Gómez y Tablas emplearon las pruebas ADF y PP, las cuales confirmaron que las dos variables del modelo son no estacionarias en nivel e integradas de orden I(1).

gación es que constata la relación que establece la teoría de Shaikh para el caso de la eurozona, lo cual supone un aporte a la literatura existente y arroja luz sobre el debate que gira en torno al euro y su posible influencia en el deterioro de la competitividad de España con respecto a Alemania.

Tabla 8.

Resultados del MVEC(3) (dinámica de corto plazo)

	ΔITCR	ΔICLURR	ΔUPR	ΔIPNNR
Ecuación de cointegración	-0,620*	-0,311*	0,175**	0,023**
	[0,135]	[0,244]	[0,474]	[0,115]
ΔITCR_{t-1}	-0,123	0,030	-1,406	-0,123
	[0,177]	[0,319]	[0,622]	[0,151]
ΔITCR_{t-2}	-0,577	-0,369	1,046	-0,073
	[0,192]	[0,346]	[0,673]	[0,164]
ΔITCR_{t-3}	-0,130	0,073	0,500	-0,046
	[0,232]	[0,413]	[0,804]	[0,196]
$\Delta \text{ICLURR}_{t-1}$	0,054	-0,178	1,819	-0,063
	[0,178]	[0,321]	[0,624]	[0,152]
$\Delta \text{ICLURR}_{t-2}$	0,345	-0,314	-1,731	0,132
	[0,242]	[0,435]	[0,847]	[0,206]
$\Delta \text{ICLURR}_{t-3}$	0,129	-0,014	1,792	0,107
	[0,235]	[0,423]	[0,823]	[0,2]
ΔIIPR_{t-1}	0,163	0,200	-0,205	0,050
	[0,076]	[0,137]	[0,268]	[0,065]
ΔIIPR_{t-2}	0,152	0,151	-0,059	0,009
	[0,064]	[0,116]	[0,226]	[0,055]
ΔIIPR_{t-3}	0,014	0,043	-0,107	-0,046
	[0,062]	[0,112]	[0,218]	[0,053]
$\Delta \text{IPNNR}_{t-1}$	-0,068	-0,208	0,951	0,278
	[0,242]	[0,435]	[0,847]	[0,206]
$\Delta \text{IPNNR}_{t-2}$	0,314	0,193	-0,77	-0,241
	[0,281]	[0,506]	[0,984]	[0,24]
$\Delta \text{IPNNR}_{t-3}$	-0,454	-0,371	-0,111	0,245
	[0,251]	[0,451]	[0,877]	[0,214]
C	-0,484	-1,586	2,019	0,663
	[0,556]	[0,999]	[1,944]	[0,474]
dummy	0,378	0,353	-0,598	-0,403
	[0,1801]	[0,3251]	[0,6321]	[0,1541]
R ²	0,737	0,373	0,616	0,495
R ² ajustado	0,569	0,254	0,371	0,174

* Significativo al 5%. ** Significativo al 10%. Errores estándar entre [].

Fuente: elaboración propia con Eviews 7.

En síntesis, el procedimiento de Johansen verifica la existencia de una relación estable de largo plazo entre el tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.), los costos laborales unitarios reales relativos (Ale./Esp.), la inversión productiva neta real de la industria manufacturera española y el ingreso nacional real de España.

CONCLUSIONES

A modo de conclusiones, se resaltan los siguientes puntos:

- 1) El marco teórico aplicado en el presente trabajo ha proporcionado valiosas herramientas, puesto que pone en el centro de la discusión el carácter dinámico y destructivo de la competencia, lo cual supone una ruptura *de facto* con la teoría convencional de las relaciones reales de intercambio basadas en la ventaja competitiva intersectorial.
- 2) La ventaja absoluta de Shaikh ha de entenderse como una ventaja de costo intrasectorial, en la medida en que intervienen dos factores: el costo salarial unitario y los requerimientos unitarios del trabajo. Por esta razón, la ratio de costos laborales unitarios reales relativos se presenta como un potente indicador para analizar las relaciones reales de intercambio.
- 3) Los resultados del presente análisis empírico y econométrico demuestran una estrecha relación entre el tipo de cambio real y la ratio de costos laborales unitarios reales relativos en el largo plazo, con lo cual se verifica que las relaciones reales de intercambio de España con Alemania se rigen por la ventaja absoluta de costo intrasectorial.
- 4) La evidencia empírica demuestra que las disparidades en los niveles de productividad entre las industrias manufactureras alemana y española se accentúan a lo largo del período de análisis. Aún más, con la eliminación de los controles de circulación de mercancías y capitales y la entrada en vigor del euro, las diferencias en productividad se hacen más notorias, lo cual contradice los postulados convencionales de la convergencia en productividad y la igualación de los precios (Stolper y Samuelson, 1941).
- 5) A partir de 2002, el tipo de cambio real efectivo (Esp./Ale.) se aprecia como consecuencia del descenso de los costos laborales unitarios reales de la industria manufacturera alemana. La explicación de este hecho obedece a dos factores fundamentales:
 - 5.1. la mayor contención salarial en Alemania;
 - 5.2. el aumento de la productividad real de la industria manufacturera alemana, superior a la de la española.
- 6) De igual modo, las mejoras en la productividad de Alemania exteriorizan que las técnicas y métodos de producción son más eficientes que los de España,

de lo que se desprende que la industria manufacturera alemana goza de condiciones técnicas de producción más baratas.

- 7) El mayor descenso de la participación de los salarios reales en el producto total en la industria alemana para el subperíodo 2002-2007 evidencia que el incremento de la tasa de explotación de la fuerza de trabajo fue mayor que en la industria manufacturera española. Por tanto, la ventaja absoluta de costo intrasectorial puede ser interpretada como una ventaja en la tasa de explotación (Guerrero, 1995).
- 8) El descenso de la ratio de la productividad hora-trabajador real (Ale./Esp.) y el aumento de la ratio de costos laborales unitarios reales (Ale./Esp.) en 2009 manifiestan que la industria manufacturera alemana es más sensible a las contracciones de la demanda mundial de bienes. En consecuencia, el crecimiento de la economía alemana es más dependiente de las exportaciones de bienes que el español.

REFERENCIAS

1. Antonopoulos, R. (1997). *An alternative theory of real exchange rate determination for the Greek economy*. Nueva York: New School for Social Research.
2. Astarita, R. (2013). *Economía política de la dependencia y el subdesarrollo*. Buenos Aires: Universidad Nacional de Quilmes.
3. Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S. W., & Hosny, A. (2015). Exchange-rate volatility and commodity trade between the EU and Egypt: Evidence from 59 industries. *Empirica*, 42(1), 109-129.
4. Bajona, C., & Kehoe, T. J. (2010). Trade, growth, and convergence in a dynamic Heckscher-Ohlin model. *Review of Economic Dynamics*, 13(3), 487-513.
5. Boundi, F. (2014a). Determinantes de la competitividad de la industria de bienes de equipo de España y Alemania. Ventaja absoluta de coste, salario y productividad. *Papeles de Europa*, 27(1), 137-164.
6. Boundi, F. (2014b). Relaciones de producción y conflicto capital-trabajo en la economía política. *Barataria: Revista Castellano-Manchega de Ciencias Sociales*, 18, 81-96.
7. Boundi, F. (2014c). Tasa de beneficio y distribución del ingreso en la economía española. *Ensayos de Economía*, 44(33), 76-99.
8. Carchedi, G. (1991). *Frontiers of political economy*. Londres: Verso.
9. Chen, Z. (1992). Long-run equilibria in a dynamic Heckscher-Ohlin model. *Canadian Journal of Economics*, 4(25), 923-943.
10. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction. Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

11. Góchez, R., & Tablas, V. A. (2013). *Tipo de cambio real y déficit comercial en Guatemala (1970-2007): un enfoque heterodoxo*. México: CEPAL.
12. Granger, C. W. J. (1981). Some properties of times series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130.
13. Guerrero, D. (1994). El enfoque dinámico en la teoría de la competencia. *Cuadernos de Economía*, 22(62), 97-118.
14. Guerrero, D. (1995). *Competitividad. Teoría y política*. Barcelona: Ariel.
15. Guerrero, D. (2008). *Historia del pensamiento económico heterodoxo*. Buenos Aires: RyR.
16. Hesckher, E. (1919). The effect of foreign trade on the distribution of income. *Ekonomisk Tidskrift*, 21, 497-512.
17. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
18. Johansen, S. (1991). *The role of the constant term in cointegration analysis of non stationary variables*. Copenhagen: Institute of Mathematical Statistics.
19. Kalecki, M. (1976). *Economía socialista y mixta*. México, D. F.: FCE.
20. Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2009). *Economía internacional. Teoría y política*. Madrid: MacGraw-Hill.
21. Leontief, W. (1988). *Análisis económico input-output*. Barcelona: Orbis.
22. MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *J. Appl. Econ.*, 14(5) 563–577. doi:10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE 530>3.0.CO;2-R
23. Martínez-Hernández, 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.
24. Marx, K. (1978). *Precios, salarios y ganancia*. Madrid: FCE.
25. Marx, K. (2006a). *El capital. Crítica de la economía política* (vol. 1). México, D. F.: FCE.
26. Marx, K. (2006b). *El capital. Crítica de la economía política* (vol. 3). México, D. F.: FCE.
27. Muñoz de Bustillo, R., & Fernández, E. (2007). Producción y tiempo. Utilización de capacidad instalada en las empresas españolas. *Estudios de Economía Aplicada*, 25(1), 387-418.
28. Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
29. Nieto, J. A. (2001). *La Unión Europea. Una nueva etapa en la integración económica de Europa*. Madrid: Pirámide.

30. Nieto, J. A. (2005). *Organización económica internacional y globalización. Los organismos internacionales en la economía mundial*. Madrid: Siglo XXI.
31. Novales, A. (2000). *Econometría*. Madrid: MacGraw-Hill.
32. Ohlin, B. (1933). *Interregional and international trade*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
33. Ricardo, D. (1973). *Principios de economía política y tributación*. Madrid: Hora H.
34. Robinson, J. (1985). *Ensayos críticos*. Barcelona: Orbis.
35. Rubin, I. I. (1974). *Ensayos sobre la teoría marxista del valor*. Buenos Aires: Cuadernos de Pasado y Presente.
36. Ruiz-Nápoles, P. (1996). *Alternative theories of real exchange rate determination, a case study. The Mexican peso and the US dollar*. Nueva York: New School for Social Research.
37. Ruiz-Nápoles, P. (2001). Exchange rate and competitiveness. En M. Puchet & L. Punzo (Eds.), *Beyond Nafta. Perspective of the European debate* (pp. 78-101). Londres: Routledge.
38. Ruiz-Nápoles, P. (2010). Costos unitarios laborales verticalmente integrados por rama en México y Estados Unidos, 1970-2000. *Investigación Económica*, 69(273), 15-54.
39. Schwab, K. (Ed.). (2014). *The Global Competitiveness Report 2014-2015*. Ginebra: World Economic Forum.
40. Shaikh, A. (2000). Los tipos de cambio reales y los movimientos internacionales de capital. En D. Guerrero (Ed.), *Macroeconomía y crisis mundial* (pp. 57-77). Madrid: Trotta.
41. Shaikh, A. (2006). *Valor, acumulación y crisis*. Buenos Aires: RyR.
42. Shaikh, A. (2009). *Teoría del comercio internacional*. Madrid: Maia.
43. Shaikh, A., & Antonopoulos, R. (2013). Explaining long term exchange rate behavior in The United States and Japan. En J. K. Moudud, C. Bina & P. L. Mason (Eds.), *Alternative theories of competition: Challenges to the orthodoxy* (pp. 201-228). Londres: Routledge.
44. Smith, A. (1958). *Investigación sobre la naturaleza y causa de la riqueza de las naciones*. México, D. F.: FCE.
45. Stolper, W., & Samuelson, P. (1941). Protection and real wages. *Review of Economics Studies*, 9(1), 58-73.
46. Weeks, J. (2009). *Teoría de la competencia en los neoclásicos y en Marx*. Madrid: Maia.

ARTÍCULO

LA LOCALIZACIÓN COMO FACTOR CRÍTICO. ANÁLISIS DEL PROGRAMA “MI CASA, MI VIDA”. CORDOBA, ARGENTINA

Florencia Molinatti
Enrique Peláez

Molinatti, F., & Peláez, E. (2017). La localización como factor crítico. Análisis del programa “Mi casa, mi vida”. Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 521-548.

El objetivo de este artículo es evaluar los impactos del programa “Mi casa, mi vida” sobre los procesos segregativos en la ciudad de Córdoba (Argentina) a comienzos del siglo XXI. A partir de un análisis de autocorrelación espacial de información censal, se midieron los niveles y patrones de la segregación residencial socioeconómica en 2001 y 2008 y se determinó en qué medida dicho programa puede haber contribuido a esos cambios. Los resultados sugieren que, si bien se mejoraron las

F. Molinatti

Doctora y magíster en Demografía (UNC). Investigadora asistente (CIECS, Conicet y UNC) y docente de la Universidad Siglo 21. Córdoba, Argentina. Correo electrónico: fmolinatti@hotmail.com.

E. Peláez

Doctor y magíster en Demografía (UNC). Investigador independiente (CIECS, Conicet y UNC) y docente de la Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina. Correo electrónico: enpelaez@hotmail.com.

Sugerencia de citación: Molinatti, F., & Peláez, E. (2017). La localización como factor crítico. Análisis del programa “Mi casa, mi vida”. Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 521-548. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.55748](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.55748).

Este artículo fue recibido el 13 de febrero de 2016, ajustado el 13 de abril de 2016 y su publicación aprobada el 20 de abril 2016.

condiciones habitacionales de casi 8.000 personas, se observa la conformación de conglomerados homogéneos de pobreza escasamente integrados como consecuencia de la localización de los nuevos conjuntos habitacionales.

Palabras clave: segregación residencial socioeconómica, políticas habitacionales, villas miseria, déficit habitacional.

JEL: N36, N96, J18, R14, R58.

Molinatti, F., & Peláez, E. (2017). Location as critical factor. An analysis of the “Mi casa, mi vida” program in Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 521-548.

The goal of this paper is evaluate the impacts that the “Mi casa, mi vida” program had on the processes of segregation in the city of Cordoba (Argentina) at the beginning of the 21st Century. Using a spatial autocorrelation analysis of census data, we measured the levels and patterns of socioeconomic residential segregation in 2001 and 2008, and we determined to what extent the program may have contributed to these changes. The results suggest, as the living conditions of almost 8,000 people were improved, that homogeneous clusters of poverty were poorly integrated as a consequence of the location of new housing complexes.

Keywords: Socioeconomic residential segregation, housing policy, informal settlements, housing shortage.

JEL: N36, N96, J18, R14, R58.

Molinatti, F., & Peláez, E. (2017). La localisation comme facteur critique. Analyse du programme « Ma maison, ma vie », Cordoba, Argentine. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 521-548.

L'objectif de cet article consiste à évaluer les impacts du programme « Ma maison, ma vie » sur les processus de ségrégation dans la ville de Cordoba en Argentine, au début du xxie siècle. A partir d'une analyse d'autocorrélation spatiale d'une information du recensement, nous avons mesuré les niveaux et patrons de la ségrégation résidentielle socioéconomique en 2001 et 2008 et nous avons déterminé dans quelle mesure ce programme pouvait avoir contribué à ces changements. Les résultats suggèrent que, bien que se soient améliorées les conditions de logement de près de 8000 personnes, on observe la constitution de conglomérats homogènes de pauvreté faiblement intégrés comme conséquence de la localisation des nouveaux ensembles de logements.

Mots-clés : Ségrégation résidentielle socioéconomique, politiques du logement, villes misère, déficit de logement.

JEL : N36, N96, J18, R14, R58.

Molinatti, F., & Peláez, E. (2017). A localização como fator crítico. Análise do programa “Minha casa, minha vida”. Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 521-548.

O objetivo deste artigo é avaliar os impactos do programa “Minha casa, minha vida” sobre os processos segregatórios na cidade de Córdoba (Argentina) no início do século xxi. A partir de uma análise de autocorrelação espacial de informação de recenseamento, foram medidos os níveis e padrões da segregação residencial socioeconômica em 2001 e 2008 e ficou claro em que medida esse programa pode ter contribuído para essas mudanças. Os resultados sugerem que, embora tenham melhorado as condições habitacionais de quase 8.000 pessoas, é observada a conformação de conglomerados homogêneos de pobreza pouco integrados em consequência da localização dos novos conjuntos habitacionais.

Palavras-chave: Segregação residencial socioeconômica, políticas habitacionais, vilas miséria, déficit habitacional.

JEL: N36, N96, J18, R14, R58.

INTRODUCCIÓN

El poder regulador del Estado sobre el territorio —junto con el mercado de trabajo y la estructura social y el mercado inmobiliario— constituye uno de los principales mecanismos promotores de la producción y reproducción de la segregación y de las desigualdades en el espacio urbano (Arriagada y Rodríguez, 2003; Kaztram, 2003; Sabatini, 2006; Torres, Marques, Ferreira y Bitar, 2003).

En América Latina los estudios sobre la segregación residencial socioeconómica han privilegiado su cuantificación y la evaluación del impacto que el contexto residencial tiene sobre la capacidad de respuesta de los individuos y hogares frente a un conjunto de comportamientos considerados de riesgo (deserción escolar, inactividad juvenil, embarazo adolescente, entre otros). Por el contrario, son menos frecuentes las investigaciones centradas en la comprensión de las causas o determinantes que la originan, siendo la explicación más difundida su atribución a las fuertes desigualdades existentes en las ciudades de la región (Sabatini, 2006).

Ningún patrón residencial, sea fomentador o contrario a la segregación residencial, puede existir sin una acción fundamental del Estado (Marcuse, 2001). Si la segregación tiene lugar en una sociedad, es con la tácita, cuando no explícita, sanción del Estado, que tiene lugar, principalmente, ya sea bajo la legislación urbana o de la obra pública (Torres *et al.*, 2003).

Por un lado, el Estado puede mantener privilegios o excluir a una parte significativa de la ciudad de los beneficios de la urbanización mediante la legislación urbana. El trabajo de Clichevsky (2000) ilustra cómo las diferentes conceptualizaciones de la tierra en las constituciones latinoamericanas han impactado sobre las distintas políticas específicas sobre el mercado de suelo y su implementación. En los países en los cuales los instrumentos de planificación urbana son escasos y el suelo urbano no tiene una función social, se observan grandes deficiencias en las políticas de regulación hacia el mercado de tierras, teniendo significativos impactos sobre la calidad urbana de la tierra que se ofrece en el mercado, en especial, a los sectores más pobres.

Por otro lado, el Estado puede influir indirectamente en el aumento del valor de la tierra en ciertas partes de la ciudad a partir de inversiones en obras públicas, que pueden tener como efecto la expulsión de algunos grupos sociales o sustituirlos por otros. O influir directamente a partir de la expulsión de grupos sociales de menores ingresos de ciertas partes de la ciudad o de la construcción de grandes conjuntos habitacionales socialmente homogéneos en áreas periféricas (Torres *et al.*, 2003).

Dentro de estas acciones estatales, la política de vivienda social tiene un rol central en la configuración de un acceso diferenciado al espacio urbano y en la promoción de la segregación residencial para los sectores más pobres de la ciudad. Las investigaciones más recientes sobre esta problemática contrastan el éxito cuantitativo de estas políticas en la reducción del déficit habitacional con su contribución a la formación de áreas homogéneas de pobreza con escasa integración urbana

(Fernández, 2010; Fernández, 2008; Flores, Wormald y Sabatini, 2009; Prêteceille, 2003; Sabatini, 2006; Tecco y Fernández, 2009; Tecco y Valdés, 2006).

El propósito de este trabajo es explorar la incidencia de las políticas habitacionales para los sectores de menores recursos sobre los procesos segregativos en la ciudad de Córdoba¹ (Argentina) a principios del siglo XXI, haciendo especial énfasis en el factor de localización de dichas políticas. Esta ciudad ha sido testigo de una de las intervenciones en el tema de la vivienda social más importantes de los últimos tiempos, no solo por su magnitud sino también por las implicancias políticas, sociales y culturales que ha tenido para la sociedad cordobesa. Concretamente, se evalúan las intervenciones sobre el tema habitacional del programa “Mi casa, mi vida” que fue ejecutado por el Gobierno de la provincia de Córdoba en el período 2003-2008 y contó con financiamiento del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), teniendo como principal resultado la construcción de alrededor de 8.000 nuevas viviendas en el territorio de la ciudad de Córdoba y localidades aledañas.

En este sentido se espera que los resultados alcanzados en este trabajo posibiliten no solo una aproximación a los impactos reales del programa sobre la ciudad en su conjunto, sino también un análisis crítico de la localización en programas habitacionales y de su relación con los procesos de segregación residencial socioeconómica.

BREVE ESTADO DE LA CUESTIÓN

Segregación residencial socioeconómica

De acuerdo con Sabatini (2006), la segregación residencial es un fenómeno espacial con complejas y contradictorias relaciones con las diferencias y desigualdades sociales, las cuales suelen causar importantes confusiones con respecto a qué se entiende por segregación y qué dimensiones distinguibles presenta.

Las configuraciones espaciales y materiales que estructuran las ciudades y los territorios tienen relevancia por sí mismas y deben ser consideradas como una parte de los procesos que estructuran la realidad social y no como una simple manifestación externa (o reflejo) de los fenómenos y procesos sociales. Entre desigualdades y segregación no existe una relación directa, mecánica o de simple reflejo de las primeras en la segunda. Entre ellas existen otros procesos o mecanismos intermedios que actúan estimulando la segregación o contrarrestando sus consecuencias, incluyendo entre otros a los mercados de suelos, a la política pública habitacional o al mercado de trabajo (Sabatini, 2004).

¹ La ciudad de Córdoba es la capital de la provincia homónima y está localizada a 703 km al noroeste de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (ciudad capital de la República Argentina). La ciudad es el único municipio del departamento capital, por lo cual los datos de este trabajo se refieren a este departamento. De acuerdo con datos del último censo nacional (2010), la ciudad de Córdoba tiene 1.329.604 habitantes, lo cual representa el 39,9% y el 3,3% de la población provincial y nacional, respectivamente. Su ejido municipal forma un cuadrado de 24 km de lado, para un área total de 576 km².

La noción de segregación entonces se aplica para designar las configuraciones espaciales dentro de las cuales son perceptibles, a cualquier escala, desigualdades espaciales dentro de la composición de la población de acuerdo con diversos criterios. Una conceptualización de la segregación residencial que resulta pertinente y adecuada a los objetivos del presente artículo, en especial por su especificidad latinoamericana, es la propuesta por Sabatini (2006):

En términos generales, la segregación residencial corresponde a la aglomeración en el espacio de familias de una misma condición social, más allá de cómo definamos las diferencias sociales. La segregación puede ser según condición étnica, origen migratorio, etaria o socioeconómica, entre otras (p. 7).

Este estudio sobre la ciudad de Córdoba se refiere a la segregación espacial de los grupos según su estratificación socioeconómica.

Políticas habitacionales y su relación con la segregación socioeconómica

La política habitacional emprendida por el Estado, a partir de la construcción de grandes complejos habitacionales en la periferia de las ciudades latinoamericanas, da cuenta del poder que tiene el Estado en la configuración de un acceso diferenciado al espacio urbano y en la promoción de la segregación residencial para los sectores más pobres de la ciudad (Arriagada y Rodríguez, 2003; Medeiros, 2013; Préteceille, 2003; Sabatini, 2006).

De acuerdo con Coulomb (2012, p. 25), “la investigación de las políticas de vivienda se articula todavía muy escasamente con el análisis territorial”. Sin embargo, algunos antecedentes recientes sostienen que la localización periférica de los conjuntos habitacionales y su escasa inserción en la trama urbana ha favorecido la aglomeración de las familias pobres, hasta el punto de generar verdaderos nuevos guetos, es decir, nuevas áreas residenciales mal localizadas y subequipadas que, si bien están conectadas por un sistema de transporte, se encuentran alejadas de los lugares de trabajo y de socialización de sus residentes (Calderón, 2015; Coulomb, 2012; Medeiros, 2013; Mejía-Escalante, 2012).

Una serie de trabajos sobre el caso chileno, presentado “[...] en distintos ámbitos de las burocracias viviendistas de América Latina como ejemplo de política habitacional exitosa en América Latina” (Coulomb, 2012, p. 26), dan cuenta de cómo la política chilena de los últimos treinta años, basada en el subsidio de la demanda, ha sido exitosa en términos de reducir el déficit habitacional, pero con grandes problemas de calidad, pérdida patrimonial y segregación. Por ejemplo, para Sabatini y colaboradores, la política habitacional ha segregado a las familias pobres hacia la periferia mal equipada, a veces anegable o cercana a basurales o a cárceles. En la actualidad, como consecuencia del debilitamiento de los lazos sociales, económicos y políticos, la localización dentro de la ciudad se vuelve crítica para

los grupos populares y la segregación se traduce en problemas de desintegración social (Flores *et al.*, 2009).

En consonancia con lo anterior, Fernández (2008) argumenta, también para el caso chileno, que el éxito cuantitativo de la política:

se materializó en un enfoque operativo que terminó creando grandes barrios desfavorecidos en lo que a integración urbana se refiere. La construcción de conjuntos de gran tamaño, compuestos de un gran número de viviendas y localizados a distancias significativas del centro de la ciudad, contribuyó a la formación de áreas homogéneas de pobreza con escasa integración urbana (p. 107).

Para el caso argentino, se destaca un trabajo realizado sobre la producción social del hábitat y el papel desempeñado en su desarrollo por las políticas públicas habitacionales y urbanas en el área metropolitana de Buenos Aires (Rodríguez *et al.*, 2007). Según este estudio,

Las políticas de regularización dominial se desarrollaron en zonas o áreas de la ciudad metropolitana donde el suelo urbano no es altamente disputado y/o siguen presentes severos déficit de infraestructura [...]. [En cambio,] las mejores localizaciones, como las que presentan ocupaciones de edificaciones dispersas, han resultado grandes ausentes de la definición de objetivos de política de regularización dominial durante la década, más allá de su judicialización o excepciones particulares caracterizadas por niveles de organización de la población ocupante en inmuebles de propiedad pública (p. 130).

A partir de un análisis de las políticas vigentes, los autores resaltan la notoria priorización de la producción de vivienda nueva a través de licitación empresarial. “Las definiciones preponderantes de las políticas habitacionales, por un lado, continúan individualizando a los beneficiarios y, por otro, carecen de una perspectiva integrada del carácter social del proceso de producción del hábitat y de la ciudad misma” (Rodríguez *et al.*, 2007, p. 131).

Asimismo, los autores identifican que el acceso al suelo urbano para los grupos de bajos ingresos constituye un factor clave y su articulación con políticas de vivienda un gran desafío pendiente, ya que aún se evidencia un predominio irrestricto del mercado, incluida la especulación en las locaciones habitacionales, como así también la vigencia de la figura penal de usurpación y en correlato la penalización de la cuestión social (Rodríguez *et al.*, 2007).

En Córdoba, ciudad objeto de análisis, los resultados de una serie de estudios (Fernández, 2010; Tecco y Fernández, 2009; Tecco y Valdés, 2006) sobre la segregación residencial socioeconómica en esta ciudad y su relación con la dimensión espacial de las políticas públicas (provinciales y municipales) acerca de servicios urbanos, equipamientos colectivos, infraestructura, redes, espacios públicos, urbanización y vivienda social, manifiestan que el tema de la segregación residencial socioeconómica es una cuestión todavía no incorporada a la agenda pública. Uno

de los interrogantes planteados se refiere a si la localización de la vivienda social, construida por el Estado, contribuye a una mayor mixtura social en el territorio urbano, o si, por el contrario, aglomera a los pobres en determinadas zonas de la ciudad (Fernández, 2010; Tecco y Fernández, 2009; Tecco y Valdés, 2006).

Particularmente, en lo referido al programa “Mi casa, mi vida”, los autores muestran cómo los nuevos barrios construidos se encuentran, en su mayoría, en zonas periféricas que ya con anterioridad (según datos del censo 2001) tenían los mayores índices de segregación residencial por pobreza (porcentaje de hogares con necesidades básicas insatisfechas igual o superior al 20% y educación promedio del jefe igual o inferior a siete años), reforzando la segregación preexistente. Para los autores,

Los habitantes de estos nuevos barrios están siendo trasladados a zonas alejadas del centro y su nueva ubicación disminuye la posibilidad de que experimenten las interacciones heterogéneas que la anterior proximidad al centro les otorgaba. El espacio de interacción social se reduce, de tal modo, al marco de relaciones que puedan establecerse en el nuevo asentamiento. Además, el espacio público jibarizado se comparte con “nuevos vecinos” (igualmente pobres, excluidos y desafiliados) que provienen de otras villas, hecho que genera problemas de convivencia y “subculturas” que dificultan la integración comunitaria (Tecco y Valdés, 2006, p. 63).

METODOLOGÍA

Fuentes de datos

En este trabajo se utilizan los resultados de: a) el censo nacional de población de 2001, relevado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec) y b) el censo provincial de población de 2008, a cargo de la Dirección General de Estadística y Censos de la provincia de Córdoba (DGCE). Esta información censal fue complementada con otras fuentes de datos que aportaron información específica sobre el programa “Mi casa, mi vida” y sobre la población analizada, particularmente aquellos documentos oficiales de dicho programa (Clichevsky y Brunstein, 2006; Ministerio de la Solidaridad de la provincia de Córdoba, 2007) y relevamientos de villas miseria realizados por el Servicio Habitacional y de Acción Social (SEHAS) sobre la población objetivo del programa (Buthet, Baima y Calvo, 2007; Buthet y Scavuzzo, 2002).

Medición de la segregación residencial socioeconómica

Antes de la evaluación del programa fue necesario determinar los niveles y patrones de la segregación residencial socioeconómica (SRS) y la localización de las áreas residenciales segregadas en 2001 y 2008. A fin de captar mejor la multidimensionalidad del fenómeno, se seleccionaron una serie de variables representativas

de la realidad socioeconómica de la ciudad objeto de estudio (véase Tabla 1) y, posteriormente, se construyó un índice-resumen socioeconómico (ISE), como indicador *proxy* del nivel socioeconómico promedio de los hogares que residen en las diferentes áreas internas en las cuales puede dividirse la ciudad².

El procedimiento para la elaboración de este índice constó de tres pasos: en primer lugar, se transformaron los valores absolutos de cada una de las variables en

Tabla 1.

Dimensiones y variables seleccionadas

Dimensiones	Variables
Educación	Población de 25 años y más con educación inferior al primario completo
	Población de 25 años y más con educación universitaria completa
Vivienda	Hogares con hacinamiento crítico (más de tres personas por cuarto)
	Hogares en viviendas de tipo inconveniente (casilla, pieza en inquilinato, pieza en hotel familiar o pensión, local no construido para habitación, vivienda móvil, en la calle)
Sanitaria	Hogares que no cuentan con inodoro o letrina
	Población sin cobertura de obra social o plan de salud privado o mutual
Seguridad social	Población de 65 años y más sin jubilación o pensión
	Población ocupada que no realiza ni le descuentan aportes jubilatorios
Comportamientos de riesgo	Jóvenes de sexo masculino entre 15 y 24 años que no estudian, no trabajan ni buscan trabajo
	Niños entre 8 y 15 años que actualmente no asisten a un establecimiento educativo o que nunca asistieron
	Población de 14 años y más desocupados (que no teniendo una ocupación están buscando activamente trabajo)

Fuente: elaboración propia con base en Indec (2001) y DGEC (2008).

² Los datos censales se encuentran disponibles en las categorías de radio y fracción censal. La escala de desagregación utilizada en este trabajo fue la menor área de superficie disponible: los radios censales. En el caso de la ciudad de Córdoba, el número promedio de habitantes por radio es de 890 personas, aunque se destaca una significativa variabilidad dependiendo de si se trata de subunidades espaciales ubicadas en las áreas centrales con una alta concentración de personas o si se encuentran localizadas en la periferia menos densa.

proporciones y luego fueron estandarizados en puntajes omega³. En segundo lugar, se asignó el peso relativo o ponderación de cada una de las variables, utilizando el método CRITIC (Diakoulaki, Mavrotas y Papayannakis, 1995). Según este método el peso de una variable es tanto mayor cuanta mayor sea su desviación típica y cuanta mayor información diferente a la de las otras variables aporte. En tercer lugar, se sumaron los números-índice parciales de cada variable obtenidos en el paso 1, ponderados según el peso relativo calculado en el paso 2. El resultado varía entre 0 y 1, reflejando la peor y mejor situación socioeconómica, respectivamente.

La medición de la SRS se realizó a partir de un análisis de autocorrelación espacial que constó de tres etapas. Primero, se procedió a calcular el Índice de Moran Global (I de Moran) que muestra si la distribución de los datos en el espacio se encuentra autocorrelacionada espacialmente, es decir, si presenta algún patrón no aleatorio. Mientras una correlación positiva revela la existencia de unidades espacialmente contiguas con valores similares, una negativa indica que unidades con valores altos (o bajos) son vecinas a otras unidades con valores bajos (o altos). En contraste, cuando el índice tiende a cero no existe correlación espacial y, por tanto, la distribución de los valores de la variable en la ciudad es aleatoria (Chasco, 2003).

Segundo, se trabajó con la versión local del I de Moran, denominados indicadores locales de asociación espacial (LISA, por su sigla en inglés). Este tipo de indicadores permiten la determinación de agrupamientos espacial locales significativos en torno a un punto concreto del espacio y la obtención de zonas de inestabilidad espacial, es decir, la presencia de valores atípicos. Además, permite la identificación de agrupamientos territoriales según el grado de significación estadística y su categorización, lo cual tiene como resultado un mapa de autocorrelación local (Chasco, 2003).

Tercero, se evaluó el grado de persistencia espacio-temporal en los patrones residenciales identificados en el análisis anterior, a partir de un procedimiento bivariado, en el cual se comparó la distribución relativa del indicador seleccionado en un año y su localización determinada, con los valores observados en el mismo indicador pero rezagado temporal y espacialmente (Galvis y Roca, 2010).

³ La estandarización en puntajes omega (Ω) se hizo según el siguiente procedimiento, en virtud del tipo de variable a estandarizar:

a) Variables cuyo incremento implica una peor situación relativa (por ejemplo, proporción de población de 25 años y más con educación inferior al primario completo):

$$\Omega = \frac{\text{Máximo} - x}{\text{Máximo} - \text{Mínimo}}$$

b) Variables cuyo incremento implica una mejor situación relativa (por ejemplo, proporción de población de 25 años y más con educación universitaria completa):

$$\Omega = 1 - \frac{\text{Máximo} - x}{\text{Máximo} - \text{Mínimo}}$$

De esta manera, los radios censales que se clasificaron como alto-alto (o bajo-bajo) son los que experimentaron, entre 2001 y 2008, persistencia en los niveles de segregación. En cambio, aquellos radios identificados como bajo-alto (o alto-bajo) son unidades espaciales que registraron resiliencia⁴ en el mismo período, es decir, que han mantenido sus valores bajos (o altos), a pesar de estar localizados en espacios residenciales con valores altos (o bajos) (Galvis y Roca, 2010).

Evaluación del programa

La evaluación se centró en el estudio de tres impactos esperados⁵:

- El primer impacto se refiere a la *reducción en el número de asentamientos informales* en la ciudad de Córdoba, así como también en un retroceso en la cantidad de hogares y personas que en ellos residen. Para esto se analiza su evolución entre 2001 y 2007 (fecha de último relevamiento disponible), poniendo especial foco en su número, tamaño y localización.
- El segundo impacto, siendo consecuencia inmediata del anterior, es la *disminución del déficit habitacional*, ya que se espera que el funcionamiento de las políticas habitacionales permita avanzar en la resolución de dicha problemática. Este indicador es definido como el número de hogares que no alcanzan condiciones mínimas de habitabilidad en la vivienda que ocupan. El déficit habitacional fue analizado a partir del cálculo de una serie de indicadores, siguiendo las recomendaciones del proyecto “Indicadores y aplicación de información sobre vivienda en Argentina IAIVA” (Subsecretaría de Desarrollo Urbano y Vivienda de la Nación/Universidad Nacional de Quilmes, 2007).

Considerando las limitaciones del Censo 2008 para cuantificar las condiciones habitacionales⁶, solo se analizaron los indicadores que figuraban en ambos censos para garantizar la comparabilidad, a saber:

⁴ “En las ciencias sociales los estudios de resiliencia se concentran en entender qué mecanismos hacen que un individuo viviendo en condiciones críticas de pobreza, violencia, entre otras situaciones, pueda surgir y mantenerse alejado de dichas condiciones, o no ‘dejarse contagiar’ por éstas” (Galvis y Roca, 2010, p. 22).

⁵ Más allá de los efectos atribuibles a las políticas de vivienda sobre la dinámica poblacional de las villas miseria, debe considerarse la contribución de la migración interna e internacional sobre el crecimiento de estos asentamientos. Tradicionalmente, el surgimiento de las villas miseria estuvo vinculado a las dificultades que los migrantes tuvieron para acceder a suelo y vivienda. Sin embargo, estudios recientes dan cuenta de que las características de la población según su origen ha cambiado sustancialmente, ahora la mayoría de la población ha nacido en la ciudad de Córdoba y ha migrado a la villa como consecuencia del deterioro económico y social de las últimas décadas (Buthet *et al.*, 2010).

⁶ En el censo provincial de población 2008 no se relevaron indicadores relativos a la conexión a servicios sanitarios básicos (agua por red, eliminación de aguas servidas), las condiciones urbanos-ambientales (existencia de basurales, zona inundable) y al régimen y seguridad en la tenencia de la vivienda.

- 1) Relación entre la cantidad de hogares y la cantidad de viviendas permanentes no deficitarias o recuperables.
- 2) Viviendas deficitarias irrecuperables, es decir, cuyos materiales constructivos representan el escalón más crítico de precariedad.
- 3) Viviendas deficitarias recuperables.
- 4) Hogares con hacinamiento crítico por cuarto (promedio de personas por cuarto superior a tres).
- 5) Hogares sin inodoro o letrina, o con inodoro sin descarga de agua.

Mientras los dos primeros indicadores hacen referencia al déficit cuantitativo, es decir, las unidades que deben incorporarse al parque habitacional para que todos los hogares accedan a una vivienda definida como adecuada, los otros tres hacen alusión al déficit cualitativo, es decir, las viviendas que deben mejorarse, ampliarse o completarse (Subsecretaría de Desarrollo Urbano y Vivienda de la Nación/Universidad Nacional de Quilmes, 2007).

- El tercer impacto se vincula específicamente a las posibles relaciones entre este tipo de intervenciones y los cambios en los niveles y patrones de SRS de la ciudad. El estudio de este impacto se fundamenta en la siguiente hipótesis: la relocalización de las familias realizada en el marco del programa “Mi casa, mi vida” significó una mayor concentración espacial de los hogares con nivel socioeconómico bajo como consecuencia del traslado de las familias residentes en villas miseria, desde contextos residenciales donde su participación relativa no era mayoritaria hacia zonas periféricas con una alta concentración de hogares pobres.

Esta hipótesis fue analizada a partir del cruce de la información censal en la categoría de radio censal procesada para el análisis de la SRS con la localización relativa de las villas miseria erradicadas⁷ y de los nuevos barrios construidos en el marco del programa. Para esto se analizaron los flujos de traslados de las familias beneficiarias, tomando como referencia los resultados del análisis de autocorrelación espacial local bivariado, a partir del cual se evaluó el grado de persistencia en los patrones residenciales a partir del ISE.

La estrategia consistió en comparar el perfil de los radios censales donde residían las familias beneficiarias antes del traslado con aquellos donde fueron construidos los nuevos barrios, identificando el grado de autocorrelación espacial predominante en cada situación.

⁷ Para fines analíticos solo se trabaja con las villas miseria de las cuales se tiene información sobre su localización de origen y de destino.

RESULTADOS

Niveles y patrones de segregación residencial socioeconómica en la ciudad de Córdoba

En términos generales, la ciudad de Córdoba fue testigo de importantes avances en lo socioeconómico. El ISE promedio presentó una leve aunque significativa mejora, pasando de 0,696 a 0,724 entre 2001 y 2008. Este mayor ISE está acompañado, asimismo, de una menor dispersión (medida a partir del coeficiente de variación) dentro de la ciudad, indicando una mayor homogeneidad entre los radios censales (véase Tabla 2).

En este contexto surge un interrogante sobre cómo se distribuye espacialmente este ISE en la ciudad de Córdoba y cómo este ha evolucionado entre 2001 y 2008. Los resultados obtenidos sugieren que los hogares y la población que reside en la ciudad exhiben un patrón de distribución no aleatorio y concentrado en términos socioeconómicos, ya que el I de Moran presentó valores positivos y significativos en 2001 ($I = 0,7363, p \leq 0,01$) y 2008 ($I = 0,6876, p \leq 0,01$). Aunque se destaca que el nivel de autocorrelación espacial presentó una disminución del 6,6% entre esos años.

Pero ¿cómo se expresa esa autocorrelación espacial dentro de la ciudad? Córdoba, similar a lo observado en otras ciudades latinoamericanas, presenta los mejores niveles socioeconómicos en la zona central y pericentral con una jerarquía decreciente hacia la periferia del ejido municipal, con una sola excepción: el corredor noroeste. También se evidencia en las áreas semiperiféricas la existencia de “áreas heterogéneas” —es decir, áreas con un patrón de autocorrelación no significativo— que, en conjunto, actúan como una especie de zona de amortiguación entre aquellas homogéneas (véase Figura 1).

Este análisis se complementa con otro bivariado, en el cual se compara la distribución relativa del ISE en 2001 en una localización determinada, con los valores observados que el mismo indicador asume en sus vecinos en 2008. En consonancia con lo exhibido en la Figura 1, se observa una significativa persistencia en los conglomerados residenciales entre 2001 y 2008 a nivel de radio (I de Moran = 0,6974, $p \leq 0,01$),

Tabla 2.

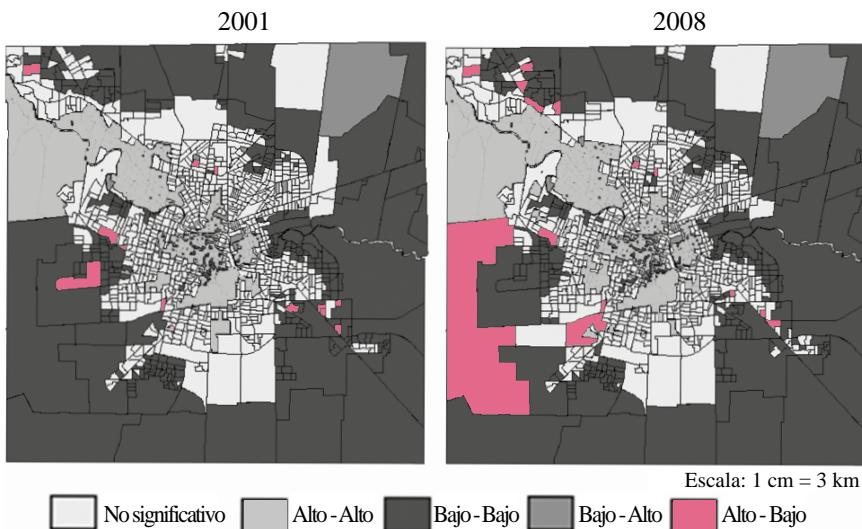
Dimensiones y variables seleccionadas

	2001	2008
Valor promedio	0,696	0,724
Coeficiente de variación	16,3%	12,8%
Mínimo	0,318	0,381
Máximo	0,948	0,883

Fuente: elaboración propia con base en Indec (2001) y DGEC (2008).

Figura 1.

Mapas de autocorrelación local, a nivel radio censal. Índice-resumen socioeconómico. Ciudad de Córdoba, 2001 y 2008



Nota: matriz de contigüidad *Queen* con criterio de primer orden.

Fuente: Indec, Censo 2001 y DGEC, Censo 2008. Elaboración propia.

lo cual estaría indicando que la mayoría de los espacios residenciales mantuvieron su composición promedio en el período analizado (véase Figura 2).

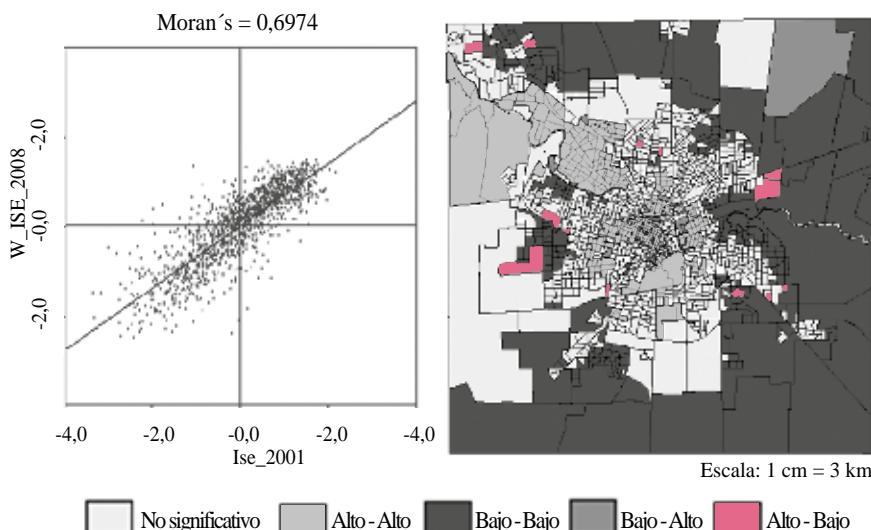
Possibles impactos del programa “Mi casa, mi vida” en los patrones de segregación residencial socioeconómica

El programa “Mi casa, mi vida” tuvo como objetivo principal contribuir al mejoramiento integral del hábitat y las condiciones de vida de las familias beneficiarias, identificadas como vulnerables frente a posibles inundaciones⁸ y que se encontraran en situación de pobreza. La operatoria consistió en la erradicación de las villas miseria, donde la gran mayoría de estas familias residían, y su traslado a conjuntos habitacionales construidos en la periferia de la ciudad.

⁸ Como respuesta a las fuertes inundaciones a las que estuvo expuesta la ciudad de Córdoba en el mes de marzo de 2001, ocasionadas por el desborde del río Suquía, el poder ejecutivo de la provincia de Córdoba promulgó un decreto de necesidad y urgencia, en el cual declara emergencia hídrica y social en el departamento capital de la provincia, en todo lo que hace a la vera y márgenes del río Suquía, canales de riego, márgenes de cauces fluviales y en zonas pasibles de inundación (Decreto 2565 de 2001, promulgado el 19 de octubre de 2001). Este decreto constituyó la base legal y política para el diseño de un nuevo tipo de políticas de hábitat social.

Figura 2.

Mapas de autocorrelación local entre Índice-resumen socioeconómico en 2008 y los rezagos especiales del mismo indicador en 2001, a nivel de radio censal.
Ciudad de Córdoba



Nota: matriz de contigüidad *Queen* con criterio de primer orden.

Fuente: Indec, Censo 2001 y DGEC, Censo 2008. Elaboración propia.

Las villas miseria erradicadas, o parcialmente erradicadas, por el programa representaban aproximadamente el 40% de los asentamientos informales existentes en 2001 y se caracterizaban por una importante exclusión social y pobreza de segmentos significativos de la población en condiciones habitacionales deficitarias, con grupos familiares numerosos e ingresos insuficientes e inestables como consecuencia de situaciones de desocupación y subocupación. Estas familias, además de habitar en viviendas de condiciones deficitarias, ocupaban terrenos en estado de irregularidad dominial —en los márgenes del río Suquía que atraviesa la ciudad en sentido oeste-este, y en tierras fiscales existentes en los bordes de los canales de riego y vías del ferrocarril— y se encontraban al margen de las normas vigentes de urbanización (Ministerio de la Solidaridad de la provincia de Córdoba, 2007).

Entre 2003 y 2008 se erradicaron 62 villas miseria —49 totalmente y 13 parcialmente— a 31 nuevos barrios. Casi la mitad de estas nuevas urbanizaciones fueron construidas bajo la modalidad de ciudades-barrio, las cuales concentran al 80% de la población trasladada (véase Tabla 3). Estos nuevos barrios, además de brindar soluciones habitacionales y un sistema de infraestructura y servicios básicos en funcionamiento —asfalto, agua potable con provisión por red subterránea, electricidad

Tabla 3.

Programa “Mi casa, mi vida”. Conjuntos habitacionales y soluciones habitacionales construidas según la tipología del nuevo barrio. Ciudad de Córdoba y municipios colindantes, 2003-2008

Tipología	Conjuntos habitacionales		Soluciones habitacionales / Familias beneficiarias	
	N	%	N	%
Ciudades-barrios	14	45%	6.387	80%
Resto	17	55%	1.613	20%
Nuevos barrios	31	100%	8.000	100%

Fuente: elaboración propia con base en Buthet *et al.* (2007) y Clichevsky y Brunstein (2006).

con conexión por red aérea, cloacas a planta de tratamiento o pozo individual, recolección domiciliaria de residuos a través del servicio municipal, redes de alumbrado público y accesibilidad vial y pluvial—, cuentan con equipamientos sociales mínimos: espacios verdes con equipamiento social y comunitario (comedores para niños y adultos mayores, centro de salud, escuelas de nivel inicial y primario, playones deportivos, centros comerciales, posta policial).

En la Figura 3 se presenta la localización geográfica de los nuevos barrios construidos en el espacio urbano de la ciudad de Córdoba. Como puede observarse en el mapa, estas urbanizaciones fueron construidas en la periferia de la ciudad, predominantemente en el este y sur de esta. Se destaca que de las trece ciudades-barrios, solo una se encuentra en el cuadrante noroeste de la ciudad. Gran parte de los nuevos barrios constituyen las últimas urbanizaciones de la mancha urbana, colindando con zonas de uso rural.

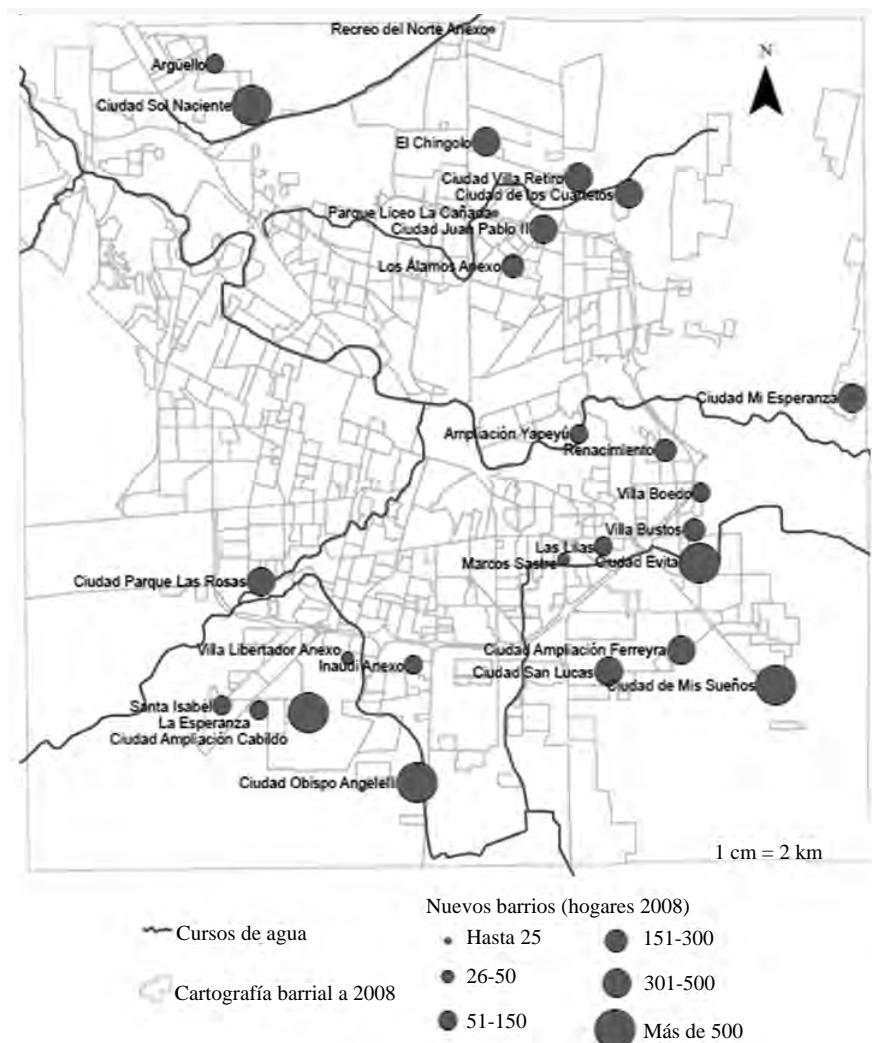
Con el objetivo de evaluar cómo y en qué medida el Estado, a través de las políticas habitacionales, produce y reproduce la segregación y las desigualdades en el espacio urbano, se analizaron tres impactos principales.

El primero se refiere a la efectividad cuantitativa del programa “Mi casa, mi vida”, y de otras intervenciones habitacionales simultáneas de menor escala, en relación con el problema de las villas miseria en la ciudad de Córdoba. Como principal impacto se esperaba una reducción en el número de villas miseria, como así también un retroceso en la cantidad de hogares y personas que en ellas residen. Para ello, se analizó su evolución entre 2001 y 2007 (último relevamiento disponible), poniendo especial foco en su número, tamaño y localización.

De acuerdo con información publicada por el SEHAS, el número de villas miseria disminuyó un 25% (de 158 a 118 unidades geográficas) y el de hogares en villas un 38,5% (de 18.845 a 11.596) entre agosto de 2001 y abril de 2007 en la ciudad de Córdoba.

Figura 3.

Nuevos barrios construidos en el marco del programa “Mi casa, mi vida” según número de hogares. Ciudad de Córdoba, 2008



Fuente: SEHAS-Relevamiento Villas Miseria 2007 y BID-Evaluación Ambiental Programa AR-L2027. Elaboración propia.

Si se actualizan estas cifras con los trasladados que tuvieron lugar entre mayo de 2007 y mayo de 2008 en el marco del programa “Mi casa, mi vida” (inauguración de las ciudades-barrios: Ampliación Cabildo, Mi Esperanza y Sol Naciente), los porcentajes aumentaron al 35% y 47%, respectivamente (véase Tabla 4).

Tabla 4.

Villas miseria por unidad geográfica y estimación de hogares. Ciudad de Córdoba, 2001, 2007 y 2008

Año	Número de villas miseria	Estimación del número de hogares en villas miseria	Estimación del número de personas en villas miseria
1980	47	Sin datos	22.929
1992	83	Sin datos	49.530
2001	158	18.845	103.650
2007	118	11.596	63.778
2008*	104	10.008	55.040

Nota: números estimados en esta investigación con base en las erradicaciones del programa “Mi casa, mi vida” que tuvieron lugar entre abril de 2007 (fecha del último relevamiento) y mayo de 2008 (fecha de inauguración del último barrio). No se consideran nuevas villas que podrían haber surgido durante ese período.

Fuente: elaboración propia con base en Buthet *et al.* (2007).

Estos retrocesos observados respecto a la cantidad de villas miseria existentes en la ciudad pueden ser explicados en gran medida por las erradicaciones realizadas en el marco del programa “Mi casa, mi vida” o su antecedente, “Nuevos barrios”⁹. Más del 90% de la reducción se explica por la intervención provincial en 49 villas miseria que fueron erradicadas en su totalidad. A esto se suman trece asentamientos intervenidos parcialmente, cuya población disminuyó un 65%, pasando de 663 a 232 familias (Buthet *et al.*, 2007).

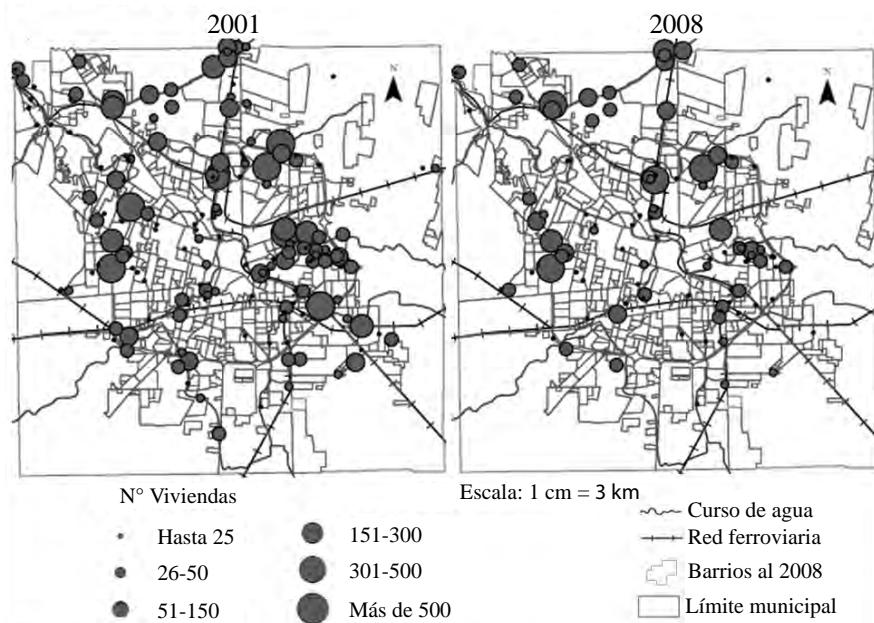
Respecto a la localización geográfica de las villas miseria, se observa una importante reducción entre 2001 y 2007 en toda la ciudad, aunque, con mayor impulso en la zona sur de la ciudad, especialmente en el cuadrante sureste (véase Figura 4).

Otro impacto esperado, como consecuencia inmediata del anterior, se asocia a una disminución del déficit habitacional, es decir, de aquellos hogares que no alcanzan las condiciones mínimas de habitabilidad en la vivienda que ocupan. En términos generales, se puede observar que en la ciudad de Córdoba el déficit habitacional aumentó considerablemente en el período analizado, especialmente el referido a la necesidad de viviendas nuevas. Mientras en 2001 se necesitaban 24.498 viviendas para reemplazar aquellas que por sus materiales eran irrecuperables y para hogares que cohabitaban con otros, en 2008 ese número casi se duplicó, principalmente por un incremento de la cohabitación de hogares en una misma vivienda (véase Tabla 5).

⁹ Antes del programa “Mi casa, mi vida”, se implementó una operatoria llamada “Nuevos barrios”, con el objetivo de brindar solución habitacional a las familias más afectadas con la inundación de 2001 y de realizar el relevamiento de todas las villas de la ciudad de Córdoba, en convenio con la municipalidad de Córdoba y organizaciones del tercer sector, así como también la identificación de los asentamientos y de operatorias de hábitat a implementar en cada uno (Amadeo *et al.*, 2007).

Figura 4.

Nuevos barrios construidos en el marco del programa “Mi casa, mi vida” según número de hogares. Ciudad de Córdoba, 2008



Fuente: SEHAS-Relevamiento Villas Miseria 2007. Elaboración propia.

Tabla 5.

Déficit habitacional. Indicadores seleccionados. Ciudad de Córdoba, 2001 y 2008

Indicadores de déficit	2001	2008	Variación	
			Absoluta	Relativa
Déficit cuantitativo				
Cohabitación de hogares en viviendas recuperables o no deficitarias (1)	14.422	47.383	32.961	228,5%
Viviendas irrecuperables (2)	10.076	9.081	-995	-9,9%
Necesidad de nuevas viviendas (1+2)	24.498	56.464	31.966	130,5%
Déficit cualitativo				
Viviendas recuperables	134.020	147.814	13.794	10,3%
Hogares con hacinamiento crítico	15.153	17.403	2.250	14,8%
Hogares sin inodoro o letrina, o con inodoro sin descarga de gua	27.519	31.644	59.163	15,0%

Fuente: elaboración propia con base en Indec (2001) y DGEC (2008).

Cualitativamente, también se observó un aumento del 10% en viviendas construidas con materiales que presentan las condiciones básicas de habitabilidad, pero les faltan elementos de aislación o terminación. También se registró un incremento de casi el 15% de hogares con más de tres personas por cuarto y del 15% de hogares con servicio sanitario deficiente (véase Tabla 5).

En el ámbito local claramente se observa un aumento del déficit habitacional, pero ¿cómo evolucionaron esos indicadores en las áreas donde el programa “Mi casa, mi vida” intervino erradicando, total o parcialmente, villas miseria?

Mientras que en la ciudad de Córdoba la necesidad de viviendas nuevas aumentó un 130% entre 2001 y 2008, en los radios intervenidos ese número se mantuvo casi constante. Este estancamiento se debe a un aumento menor en la cohabitación de hogares y una disminución mayor en el número de viviendas irrecuperables en los radios censales intervenidos (véase Tabla 6).

La mayor cohabitación de hogares podría ser explicado por el incremento más acelerado que experimentaron los hogares, respecto a las viviendas (24% vs. 20%). En cambio, la reducción en el número de viviendas deficitarias se debería a la demolición de las viviendas localizadas en las villas miseria erradicadas por el programa analizado, siendo casi el 50% de calidad constructiva irrecuperable.

Respecto al déficit cualitativo, se observa que los indicadores evolucionaron más favorablemente que en el ámbito local, excepto el referido al número de viviendas recuperables. Se destaca una importante disminución en el número de hogares con precariedad sanitaria, que contrasta con el aumento observado para el total

Tabla 6.

Déficit habitacional en los radios intervenidos por el programa “Mi casa, mi vida”. Ciudad de Córdoba, 2001 y 2008

Indicadores de déficit	2001	2008	Variación	
			Absoluta	Relativa
Déficit cuantitativo				
Cohabitación de hogares en viviendas recuperables o no deficitarias (1)	1.213	2.244	1.031	85,0%
Viviendas irrecuperables (2)	3.289	2.276	-1013	-30,8%
Necesidad de nuevas viviendas (1+2)	4.502	4.520	18	0,4%
Déficit cualitativo				
Viviendas recuperables	10.133	12.346	2.213	21,8%
Hogares con hacinamiento crítico	2.474	2.650	176	7,1%
Hogares sin inodoro o letrina, o con inodoro sin descarga de gua	6.216	5.333	-883	-14,2%

Fuente: elaboración propia con base en Indec (2001) y DGEC (2008).

de la ciudad (véase Tabla 6). Esta reducción podría explicarse, en gran medida, por la erradicación de las villas miseria, en las cuales esta deficiencia ascendía al 83,5%.

Un tercer impacto esperado se asocia a las posibles relaciones entre las intervenciones habitacionales realizadas en el marco del programa y los cambios observados en la SRS en ese período. De acuerdo con los resultados obtenidos en el análisis realizado en el punto anterior, la ciudad de Córdoba se encuentra altamente segregada en términos socioeconómicos, ya que individuos y hogares se distribuyen desigualmente en el espacio residencial, conformando vastas áreas homogéneas. Los resultados del análisis espacial sugieren una significativa persistencia en los patrones de segregación residencial.

Como hipótesis se planteó que la relocalización de las familias realizada en el marco del programa significó una mayor concentración espacial de los hogares con nivel socioeconómico bajo como consecuencia del traslado de las familias residentes en villas miseria, desde contextos residenciales donde su participación relativa no era mayoritaria hacia zonas periféricas con una alta concentración de hogares pobres.

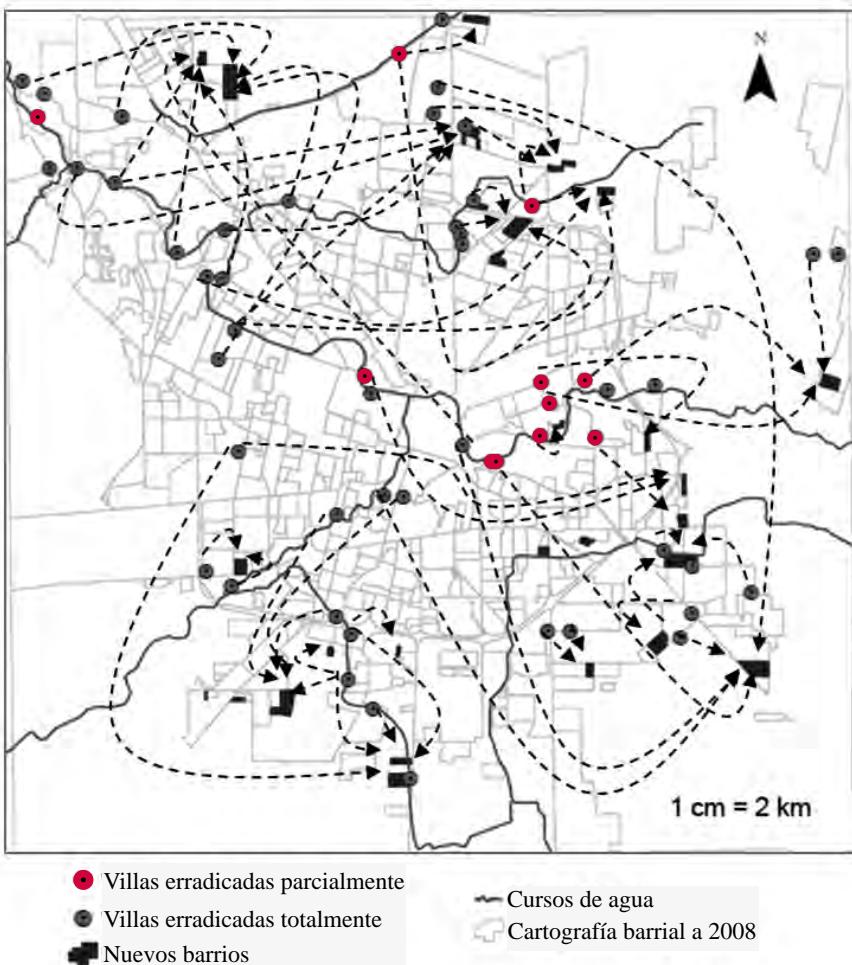
Algunas evidencias pueden inferirse del análisis de los flujos de trasladados de los hogares beneficiarios del programa “Mi casa, mi vida” (véase Figura 5). Mientras que en algunos casos la intervención habitacional implicó un traslado próximo respecto del domicilio anterior (por ejemplo, en Ciudad Evita, Ciudad Parque Las Rosas y Ciudad Juan Pablo II), en otros implicó desplazamientos mayores (superiores a los 10 km para algunas familias, como sucedió con las relocalizadas en Ciudad de Mis Sueños). Asimismo, gran parte de las villas miserias emplazadas en zonas cercanas al centro o en áreas intermedias de la ciudad fueron relocalizadas en la periferia semirrural.

Este análisis se complementó con la lectura del mapa de autocorrelación local bivariada, a la luz de dichos trasladados. Mientras las familias beneficiarias del programa residían en áreas con distintos perfiles socioeconómicos —por ejemplo, las trasladadas a Ciudad de Mis Sueños y Ciudad de los Cuartetos provenían de zonas con ISE alto, en cambio, los habitantes de Ciudad Juan Pablo II residían en barrios con ISE medio—, los nuevos barrios fueron construidos en zonas altamente segregadas y estructuralmente pobres. Estos espacios se caracterizan por encontrarse en los márgenes de la ciudad, colindantes a áreas rurales y próximos a entornos barriales con bajo nivel socioeconómico (véase Figura 6).

Del análisis conjunto de los tres impactos esperados se desprende que si bien el programa incidió positivamente en términos de la cantidad de villas —definida por el aspecto dominial del territorio— y de la población que en ella reside, así como también en el mejoramiento de la calidad de vida de las familias beneficiarias asociado al hecho de habitar en una casa de material, puso en marcha procesos de relegación urbana, perpetuando los patrones de SRS vigentes.

Figura 5.

Mapa de translados del programa “Mi casa, mi vida”. Ciudad de Córdoba, 2008.
Período 2003-2008



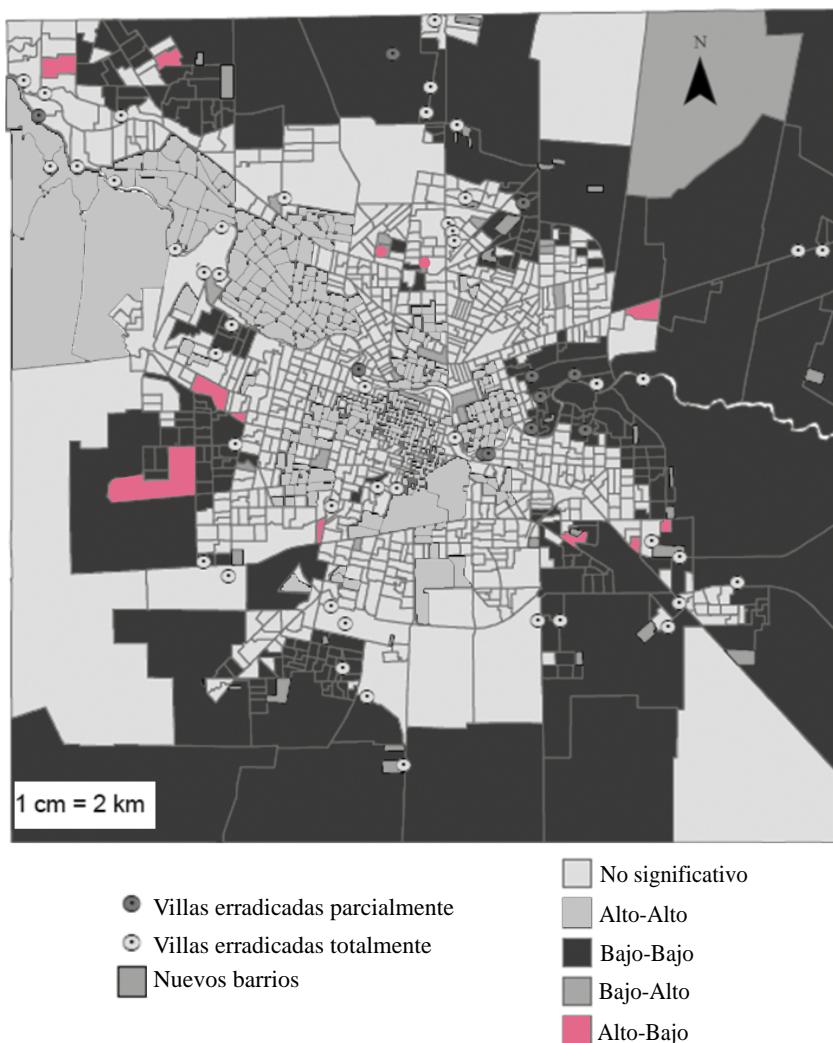
Fuente: SEHAS-Relevamiento Villas Miseria 2007 y BID-Evaluación Ambiental Programa AR-L1027. Elaboración propia.

El programa facilitó el acceso a una casa de material con infraestructura mínima para casi 8.000 familias; sin embargo, fue posible a partir del desplazamiento de villas miserias céntricas o pericentrales hacia terrenos periféricos y no urbanizados, en su mayoría desconectados del resto de la ciudad como consecuencia de un deficiente sistema de transporte público y altamente homogéneos en la parte social, a pesar de la diversidad de asentamientos que conforman cada uno de estos nuevos barrios (cuatro villas miserias, en promedio, por barrio).

Figura 6.

Distribución geográfica de las intervenciones del programa “Mi casa, mi vida”, sobre mapa de autorrelación local entre ISE en 2008 y los rezagos espaciales del mismo indicador en 2001, a nivel de radio censal.

Ciudad de Córdoba



Fuente: Indec-Censo 2001, DGEC-Censo 2008, BID-Evaluación Ambiental. Programa AR-L1027 y SEHAS-Relevamiento Villas Miseria 2007. Elaboración propia.

El resultado es, en términos de Wacquant (2007), la conformación de verdaderos “territorios de relegación urbana”, donde el Estado despliega una serie de estrategias

calificadas como soluciones, pero que terminan reproduciendo y potenciando las desigualdades existentes. Estos nuevos barrios, a pesar de que forman parte del tejido municipal, generan la idea de que forman parte de algo distinto de los barrios tradicionales de la ciudad.

CONCLUSIONES

Las políticas habitacionales tienen un rol central en la configuración de un acceso diferenciado al espacio urbano en la promoción de la segregación residencial para los sectores más pobres de la ciudad, especialmente aquellas políticas que tienen como producto la construcción de grandes complejos habitacionales en zonas específicas de la ciudad. En esta investigación la atención estuvo puesta en la evaluación de los posibles impactos del programa “Mi casa, mi vida”, ejecutado en la ciudad de Córdoba entre 2003 y 2008, sobre los niveles y patrones de la SRS.

El impacto, probablemente, más tangible y visible del programa lo constituye la disminución en el número de villas miseria existentes en la ciudad, así como el número de hogares que en ellas residen. Mientras las primeras se redujeron en un poco más de un tercio, los segundos lo hicieron casi en un 50%. En su mayoría este retroceso se explica por las 62 erradicaciones realizadas en el marco del programa, 49 de las cuales fueron totales. Respecto a su localización geográfica, el mayor impulso de la erradicación se observó en el cuadrante sureste de la ciudad.

Los trasladados de las casi 8.000 familias beneficiarias, con las consiguientes demoliciones de los antiguos espacios residenciales, tendrían que haber significado una reducción importante del déficit habitacional de la ciudad, especialmente el cuantitativo. Sin embargo, la comparación de los resultados censales antes y después del traslado sugiere lo contrario. Solo el indicador referido a las viviendas irrecuperables disminuyó: en 2008 había 995 viviendas menos esa condición, significando una reducción casi del 10%. El resto de los indicadores presentaron significativos aumentos, particularmente el número de hogares que cohabitaban con otro/s hogar/es.

Pero ¿cuál es el panorama en las zonas directamente intervenidas por el programa? La reducción de los indicadores vinculados a la mayor precariedad habitacional —viviendas irrecuperables y servicio sanitario deficiente— fue mayor a la observada para la ciudad en su conjunto. Esto pone en evidencia la complejidad de la problemática habitacional, ya que mientras se cambian las condiciones materiales de vida de miles de familias, en paralelo el contexto socioeconómico sigue expulsando población a la pobreza formando un círculo que se retroalimenta.

La localización periférica de estas urbanizaciones, sumada a su gran escala —en promedio cada una de ellas alberga entre 300 y 700 hogares, es decir, entre 1.300 y 2.800 personas— constituyen lo que Loïc Wacquant definió como verdaderos territorios de relegación urbana. Es decir, territorios que, además de tener altos grados de marginalidad y exclusión social, sufren la estigmatización territorial

que presenta propiedades análogas a las de los estigmas corporales, morales y tribales (Wacquant, 2007).

Esta estigmatización territorial también se hace presente en lo referido al acceso al trabajo y a la consecuente dependencia con el asistencialismo estatal. La mayoría de los habitantes de las villas, al no tener trabajos formales, desarrollaba su vida económica en relación con los barrios colindantes. Esto era mayormente posible por la diversidad de los entornos residenciales, la cual se vio disminuida a partir del traslado: mientras el 40% de las villas miseria —y el 30% de sus residentes— se encontraban próximas a áreas residenciales con un ISE superior o muy superior a la media de la ciudad en 2001, en los nuevos barrios, según datos del censo de 2008, esos porcentajes disminuyeron al 11,1% y 5,3%, respectivamente.

Todos estos aspectos confluyen y se ven reforzados por otro aspecto de mayor escala: la conglomeración espacial de la pobreza. Los resultados del análisis de la SRS y de su evolución entre 2001 y 2008, a partir de la situación socioeconómica promedio de los hogares, evidencian una persistencia en los patrones de segregación, tanto por pobreza como por riqueza. ¿En qué medida se encuentra asociado esto, junto con otros factores no analizados en esta investigación —tales como el traslado de los grupos con mayores niveles educativos de las áreas tradicionales de residencia hacia espacios anteriormente pobres o heterogéneos bajo la modalidad de urbanizaciones cerradas— al traslado masivo y compulsivo de hogares pobres a la periferia de la ciudad?

Los resultados sugieren que mientras las familias beneficiarias provenían de áreas con distintos perfiles socioeconómicos, los nuevos barrios fueron construidos en zonas altamente segregadas y estructuralmente pobres. Estos espacios, además de localizarse en los márgenes de la ciudad, se encuentran próximos a entornos barriales con bajo nivel socioeconómico y en algunos casos colindando con zonas de uso rural.

En este sentido, la localización asume un lugar central en el diseño de políticas públicas habitacionales. Si bien son ciertos los logros cuantitativos de los programas masivos de vivienda social, la principal debilidad la encuentran en la localización de los conjuntos en la periferia. Cuando a la combinación entre cantidad y calidad se le agrega el desafío de integración socioespacial, la política queda situada en una realidad mucho más compleja. En estricto rigor, obliga a replantear el sistema de financiamiento de la vivienda social, el cual está en la base de los problemas de segregación social en la periferia urbana. La política habitacional, por ser dependiente de las dinámicas de valorización del mercado de suelo y negocio inmobiliario, se ha visto, en gran medida, “obligada” a aceptar la formación de enormes extensiones de vivienda social, que permiten economías de escala, en la periferia urbana donde el suelo es más barato.

REFERENCIAS

1. Amadeo, E., Martina, H., Genes, C., Magnano, M., Foio, M. D., Agosto, G., & Grandio, M. E. (2007). *Observatorio de la situación social de la provincia de Córdoba: nuevos conglomerados urbanos*. Buenos Aires: Observatorio Social.
2. Arriagada, C., & Rodríguez, J. (2003). *Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: magnitud, características, evolución e implicancias de política*. Santiago: Celade.
3. Buthet, C., & Scavuzzo, J. (2002). *Las villas de emergencia en Córdoba 2001. Localización y estimación de población*. Córdoba: SEHAS-Conicet.
4. Buthet, C., Baima, M., & Calvo, D. (2007). *Evolución de las villas de emergencia en Córdoba 2001-2007. Localización y estimación de población*. Córdoba: SEHAS-Conicet.
5. Buthet, C., Rivarola, L., Iparraguirre, E., Zappino, G., Ruarte, L., Schmädke, J. M., Garbelotto, L., Magnano, C., & Corimayo, J. (2010). *Villas de emergencia. Una estrategia para el abordaje del problema*. Córdoba: SEHAS-AVE.
6. Calderón, J. (2015). Programas de vivienda social nueva y mercados de suelo urbano en el Perú. *EURE*, 41(122), 27-47.
7. Chasco, C. (2003). *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales*. Madrid: Consejería de Economía e Innovación Tecnológica.
8. Clichevsky, N. (2000). *Informalidad y segregación urbana en América Latina. Una aproximación*. Santiago: Cepal.
9. Clichevsky, N. L., & Brunstein, F. J. (2006). Programa de Desarrollo Social de la provincia de Córdoba (AR-L1027). Evaluación ambiental y procedimientos ambientales a considerar en el Reglamento Operativo. Informe final. Recuperado de <http://idbdocs.iadb.org/wsdocs/getdocument.aspx?docnum=758509>.
10. Coulomb, R. (2012). Las políticas habitacionales de los Estados latinoamericanos. Recuperado de http://www.ungs.edu.ar/catedrasur/wp-content/uploads/2012/11/13_COULOMB_VF.pdf.
11. Decreto 2565 (2001). Boletín oficial de la provincia de Córdoba.
12. Diakoulaki, D., Mavrotas, G., & Papayannakis, L. (1995). Determining objective weights in multiple criteria problems: The critic method. *Computers and Operations Research*, 22(7), 763-770.
13. Fernández, J. (2008). Pobreza urbana y políticas habitacionales en Chile (1990-2005), ¿de la exclusión social a la integración? En A. Ziccardi (comp.), *Procesos de urbanización de la pobreza y nuevas formas de exclusión social. Los retos de las políticas sociales de las ciudades latinoamericanas del siglo xxi* (pp. 99-122). Bogotá: Siglo del Hombre, Clacso.

14. Fernández, S. (2010). Representaciones sociales y dinámicas barriales en zonas segregadas de la ciudad de Córdoba. El rol de la política pública en estos procesos. *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*, 14(331). Recuperado de <http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-331/sn-331-84.htm>.
15. Flores, C., Wormald, G., & Sabatini, F. (2009, mayo). *Segregación residencial y trayectorias laborales de jefes de hogar en conjuntos de vivienda social en Chile*. Documento presentado en el XXXIII International Congress of the Latin American Studies Association, Río de Janeiro.
16. Galvis, L. A., & Roca, A. M. (2010). Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-120.pdf>.
17. Kaztman, R. (2003). *La dimensión espacial de las políticas de superación de la pobreza urbana*. Santiago: Cepal.
18. Marcuse, P. (2001, julio). *Enclaves yes, Ghettoes, no: Segregation and the State*. Documento presentado en el International Seminar on Segregation in the City, Cambridge.
19. Medeiros, S. (2013). Política habitacional e segregação: o Estado reproduzindo as ações do mercado. *Revista de Geografia e Ordenamento do Território (GOT)*, 4, 153-176.
20. Mejía-Escalante, M. (2012). Habitabilidad en la vivienda social en edificios para población reasentada: el caso de Medellín, Colombia. *EURE*, 38(114), 203-227.
21. Ministerio de la Solidaridad de la provincia de Córdoba (2007). *Programa "Mi casa, mi vida"*. Construyendo una mejor calidad de vida. Córdoba.
22. Préteceille, E. (2003, septiembre). *Is social housing contributing to an increase of segregation? Recent trends in the Paris Metropolis*. Documento presentado en ISA-RC21 Conference “Challenging Urban Identities”, Bicoca (Italia).
23. Rodríguez, M. C., Di Virgilio, M. M., Procupez, V., Vio, M., Ostuni, F., Mendoza, M., & Morales, B. (2007). *Políticas del hábitat, desigualdad y segregación socioespacial en el área metropolitana de Buenos Aires*. Buenos Aires: Área de Estudios Urbanos, Instituto de Investigaciones Gino Germani, FSOC/UBA.
24. Sabatini, F. (2004). Medición de la segregación residencial: reflexiones metodológicas desde la ciudad latinoamericana. En G. Cáceres & F. Sabatini (eds.), *Los barrios cerrados en Santiago de Chile: entre la exclusión y la integración social* (pp. 277-307). Santiago: Instituto de Geografía, PUC Chile.
25. Sabatini, F. (2006). La segregación social del espacio en las ciudades de América Latina. Recuperado de <http://www19.iadb.org/intal/intalcdi/PE/2008/01437.pdf>.

26. Subsecretaría de Desarrollo Urbano y Vivienda de la Nación/Universidad Nacional de Quilmes (2007). Proyecto *Indicadores y aplicación de información sobre vivienda en Argentina (IAIVA). Metodología*. Buenos Aires.
27. Tecco, C., & Fernández, S. (2009). Espacios urbanos estigmatizados, segregación residencial y agenda pública local. *Administración Pública y Sociedad*, 16, 89-114.
28. Tecco, C., & Valdés, E. (2006). Segregación residencial socioeconómica (SRS) e intervenciones para contrarrestar sus efectos negativos. Reflexiones a partir de un estudio en la ciudad de Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Geografía*, 15, 53-66.
29. Torres, H., Marques, E., Ferreira, P. M., & Bitar, S. (2003). Pobreza e espaço: padrões de segregação em São Paulo. *Estudos Avançados*, 17(47), 13-42.
30. Wacquant, L. (2007). *Los condenados de la ciudad. Gueto, periferias y Estado*. Buenos Aires: Siglo XXI.

ARTÍCULO

AN APPROACH TO THE BROADBAND EFFECT ON LATIN AMERICAN GROWTH: A STRUCTURAL MODEL

María Verónica Alderete

Alderete, M. V. (2017). An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 549-569.

This paper analyses the fixed broadband penetration effect on Latin American economic growth. The methodology employed consists of using a simultaneous equation model based on Koutroumpis (2009) and Katz and Callorda (2013). To aid this process, we use country level data from the World Bank and the Regional Dialogue about the Information Society-DIRSI for the 2010-2014 period. The results obtained stress the importance of broadband penetration for economic growth in Latin America.

Keywords: Broadband, economic growth, Latin America.

JEL: O3, O4, C3, L9.

M. V. Alderete

Investigadora Asistente, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS-Conicet), Universidad Nacional del Sur (UNS). Asistente de docencia, Departamento de Economía, UNS, Argentina. E-mail: mvalderete@iess-conicet.gob.ar.

Sugerencia de citación: Alderete, M. V. (2017). An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 549-569. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.54717](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.54717).

Este artículo fue recibido el 16 de diciembre de 2015, ajustado el 15 de abril de 2016 y su publicación aprobada el 2 de mayo de 2016.

Alderete, M. V. (2017). Un planteamiento acerca del efecto de la banda ancha sobre el crecimiento de América Latina: un modelo estructural. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 549-569.

Este artículo analiza el efecto de la penetración de la banda fija sobre el crecimiento económico de América Latina. La metodología consiste en el uso del modelo de ecuaciones simultáneas con base en Koutroumpis (2009) y Katz y Callorda (2013). Para contribuir a este proceso, utilizamos información a nivel de país del Banco Mundial y del Diálogo Regional sobre Sociedad de la Información (DIRSI) para el período 2010-2014. Los resultados obtenidos resaltan la importancia de la penetración de la banda ancha para el crecimiento económico en América Latina.

Palabras clave: banda ancha, crecimiento económico, América Latina.

JEL: O3, O4, C3, L9.

Alderete, M. V. (2017). Une analyse de l'effet du haut débit sur la croissance de l'Amérique latine : un modèle structurel. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 549-569.

Cet article analyse l'effet de la pénétration du haut débit sur la croissance économique de l'Amérique latine. La méthodologie se base sur l'utilisation du modèle d'équations simultanées de Koutroumpis (2009) et Katz et Callorda (2013). Pour contribuer à ce processus, nous utilisons au niveau de pays une information de la Banque mondiale et du Dialogue Régional sur la Société de l'Information, DIRSI, pour la période 2010 – 2014. Les résultats obtenus soulignent l'importance de la pénétration du haut débit pour la croissance de l'Amérique latine.

Mots-clés : Haut débit, croissance économique, Amérique latine.

JEL : O3, O4, C3, L9.

Alderete, M. V. (2017). Uma aproximação sobre o efeito da banda larga no crescimento da América Latina: Um modelo estrutural. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 549-569.

Este artigo analisa o efeito abrangente da banda larga fixa sobre o crescimento econômico na América Latina. A metodologia consiste no uso do modelo de equações simultâneas baseadas em Koutroumpis (2009), Katz e Callorda (2013). Para contribuir com esse processo, utilizamos informação no âmbito de país do Banco Mundial e do Diálogo Regional sobre Sociedade da Informação, DIRSI, no período 2010-2014. Os resultados obtidos ressaltam a importância da penetração da banda larga no crescimento econômico na América Latina".

Palavras chave: Banda larga, crescimento econômico, América Latina.

JEL: O3, O4, C3, L9.

INTRODUCTION

Technological revolutions have reconfigured the industrial production and became an instrument for economic growth in the long term. Since the end of the 80's, the role of Information and Communication Technologies (ICT) in determining productivity has been an important focus of debate in the literature.

ICT have some advantageous characteristics such as: a) low trading cost of goods and services, which leads to gains through specialization, scale economies and comparative advantages (Harris, 1995); b) low transaction costs and efficient information management, with complementary organisational changes and skills training; c) positive network effects as the value of ICT increases with the number of users; d) efficient control of distribution channels and reduced inventory holdings, and e) fast and efficient reallocation of inputs.

Several studies have shown that ICT increase firms' productivity (Alderete & Gutiérrez, 2012; Aral, Brynjolfsson & Wu, 2006; Balboni, Rovira & Vergara, 2011; Brynjolfsson, Malone, Gurbaxani & Kambil, 1994; Brynjolfsson & Hitt, 2003; Paunov & Rollo, 2016 among others). However, currently, findings about the ICT impact on nations' GDP are not conclusive. In fact, some papers have found a negative ICT effect on GDP (Strassman, 1999). These ambiguous results have promoted the development of a more disaggregated analysis using micro level data. Moreover, the availability of time series data and the employment of more adequate methodologies to deal with endogeneity between ICT and economic growth could help to identify the impact.

In particular, broadband is a key and decisive element in a new system characterized by structural complementarities that are fundamental for economic and social development. In developed countries, recent studies have emerged addressing the existence of causality between broadband and economic growth. The results evidenced a positive impact of broadband on GDP growth.

From an economic perspective, the broadband contribution is settled within a multiplicity of effects (Katz, 2012). Firstly, broadband infrastructure and telecommunications networks are sources of employment, and therefore, lead to several multiplicative effects on the economy. ICT provides market information (especially on prices and competitors) and knowledge about production techniques to farmers and fisheries (Jensen, 2007; Ongutu, Okello & Otieno, 2014).

Secondly, broadband has spill-over effects on the whole economic system, affecting both firms and households. Broadband's impact on the productive sector is reflected in firms' increase in productivity, which is one source of GDP growth. Paunov and Rollo (2016) found that industries' Internet use positively impacts the performance of the individual firm. These Internet-enabled knowledge spillovers are stronger in less innovative firms.

Alternatively, households can achieve a real income increase by reducing the poverty levels and therefore, promoting economic growth. By using broadband,

household consumers have access to fast, always-on and un-metered Internet (Oh, Ahn & Kim, 2003). Broadband can change a household's lifestyle, making it more flexible and producing more convenient circumstances. For instance, many people are able to work at home instead of travelling to the office, and children can use broadband Internet to do homework and research activities (Choudrie & Lee, 2004; Oh, Ahn & Kim, 2003; Spiez, 2010). Advances in broadband can lead to higher productivity levels, competitiveness and social inclusion provided that broadband Internet makes access to services such as education, health and government management easier (Peres & Hilbert, 2009).

In Latin America, studies on the impact that ICT has on economic growth are still scarce. One of the possible reasons for this is the lack of ICT data with both a longitudinal and cross-section dimension. In many Latin American countries, it is difficult to obtain access to micro level data or data on a regional/local level due to lack of official statistics, the large informal sector, and budget constraints to finance micro-data projects, among others. These problems hinder the development of micro-data models, which explains the existence of only a small amount of research. Several of the countries for which there is information available include Ecuador (Katz & Callorda, 2013), Panamá (Katz & Koutroumpis, 2012), and Colombia (Katz & Callorda, 2011).

The Latin America region presents a digitalization¹ level of 34.63 (Katz, Koutroumpis & Callorda, 2013). The Digitization Index represents an attempt to quantitatively measure a country's progress that is on the path to digitization development. This index, which is a composite index that ranges from 0 to 100, allows for an initial ranking and, subsequently, a more meaningful clustering of national economies into different categories (Constrained, Emerging, Transitional and Advanced). Norway is one of the top 20 countries in the world rankings with 73.69 in 2011. On average, the Latin American region is on the border between emerging and transitional economies, which encompass those countries with a digitization score in the range of 35 to 50. While Chile is the best-positioned country in the region, there are countries such as Cuba, Bolivia and Nicaragua that pertain to the constrained category (with less than 20). The region has been improving its digitalization level at a compound annual growth rate of 6.48 per year since 2004: a rate that has drastically risen since 2010.

In Latin America, the first analyses of broadband's economic impact were developed by Katz (2009, 2010). Due to lack of a larger time window, an ordinary least squares model was estimated using a sample of countries for the years 2004 and 2009 separately. The main limitation of this methodology is the endogeneity between per capita GDP and broadband penetration. The author found that a 1% increase in broadband penetration leads to a 0.0158% increase in GDP growth. This result is similar to Koutroumpis (2009)'s findings who employed a simu-

¹ The digitalization index consists of six elements that capture the scope, level of access, reliability, speed, use and capabilities; and 24 sub-indicators that measure digitalization.

taneous equation model to control for endogeneity for OECD countries. According to the author, a 1% increase in the broadband penetration (in countries with a penetration level below 14%), contributes to a 0.008% growth in GDP.

The objective of this paper is to examine the impact of fixed broadband penetration on the economic growth in Latin America. This is the first attempt to update Katz's (2009, 2010) study in the region by using updated information and controlling for endogeneity. To achieve this goal, a simultaneous equation model is estimated based on Koutroumpis (2009) and Katz and Callorda (2013).

The paper is organised as follows: primarily we present the state of the art in order to describe the contribution of broadband to economic growth with special focus on Latin America. Secondly, we develop a theoretical framework about the importance that ICT has on economic growth. We then undertake a literature review in order to show the findings of the relationship between broadband and economic growth. Thirdly, a simultaneous equation model is described and estimated. Lastly, we explain the results obtained and make some final remarks.

STATE OF THE ART: FIXED BROADBAND PENETRATION IN LATIN AMERICA

Broadband infrastructure contributes to economic growth since it improves the distribution of ideas and information, increasing both labour productivity and market competition. Besides, it promotes the development of new products and processes, which lead to new, labour practices, and entrepreneurial activities and innovation.

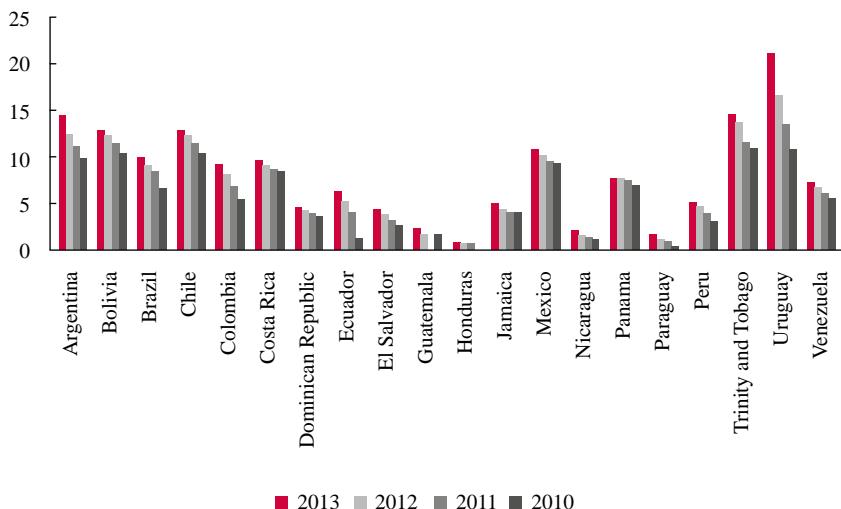
Broadband aids the development of new markets by facilitating innovation in new network-based products and services and the enlargement of the existing market (Czernich, Falck, Kretschmer & Woessmann, 2011). As a result, it is usual to refer to broadband as a General Purpose Technology (GPT) (Majumdar, Carare & Chang, 2009).

However, in many developing countries broadband access is still limited (ITU, 2013). Besides, the percentage of households that can actually access a fixed broadband service, but choose not to, is significant (Katz, 2012). This is an indicator of the broadband demand gap. Countries with the lowest broadband coverage are Bolivia and Perú. Excluding the aforementioned cases, the demand gap varies from 88% (Ecuador) to 38% (Chile); Chile is the best positioned country in terms of broadband penetration. Figure 1 shows the evolution of fixed broadband penetration during the 2010-2013 period for Latin-American countries.

In the year 2010, developing countries had to pay around five times more than developed countries to have access to broadband. Broadband services in Latin America are usually expensive and of low quality when compared to OECD countries. Besides, Latin American countries performed worse than OECD countries in terms of broadband development once wealth, education and demographic factors are controlled (Galperín & Ruzzier, 2010).

Figure 1.

Evolution of fixed broadband penetration



Source: Authors' elaborations based on data from the World Bank.

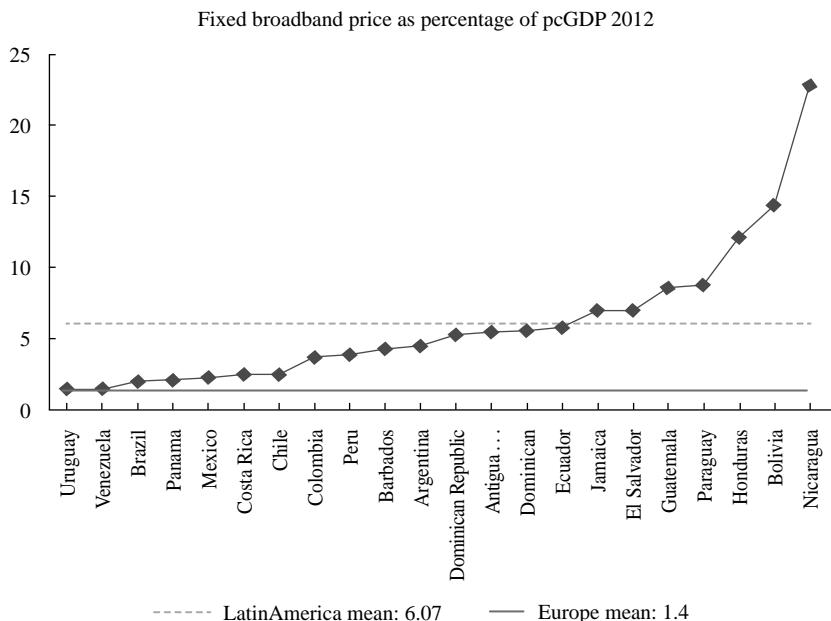
Since there is a strong link between broadband penetration, prices and affordability, the Broadband Commission for Digital Development has defined a specific goal in terms of broadband affordability: “By 2015, broadband basic services should become affordable for developing countries through adequate regulation and market forces (broadband prices should represent less than 5% of monthly incomes.”

In Latin America, based on 2012 data, the cost of a basic fixed broadband subscription varies from 1.5 per cent of per capita GDP in Uruguay to 386.9 per cent in Cuba. Figure 2 presents the data, excluding Cuba and Haití (with 81.9%), which are outliers.

Residents in Bolivia, Guatemala and Nicaragua must pay on average a higher share of their monthly incomes for access to technology, which leaves an important part of the population outside the information society. This increases the gap across countries.

Recently, the economic sectors have required more broadband services due to cloud services, and the increasing number of devices, machines and personal equipment. Thus, there is a constant need for high speed data transmission. A high speed broadband bandwidth is needed to perform more complex activities through the internet. For instance, electronic commerce requires a broadband of at least 3 Gb to buy and sell products, pay online, and offer post-sale services, etc.

Figure 2.
Broadband affordability



Source: Authors' elaboration based on data from the International Telecommunication Union (ITU) 2013.

These transactional activities are more complex than the mere informational ones, such as searching profiles or product information that do not require high levels of connectivity. Hence, if people are convinced about the benefits of ICT, they need an adequate broadband infrastructure to fully exploit the digital advantages.

In Colombia, broadband diffusion policies search to find solutions to dynamize the broadband market. However, the existence of several market imperfections or failures means that there are problems in solving these inefficiency issues. The regulatory system must guarantee competitive conditions, the protection of users and transparency to properly estimate the temporal horizon of connectivity diffusion (Martínez, 2013). In Latin America and the Caribbean, Internet penetration increased by 142 per cent between 2006 and 2014 going from 20.7 to 50.1 per cent, respectively. However, average Internet penetration is still inferior to the OECD region, which has an 81.1 per cent coverage.

In Latin America and the Caribbean, advancement of the Internet has been very heterogeneous. During the period 2006-2014, the growth experienced in the most laggard countries in the region was not enough to close the gap. There are very different cases in the region that have diverging patterns. On the one side,

Nicaragua has the lowest number of Internet users and was unable to change its position over the period despite having the second largest average growth rate per year. On the other, Chile has the largest number of internet users. The gap between both countries, that had yielded a 31 percentage points difference in 2006, increased to a 56.6 point difference in 2014 (CEPAL, 2015).

Between 2005 and 2010, broadband was able to allow access to a higher speed for data transmission; this lead to the convergence in networks, devices and content. In 2014, there were 3600 million mobile telephone subscriptions, 2923 million internet users (nearly 40.4 per cent of the total population), and more than 3000 million subscriptions to fixed and mobile broadband. In 2013, the region reached a fixed broadband average penetration (number of active subscriptions per 100 inhabitants) of 9%, inferior to the 29% OECD penetration.

THEORETICAL FRAMEWORK

The endogenous growth theory models the creation and distribution of ideas and information as a key factor for economic growth (Aghion & Howitt, 1998; Lucas, 1988; Romer, 1990). In this setting, access to broadband infrastructure can have an impact on the economy's innovative capacities through the development of new products, processes and business models that promote economic growth.

Simultaneously, the lower costs of information diffusion can facilitate the adoption of new technologies that promote economic growth (Benhabib & Spiegel, 2005; Nelson & Phelps, 1966). Hence, the spill-over effects of the codified knowledge among agents represent a channel between the deployment of broadband and economic growth.

From an organizational perspective, ICT and the development of broadband enhances the productivity of firms (Alderete, 2013 Alderete & Gutiérrez, 2012; Gutiérrez, 2011; Jones, Alderete & Motta, 2013) since the performance of any productive activity depends on specific forms of knowledge. However, the presence of complementary inputs such as qualified labour, innovations and organizational changes are critical to ensure that these expected ICT effects actually happen (Arvanitis, 2005; Bloom & Van Reenen, 2007; Bloom, Kretschmer & Van Reenen, 2011; Bresnahan, Brynjolfsson & Hitt, 2002). From a households perspective, the broadband penetration also contributes to economic growth. This technology impacts on several aspects of everyday life. Broadband enhances the heritage of knowledge and information of individuals and society in general. ICTs are an instrument to develop new labour practices, such as telework, new forms of employment search (Stevenson, 2009) and new forms of entrepreneurship (Alderete, 2014; Audretsch, 2007).

There are different perspectives and methodologies to examine ICT's impact on economic growth. First of all, growth accountability, which separately analyses the contribution of each factor (labour and capital) to growth. Secondly,

the evolutionary approach focuses on the evolution of the labour productivity. In spite of their methodological differences, both agree with the positive impact that the ICT paradigm has had on the economic dynamic of Latin America.

The discussion towards ICT impact on economic growth still remains open since there is no consensus as to whether the impact is positive or statistically significant (Campos, 2007). Madden and Savage (1998) found that telecommunication infrastructure investments have had a positive impact on economic growth. The authors argue that although the direction of causality between telecommunication investments and GDP growth is usually in both directions, telecommunication penetration rates (in terms of the service use) more directly precede economic growth than do telecommunication investments. Therefore, the use of telecommunication penetration rates as independent variables may be less problematic than investment measures.

Jorgenson and Khuong (2007) claim that there is a positive effect of ICT on growth. By witnessing the drop of the input costs and the ICT investments, the authors stressed that ICT investments have been the engine of the world's economy since 1995. The accelerated reduction of ICT equipment prices offers a strong incentive to incorporate new technologies and to use them as a substitute of other forms of capital and labour. The ICT capital contribution more than doubled between 1995 and 2000 varying from 0.14 percentage points in 1995 to 0.28 in 2000. After 2000, it stabilized at 0.27 percentage points. Thus, the region has not witness the "Solow Paradox" (Peres & Hilbert, 2009). This phenomenon, known as the Productivity paradox was identified by Solow in 1987 in a New York Times article that stated "you can see the computer era everywhere except for the productivity statistics".

However, many studies have found a positive relationship between the firm's productivity and ICT investments (Alderete & Gutiérrez, 2012; Aral *et al.*, 2006; Balboni *et al.*, 2011; Brynjolfsson & Hitt, 2003; Brynjolfsson *et al.*, 1994; Dedrick, Gurbaxani & Kraemer, 2003; Lichtenberg, 1995). The Latin America problem in this field has more to do with the low level of total investment than it does with the reduced participation of ICT.

Other papers are more sceptical about the causality direction. This doubt has emerged since it is likely that countries with a strong per capita GDP growth would invest more in ICT, and at the same time, countries that heavily invest in ICT would achieve better results in terms of growth.

To address reverse causality, Roller and Waverman (2001) built a multiple structural model for fixed telephony. This model was later modified for fixed broadband (Koutroumpis, 2009) and mobile broadband (Gruber & Koutroumpis, 2011). The model is made up of four equations: a production function that represents an economy's aggregate functioning, and three demand, supply and output functions. These last three functions model the broadband market and control by reverse causality.

Roller and Waverman (2001) argue ICT investment is an important explanatory factor in the long run economic growth of a group of OECD countries. This ICT effect is substantially lower in developing than in developed countries (Sridhar & Shridar, 2004; Waverman, Meschi & Fuss, 2005).

Koutroumpis (2009) analysed 15 countries from the European Union for the 2003-2006 period. The authors found a positive and significant relationship between broadband and economic growth, especially when there is a baseline infrastructure.

Furthermore, Czernich, Falck, Kretschmer and Woessmann (2011) estimated the effect of the broadband infrastructure on economic growth for an OECD panel during the 1996-2007 period. Based on a logistic diffusion model in which the pre-existent TV cable network and voice telephony predict broadband penetration, the authors find that a 10 percentage point increase in broadband penetration increases the yearly per capita growth from 0.9 to 1.5 percentage points.

Greenstein and McDevitt (2009) found very small positive impacts of broadband for the U.S. economy. According to the authors, conventional accounting of the broadband effect mismeasures the true economic impact. Households' broadband use has generated 20 to 22 billion dollars of broadband revenue. However, additional revenue is associated with consumer surplus, which is not measured via GDP.

In Latin America, Katz (2009, 2010) performed the first analysis of the economic impact of broadband. As a result of missing data, the author could not use panel data techniques, but instead relied on ordinary least squares. This was based on a survey of countries for the years 2004 and 2009, separately. Results show that a 1 per cent increase in broadband penetration explains a 0.0158 per cent growth in GDP.

This result is similar to the results found in Koutroumpis (2009), who estimates a simultaneous equation model for the OECD countries. A 1 per cent increase in the broadband penetration (in countries with a penetration that is less than 14%) generates a 0.008% growth in GDP.

In Latin America, the availability of disaggregated data or micro data allowed studies to be undertaken on a national level in Colombia, Panamá and Ecuador. In Colombia, Katz and Callorda (2011) examined the impact of the fixed broadband on the regional GDP, controlling by using the economic development level, the population growth and the human capital. They were able to reach the following conclusion: that a 10% increase in broadband penetration would increase GDP by 0.037%.

Katz and Koutroumpis (2012) employ a multiple structural model for Panamá. The average economic contribution of broadband was estimated to be 0.045% for each 1% increase in penetration. Following the same methodology, Katz and Koutroumpis (2013) estimated the broadband contribution in Ecuador. Results show that a 1% increase in broadband penetration leads to a 0.052% increase in the regional GDP.

METHODOLOGY AND DATA

Since broadband penetration can be endogenous to economic growth, a simultaneous equation model is estimated. The model consists of a set of two or more equations where the number of equations is equal to the number of endogenous variables. These models are useful when interdependence exists between two or more variables (bidirectional relationship) and there is a simultaneous influence between variables and equations. Parameters are estimated based on the information provided by the systems equations.

The model is composed of four equations: a production function, a demand function, a supply function and an output function. These three last functions model the broadband market, taking into account reverse causality.

Following Katz and Callorda (2013), the aggregate production function links the GDP to the fixed capital gross formation excluding telecommunication investment in the private sector,² the skilled labour (measured as the percentage of the economically active population with at least secondary education) and the fixed broadband infrastructure that uses penetration as a proxy (number of fixed broadband subscriptions). The production function is represented by a Cobb Douglas function. According to this function, expressed in log terms, the GDP growth depends on the variations of the physical capital, the qualified labour and the fixed broadband infrastructure.

The demand function links the broadband penetration with the price of the basic broadband service, in this case, the cheapest plan for fixed broadband, and the per capita consumption of households. Following Katz and Callorda (2013), the per capita GDP is not considered an adequate indicator of income, especially in Latin-American countries that have inconsistencies with official statistics and high degrees of informality. Hence, per capita consumption is used instead.

The supply function expresses the relationship between the aggregate incomes from broadband sales, the households' consumption level and the urbanization rate of a given country.³ Since fixed broadband deployment is correlated with urban concentration, the broadband supply must show this structural tendency (Katz & Callorda, 2013).

The output equation links the yearly change in the fixed broadband penetration with the incomes from broadband sales; that change is used as an indicator of the yearly investment in broadband capital.

² To distinguish between the physical capital and the ICT capital, the authors subtract the private sector's telecommunication investment from the gross capital formation, using the World Bank data.

³ The dependent variable is the income coming from the broadband sales (broadband subscriptions or penetration). Unfortunately, there is no information available in the region about the fixed broadband infrastructure investment. Hence, income is calculated as the product between the price and the number of subscriptions.

As Roller and Waverman (2001) and Koutroumpis (2009) describe, this equation assumes a stable and constant relationship between sales and investment, which may not hold. It would be better to have data on fixed broadband infrastructure investment; however, it is not available yet.

Functions:

- 1) $\ln \text{PBI} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{non-ICT physical capital pc} + \alpha_2 \ln \text{qualified labour} + \alpha_3 \text{broadband} + \varepsilon_1$
- 2) $\ln \text{Broadband} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{consumption pc} + \beta_2 \ln \text{broadband price} + \varepsilon_2$
- 3) $\ln \text{Broadband income} = \delta_1 \ln \text{consumption pc} + \delta_2 \ln \text{urbanization} + \varepsilon_3$
- 4) $\ln \text{Broadband penetration} = \gamma_1 \ln \text{broadband incomes} + \varepsilon_4$

Table 1.
Description of the variables

Variables	Abbreviation (in ln)	Description	Source
GDP	lgdp	Domestic Gross Product expressed in constant 2005 prices	World Bank
Physical capital	lcapital	Capital gross formation	World Bank
	lnonictcapital	Capital gross formation excluding telecommunication investments from the private sector	World Bank
Qualified Labour	labour	Economically active population with secondary education	World Bank
Broadband	lfbb	Percentage of Fixed broadband subscriptions	World Bank
	lfixedbb	Number of fixed broadband subscriptions	World Bank
Consumption	lconsumption	Households final Consumption expenditures per capita in constant 2005 prices	World Bank
Broadband price	lpricebb	Cheapest fixed broadband price (in US dollars)	DIRSI
Urbanization	lurban	Urban Population	World Bank

Source: The author.

The model is estimated for a set of Latin American countries: Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Costa Rica, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, Mexico, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Peru, Trinity and Tobago, Uruguay, and Venezuela. Data corresponds to the 2010-2014 period because broadband prices have been published by DIRSI since 2010. The rest of the variables included are provided by the World Bank.

Descriptive statistics correspond to the variables in logarithmic terms and are shown in the Table 2.

Table 2.
Descriptive statistics

Variable	Name	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
GDP	lgdp	93	25.60557	1.386531	23.83782	28.76686
Labour	llabour	27	3.530878	0.3674261	2.351375	4.043051
Physical capital	lnonictcapital	62	23.48191	1.557456	21.41839	26.29061
	lcapital	84	24.11335	1.457348	22.22261	27.1823
Fixed Broadband	lfixedbb	99	13.20836	1.810425	6.907755	16.82074
	lfbb	99	1.608372	1.088349	-4.333519	3.050769
Consumption	lconsumption	85	25.23809	1.309466	23.51043	28.17008
Fixed Broadband price	lpricebb	99	2.865452	0.4097323	1.565946	3.855486
Urbanization	lurban	100	4.152862	0.4929733	2.145931	4.555476

Source: The author.

Figure 3 examines the correlation between the percentage of fixed broadband subscriptions and per capita GDP in the year 2013. A clear pattern can be seen in the Latin American countries where countries with low rates of fixed broadband penetration exhibit low levels of GDP per capita. This description pretends to enrich the causal analysis between broadband penetration and economic growth.

RESULTS

Firstly, Model 1 is estimated including the four equations from Koutroumpis' (2009) simultaneous equation model (Table 3). The diagnostics show that for three of the four functions there is an adequate goodness of fit (R2 reaches values of around 0.90). However, the R2 from the supply function can be seen to be unsatisfactory. One possible explanation of this poor goodness of fit is that the dependent variable was built as a combination of other variables included in the system; hence, it could be redundant. Therefore, Model 2 estimates the system excluding this function.

Table 3.
Estimated model results

Functions		Independent Variables		Model 1	Model 2	Model 3
				Coefficient	Coefficient	Coefficient
GDP Growth	lgdp	Labour	llabour	-0.24741***	-0.24758***	-0.17929***
		Fixed capital	lcapital	0.974860***	0.95501***	
			lnonictcapital			0.691011***
		Broadband penetration	lfbb	0.0876792*	0.11312**	
			lfixedbb			0.184318**
Demand	lfbb	Broadband price	lpricebb	-0.2906013 *	-0.15852	-0.197308**
		Households consumption	lconsumption	1.521527***	1.535461***	1.30209***
Supply	lincomebb	Households consumption	lconsumption	1.464077		1.373544***
		Urbanization	lurban	1.936103		0.334192
Output	lvar-fbb	Broadband incomes	lincomebb	0.07678	0.0545172	
		Laggard roadband	lfbblag	-0.607361***	-0.594540***	
	lfbb	Broadband incomes	lincomebb			0.912542***
Year effects				yes	yes	yes
Observations per function ^a				13	13	20
R ²	GDP growth			0.9879	0.9874	0.9754
	Demand			0.8757	0.8784	0.8349
	Supply			0.3436		0.8159
	Output			0.9004	0.9001	0.92

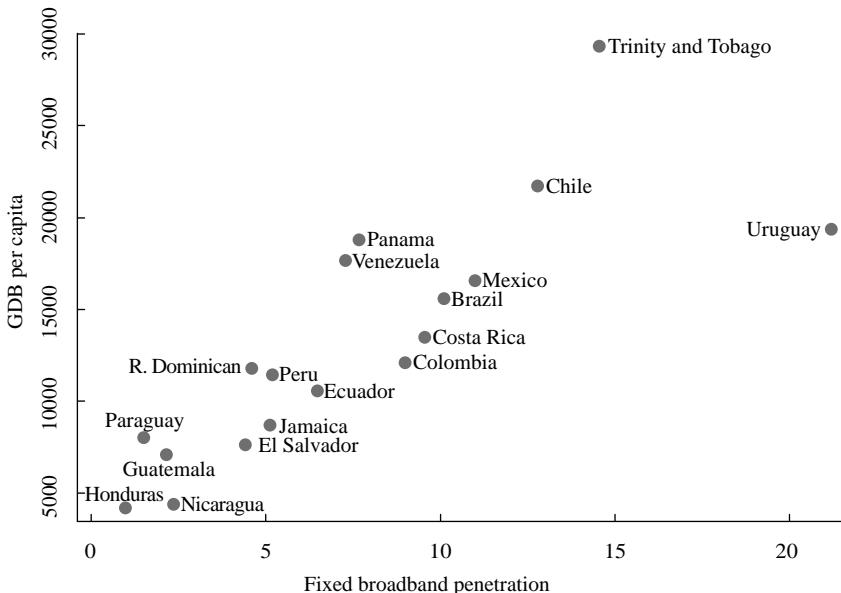
*, ** and *** significant variables at 10, 5 and 1% respectively.

^a The sample has missing data for the following countries and variables: GDP for Argentina (over the 2010-2014 period), Trinidad & Tobago and Jamaica (in 2014); labour for Bolivia and Brazil (over the 2010-2014 period) and for the rest of the countries in at least one year. The 3SLS method uses the cases for which there are no missing data for any variable in the system.

Source: The author.

Figure 3.

GDP per capita vis a vis fixed broadband penetration



Source: The author.

According to model 1, a one-percentage point increase in fixed broadband penetration generates a GDP growth increase of 0.087 percentage points. This result is significant at a 10% level, and is similar to previous studies that have been conducted in the region (Katz, 2012; Katz & Callorda, 2013).

Estimated parameters from the aggregate production function show that production factors have a significant and positive effect on economic growth: except from qualified labour, which has a negative sign. This unexpected sign could be the result of missing data for the economically active population that have secondary education in the region.⁴

With respect to the demand equation, as the theory predicts, an increase in broadband prices reduces the quantity demanded. For a one per cent increase in the price, the quantity of broadband subscriptions decreases by 0.29%. This result is significant at a 10% level. Moreover, the per capita consumption that is used as a proxy variable of the available income has a significant and positive incidence on broadband demand. For a one per cent income increase, the demand increases by 1.5%. Hence, broadband demand is more elastic in terms of income than it is to price.

⁴ In order to examine whether it is a missing data problem, an alternative model was estimated using expenditures on research and development instead of EAP with secondary education. In this case, the variable was insignificant in explaining economic growth.

According to the broadband penetration equation, income from broadband sales is not significant. Besides, to estimate the broadband penetration function, a lagged term for broadband was included: that is, broadband from the previous year (broadband in $t - 1$), which is significant as it captures the broadband penetration rate.

Based on model 2, broadband has a statistically significant impact on economic growth. A one per cent increase in broadband penetration generates an increase in the output growth of 0.11%, which is significant at a 10% level. Similar to model 1, labour results in a negative effect. However, the broadband price is not a significant variable in the demand function while income significantly and positively affects broadband demand. With respect to the output and the broadband penetration functions, the results are similar to those shown in model 1.

Lastly, model 3 is estimated including a pair of modifications. Firstly, the production function uses non-ICT capital instead of total capital. To distinguish physical capital from ICT capital, investments in telecommunications from the private sector were excluded from the gross capital formation. This variable is only a proxy (there is no information about broadband infrastructure investment) since telecommunication is a wider concept than broadband as it includes other technologies. Besides, the variable only refers to private sector investments while, in many countries in the region, broadband infrastructure is also the result of public investments.

Secondly, the fourth equation is estimated following Katz and Callorda (2013), using broadband penetration instead of broadband variation or the penetration rate. Results show that broadband significantly explains the output growth more effectively than in the first models. A one per cent increase in broadband increases GDP growth by 0.18%.

FINAL REMARKS

This study has analysed the fixed broadband effect on Latin America's economic growth. The main contribution of this paper was to extend the results already obtained in previous studies.

The broadband penetration impact on regional economic growth has been studied by Katz (2009, 2010). At the date of publication, the available data on the subject hindered the development of econometric models to control for endogeneity. The author found that a one per cent increase in broadband penetration increases GDP growth by 0.0158%. Subsequent studies using regional microdata confirm that the average broadband effect is about 0.04% for each percentage point increase in GDP growth.

Using a more robust control for endogeneity in order to validate the broadband impact on the Latin-American economic growth, this paper estimates simultaneous equations model following Koutroumpis' (2009) methodology for OECD countries. Additionally, the model uses Katz and Callorda (2013) as a reference. Results obtained in model 1 indicate that a one percentage point increase in fixed

broadband penetration generates an output increase of 0.087 percentage points. This result is similar to the results from previous studies in the region (Katz, 2009, 2012; Katz & Callorda, 2013).

Moreover, two alternative models that enhance the significance and contribution of fixed broadband to economic growth are also estimated. According to these models, on average, a one per cent increase in broadband increases economic growth by 0.14 percentage points.

In terms of policy, the significant and negative impact of broadband prices on the demand function stresses the need to promote more competition in the broadband sector in order to lower prices. Results suggest that broadband demand is not very elastic with respect to price. This information can help operators examine their policies to increase broadband incomes.

Fixed broadband contributes to economic growth in the Latin American region. This finding supports the broadband plans that are already in place. If broadband penetration does indeed have a significant impact on economic growth, it would be useful to promote policies that increase the broadband penetration in the region. Even though fixed broadband is an important part of the information society, its promotion must be accompanied by complementary resources such as digital skills, digital alphabetization, and inter-platform compatibility, etc. If fixed broadband is not part of a complementary set of resources (tangible and intangible) that enhance and promote its adoption and use, economic growth will not achieve its potential level. As a result, the fixed broadband contribution to economic growth, although significant, will remain limited.

Nowadays, mobile broadband is becoming one of the main ways that broadband internet is accessed. In terms of future research, it would be interesting to analyse mobile broadband penetration as a complement to fixed broadband.

REFERENCES

1. Aghion, P., & Howitt, P. (1998). *Endogenous growth theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
2. Alderete, M. V. (2013). Internet incidence on SME's sales: A propensity score matching analysis. *Information Resources Management Journal*, 26(3), 40-54.
3. Alderete, M. V. (2014). ICT incidence on the entrepreneurial activity at country level. *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 21(2), 183-201.
4. Alderete, M. V., & Gutiérrez, L. H. (2012). TIC y productividad en las industrias de servicios en Colombia. *Lecturas de Economía*, 77, 163-188.
5. Aral, S., Brynjolfsson, E., & Wu, D. (2006). *Which came first. IT or productivity? The virtuous cycle of investment and use in enterprise*

- systems. Twenty Seventh International Conference on Information Systems. Milwaukee. Available at http://ebusiness.mit.edu/research/papers/2006.11_Aral_Brynjolfsson_Wu_Which%20Came%20First_279.pdf.
6. Arvanitis, S. (2005). Computerization. Workplace organization. skilled labour and firm productivity: Evidence for the Swiss business sector. *Economics of Innovation and New Technology*, 14(4), 225-249.
 7. Audretsch, D. B. (2007). *The entrepreneurial society*. Oxford: Oxford University Press.
 8. Balboni, M., Rovira, S., & Vergara, S. (2011). *ICT in Latin America: A microdata analysis*. CEPAL: Santiago de Chile.
 9. Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2005). Human capital and technology diffusion. In P. Aghion, & S. N. Durlauf (Eds.). *Handbook of Economic Growth* (1A, pp. 935-66). Amsterdam: Elsevier.
 10. Bloom, N., Kretschmer, T., & Van Reenen, J. (2011). Are family-friendly workplace practices a valuable firm resource? *Strategic Management Journal*, 32(4), 343-367.
 11. Bloom, N., & Van Reenen, J. (2007). Measuring and explaining management practices across firms and countries. *Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1351-1408.
 12. Bresnahan, T., Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (2002). Information technology, workplace organization, and the demand for skilled labour: Firm level evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 339-376.
 13. Brynjolfsson, E., Malone, T. W., Gurbaxani, V., & Kambil, A. (1994). Does information technology lead to smaller firms? *Management Science*, 40(12), 1628-1644.
 14. Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (2003). Computing productivity: Firm-level evidence. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 793-808.
 15. Campos, V. (2007). *The impact of information and communication technologies on economic growth in Latin America in comparative perspective*. Proyecto Sociedad de la Información, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
 16. CEPAL (2015). *La nueva revolución digital. De la Internet del consumo a la Internet de la producción*. Santiago, Chile: Naciones Unidas.
 17. Choudrie, J., & Lee, H. (2004). Broadband development in South Korea: Institutional and cultural factor. *European Journal of Information Systems*, 13(2), 103-114.
 18. Czernich,N., Falck,O., Kretschmer,T., & Woessmann,L.(2011). Broadband infrastructure and economic growth. *The Economic Journal*, 121, 505-532.
 19. Dedrick, J., Gurbaxani, V., & Kraemer, K. L. (2003). Information technology and economic performance: A critical review of the empirical evidence. *ACM Computing Surveys*, 35(1), 1-28.
 20. Galperín, H., & Ruzzier, C. (2010). Las tarifas de banda ancha: benchmarking y análisis. In V. Jordán, H. Galperín & W. Peres (Eds.), *Acelerando*

- la revolución digital: banda ancha para América Latina y el Caribe* (pp. 143-182). Santiago de Chile: CEPAL.
21. Greenstein, S. M., & McDevitt, R. (2009). *The broadband bonus: Accounting for broadband Internet's impact on U.S. GDP* (Working Paper w14758). National Bureau of Economic Research. Retrieved from <http://www.nber.org>.
 22. Gruber, H., & Koutroumpis, P. (2011). Mobile telecommunications and the impact on economic development. *Economic Policy*, 26(67), 387-426.
 23. Gutiérrez, L. (2011). ICT and labor productivity in Colombian manufacturing industry. In M. Balboni, S. Rovira & S. Vergara (Eds.), *ICT in Latin America: A microdata analysis*. Santiago de Chile: CEPAL.
 24. Harris, R. (1995). Communications costs and trade. *Canadian Journal of Economics*, 28(s1), 46-75.
 25. ITU. (2013). *Measuring the information society*. Geneva Switzerland: International Telecommunication Union.
 26. Jensen, R. (2007). The digital provide: Information (technology), market performance, and welfare in the South Indian Fisheries Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 122, 879-924.
 27. Jones, C., Alderete, M. V., & Motta, J. (2013). Adopción del comercio electrónico en micro, pequeñas y medianas empresas comerciales y de servicios de Córdoba, Argentina. *Cuadernos de Administración*, 29(50), 49-59.
 28. Jorgenson, D., & Khuong, V. (2007). *Latin America and the world economy*. Proyecto Sociedad de la Información, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
 29. Katz, R. (2009). *Estimating broadband demand and its economic impact in Latin America*. Document submitted to the ACORN REDECOM Conference 2009, Mexico City, September 5, 2009. Available at <http://www.acorn-redecom.org/program.html>
 30. Katz, R. (2010). La contribución de la banda ancha al desarrollo económico. In V. Jordan, H. Galperín & W. Peres (Eds.), *Acelerando la revolución digital: banda ancha para América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: CEPAL.
 31. Katz, R. (2012). Banda ancha, digitalización y desarrollo en América Latina. In E. F. Rojas (Ed). *Conectados a la banda ancha: tecnología, política e impacto*. Santiago de Chile: CEPAL - Naciones Unidas.
 32. Katz, R., & Callorda, F. (2011). *Medición de impacto del Plan Vive Digital en Colombia y de la Masificación de Internet en la Estrategia de Gobierno en Línea*. Bogotá, Colombia: Centro de Investigación de la Telecomunicaciones (CINTEL). Available at http://www.teleadv.com/wp-content/uploads/CINTEL_Informe_Final_Impacto_VD_y_GEL__V-1._10_VF.pdf.

33. Katz, R., & Callorda, F. (2013). *El impacto del despliegue de la banda ancha en Ecuador*. Publicación DIRSI, IDRC-CRDI.
34. Katz, R., & Kourtoumpis, P. (2012). *The economic impact of broadband: Case studies of the Philippines and Panama*. Geneva: Switzerland: International Telecommunication Union.
35. Katz, R., Kourtoumpis, P., & Callorda, F. (2013). The Latin American path towards digitization. *Info*, 15(3), 6-24.
36. Kourtoumpis, P. (2009). The economic impact of broadband on growth: A simultaneous approach. *Telecommunications Policy*, 33, 471-485.
37. Lichtenberg, F. R. (1995). The output contributions of computer equipment and personnel: A firm-level analysis. *Economic Innovation New Technology*, 3, 201-217.
38. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
39. Madden, G., & Savage, S. J. (1998). CEE telecommunications investment and economic growth. *Information Economic and Policy* 10, 173-195.
40. Majumdar, S., Carare, O., & Chang, H. (2009). Broadband adoption and firm productivity: Evaluating the benefits of general purpose technology. *Industrial and Corporate Change*, 1-34.
41. Martínez, P. (2013). Fallas del mercado de Internet banda ancha: lecciones para el diseño de política pública. *Revista de Derecho y Economía*, 40, 95-113.
42. Nelson, R. R., & Phelps, E. (1966). Investment in humans, technology diffusion, and economic growth. *American Economic Review*, 56(2), 69-75.
43. Ongutu, S. O., Okello, J. J., & Otieno, D. J. (2014). Impact of information and communication technology-based market information services on small holder farm input use and productivity: The case of Kenya. *World Development*, 64, 311-321.
44. Oh, S., Ahn, J., & Kim, B. (2003). Adoption of broadband Internet in Korea: The role of experience in building attitudes. *Journal of Information Technology*, 18(4), 267-280.
45. Paunov, C., & Rollo, V. (2016). Has the Internet fostered inclusive innovation in the developing world? *World Development*, 78, 587-609.
46. Peres, W., & Hilbert, M. (2009). *La sociedad de la información en América Latina y el Caribe. Desarrollo de las tecnologías y tecnologías para el desarrollo*. Santiago de Chile: CEPAL.
47. Roller, L. H., & Waverman, L. (2001). Telecommunications infrastructure and economic development: A simultaneous approach. *American Economic Review*, 91(4), 909-923.
48. Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy* 98, 71-102.

49. Spiezia, V. (2010). Does computer use increase educational achievements? Student-level evidence from PISA. *OECD Journal Economic Studies*. Retrieved from: <http://www1.oecd.org/eco/labour/49849896.pdf>.
50. Sridhar, K. S., & Sridhar, V. (2004). *Telecommunications infrastructure and economic growth: Evidence from developing countries* (Working Papers 04/14). National Institute of Public Finance and Policy.
51. Stevenson, B. (2009). *The Internet and job search* (Working Paper 13886). NBER.
52. Strassman, P. (1999). *Information productivity: assessing information management costs of U. S. corporations* (p. 168). Connecticut: The Information Economics Press.
53. Waverman, L., Meschi, M., & Fuss, M. (2005). *The impact of telecoms on economic growth in developing countries* (The Vodafone Policy Paper Series 2). Berkshire: Vodafone.

ARTÍCULO

EL AHORRO Y LA INVERSIÓN CORPORATIVOS EN AMÉRICA LATINA. UNA INDAGACIÓN A NIVEL FIRMA

Rodrigo Pérez Artica
Fernando Delbianco
Leandro Brufman

Pérez Artica, R., Delbianco, F., & Brufman, F. (2017). El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación a nivel firma. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 571-600.

Realizamos un examen a nivel firma de la inversión y, en especial, el resultado financiero neto del sector privado no financiero de la región. Documentamos un superávit financiero neto típico de períodos de crisis y mayoritariamente en ascenso en los últimos años. A partir de un análisis de estadística descriptiva delineamos las características más sobresalientes de este superávit y ofrecemos una primera explicación sobre la base de factores macro, microeconómicos y financieros, que es testeada con un modelo multinivel.

R. Pérez Artica

Doctor en Economía, docente-investigador. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS-UNS/Conicet), Argentina. Correo electrónico: rodrigo.perezartica@uns.edu.ar.

F. Delbianco

Doctor en Economía, docente-investigador. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS-UNS/Conicet), Argentina. Correo electrónico: fdelbianco@uns.edu.ar.

L. Brufman

Licenciado en Economía. Correo electrónico: lbrufman@gmail.com.

Sugerencia de citación: Pérez Artica, R., Delbianco, F., & Brufman, F. (2017). El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación en la firma. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 571-600. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.54259](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.54259).

Este artículo fue recibido el 28 de diciembre de 2015, ajustado el 11 de abril de 2016 y su publicación aprobada el 20 de abril de 2016.

Palabras clave: corporaciones no financieras, formación de capital, ahorro, liquidez.

JEL: E21, E22, G3, G11.

Pérez Artica, R., Delbianco, F., & Brufman, F. (2017). Saving and investment in Latin America. A firm-level exploration. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 571-600.

The literature shows a relatively weak performance of private investment in Latin America over the last decade. As a corollary, foreign assets formation remained at high levels throughout the same years. In this work, we begin an inquiry into the causes by undertaking a firm-level examination of the investment and, in particular, the net financial position of the private non-financial sector in the region. We document and explain the causes of a surplus financial position that is typical of periods of economic crisis, and which has mostly risen over recent years.

Keywords: Non-financial corporations, capital formation, saving, liquidity.

JEL: E21, E22, G3, G11.

Pérez Artica, R., Delbianco, F., & Brufman, F. (2017). L'épargne et l'investissement corporatifs en Amérique latine. Une investigation au niveau de la firme. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 571-600.

Nous procédons à un examen de l'investissement au niveau de la firme et, en particulier, du résultat financier net du secteur privé non financier de la région. Nous documentons un excédent financier net typique de périodes de crise et majoritairement en hausse ces dernières années. A partir d'une analyse de statistique descriptive, nous délinéons les caractéristiques les plus visibles de cet excédent et nous proposons une première explication sur la base de facteurs macro et microéconomiques, et financiers, qui est testée | avec un modèle multiniveau.

Mots-clés : corporations non financières, formation de capital, épargne, liquidités.

JEL : E21, E22, G3, G11.

Pérez Artica, R., Delbianco, F., & Brufman, F. (2017). A poupança e o investimento corporativos na América Latina. Uma indagação a nível firma. *Cuadernos de Economía*, 36(71), 571-600.

Fizemos um exame a nível firma do investimento e, particularmente, o resultado financeiro líquido do setor privado não financeiro da região. Documentamos um superávit financeiro líquido, típico de períodos de crise e majoritariamente em ascensão nos últimos anos. A partir de uma análise de estatística descritiva, delinhamos as características mais destacadas deste superávit e oferecemos uma primeira explicação com base em fatores macro, microeconômicos e financeiros, que é testada com um modelo multinível.

Palavras-chave: Corporações não financeiras, formação de capital, poupança, liquidez.

JEL: E21, E22, G3, G11.

INTRODUCCIÓN

Nuestro principal interés en este trabajo es la evolución del ahorro y la inversión corporativos en América Latina en los años posteriores a 2003. Desde entonces, las economías latinoamericanas mostraron un crecimiento acelerado, en particular impulsado por las auspiciosas condiciones internacionales en materia de volumen de comercio, precios de exportación e ingreso de capitales (Cepal, 2014; Fondo Monetario Internacional [FMI], 2014).

El singular dinamismo de la etapa en cuestión justifica preguntarse por el grado en que dicho contexto fue capitalizado por los países de la región para apuntalar las perspectivas de crecimiento en el largo plazo. Puntualmente, ¿cuántos recursos fueron orientados a la formación de capital y ampliación de la capacidad productiva? Tal pregunta adquiere más importancia hoy en la medida que, terminado el ciclo internacional favorable, se busca sostener la expansión económica en la región. En ese marco, el apuntalamiento de la inversión y la productividad son ejes que atraen una atención prioritaria (Cepal, 2014).

En efecto, dicho marco propició una expansión de las tasas de inversión privada, aunque en muchos países este aumento resultó ciertamente débil a la luz de varios indicadores: a) el dinamismo de la inversión en otras regiones periféricas (como el sudeste asiático), b) las mejoras en factores teóricamente determinantes de la inversión, como las ventas y la rentabilidad, las mejoras de las condiciones externas y c) el crecimiento del ahorro doméstico privado. Este último, en particular, creció a un ritmo superior al de la inversión originando una caída de la participación del ahorro externo en el financiamiento de la acumulación de capital¹ (FMI, 2015; Manuelito y Jiménez, 2015).

En consonancia con el deterioro económico generalizado en la región en 2011, la trayectoria de la inversión privada desde entonces ha sido declinante, tornándose como la principal causante de revisiones a la baja en las expectativas de crecimiento macroeconómico (FMI, 2015).

Por cierto, la literatura ha documentado en general una tendencia contractiva de las tasas de inversión a precios constantes en la región desde 1980, que ocurrió pese a la caída sostenida del precio relativo de los bienes de capital en dicho periodo de largo plazo (Manuelito y Jiménez, 2015). La última década, entonces, no parece ofrecer una novedad en el tema del desempeño de la inversión agregada en la región, aunque acaso sí volvió más difícil su comprensión: la debilidad de la inversión se mantuvo pese a la sustancial mejora experimentada por varios de los factores que teóricamente la impulsan.

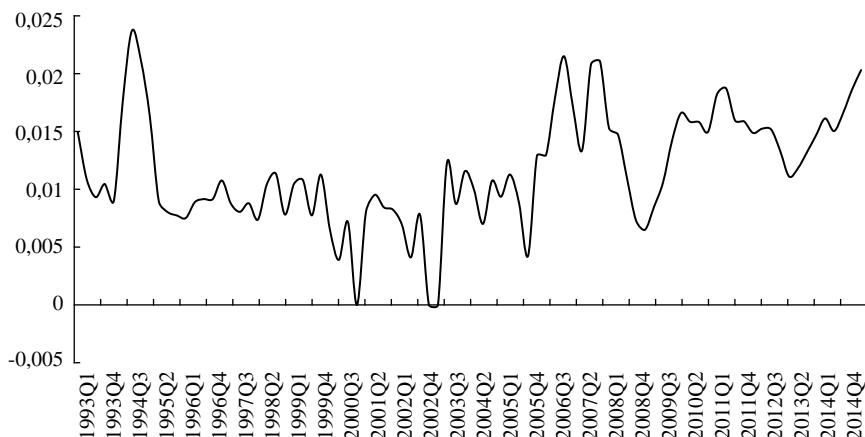
Así pues, la formación de activos externos (FAE) de residentes en la región, medida a través de los flujos de adquisición de activos de portafolio, salida de inversión

¹ La superioridad del ahorro bruto privado por sobre la inversión privada a lo largo de la década se corroboró en Argentina y Brasil. Pero no así en Chile, México y Perú, puesto que allí las estadísticas oficiales no permiten identificar el ahorro privado.

extranjera directa y otras inversiones en el extranjero, mostró un gran dinamismo. Si consideramos un promedio simple del ratio de formación de activos externos al producto interno bruto (PBI) en dólares de cinco países (Argentina, Brasil, Chile, México y Perú), exhibido en la Gráfica 1, se advierte que la tasa de salida de capitales desde los países de la región pasó de 0,5% del PBI por trimestre en 2002, al 2% por trimestre a fines de 2007. La crisis internacional interrumpió brevemente la FAE pero desde finales del 2009 se estabilizó en valores superiores al 1,5% para volver a incrementarse hacia fines de 2014 al 2% trimestral.

Gráfica 1.

Formación de activos externos en América Latina



Fuente: IFS-Fondo Monetario Internacional.

En este trabajo pretendemos involucrarnos en el estudio de estos dos últimos fenómenos: la “debilidad relativa” de la inversión privada y la fuga de ahorros domésticos bajo la modalidad de formación de activos en el exterior, desde una perspectiva microeconómica en las firmas. Más concretamente, nos proponemos:

- 1) Conocer la evolución del ahorro y la inversión corporativos en un conjunto de grandes firmas de cinco países de la región: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.
- 2) Identificar sus movimientos agregados en el tiempo, así como distintos patrones que surgen según el país, sector y momento del ciclo de negocios.
- 3) Explicar la evolución del resultado financiero neto (RFN).

En primer lugar, hacemos un análisis de estadística descriptiva para identificar patrones de evolución del RFN, sus posibles causas y aplicaciones. Encontramos que en una mayoría de sectores el RFN se encuentra en crecimiento desde 2011 e

incluso, para ciertos sectores puntuales, desde 2009. Por último, implementamos un modelo econométrico multinivel para evaluar distintas explicaciones sobre las causas del exceso de ahorro o tendencia al superávit del RFN y la relativa debilidad de la inversión en la región.

En el siguiente apartado presentamos la base de datos y definimos las principales variables de interés. A continuación se describe la evolución de AB, FBC y PFN por país y sector de actividad. Una discusión teórica de los posibles factores causantes de la tendencia al superávit del RFN se presenta posteriormente. Luego, se presentan los resultados económéticos y se ofrece un resumen y discusión de todos los resultados en el apartado final.

DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES DE INTERÉS

El análisis de firma es efectuado a partir de datos contables de frecuencia trimestral, para un conjunto de firmas cotizadas de capital abierto de cinco grandes países de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. Elegimos estos cinco porque conforman el conjunto de países de la región con mayor tamaño en sus mercados de capitales y mayor inserción financiera internacional². Nos centramos en el período III-2000/VI-2014. Los datos son obtenidos de la base Compustat Global, utilizando el módulo *Fundamentals Quarterly*. Excluimos de la muestra a las firmas financieras, que están comprendidas entre los códigos SIC a cuatro dígitos 6000 y 6799.

Se trata de datos de balances consolidados y comparables entre países. Todas las variables construidas y analizadas en el trabajo son ratios entre variables nominales, por lo que se eliminan los efectos de variaciones de precios y tasas de cambio. La Tabla 1 muestra la cantidad de firmas en cada uno de los países que tienen datos para nuestra principal variable de interés. Aunque la cantidad de empresas puede parecer escasa, la importancia de este grupo de firmas en la actividad económica de cada nación es muy significativa. González (2012) brinda una discusión de este punto comparando el tamaño de los activos de estas firmas con el PBI de cada país, mostrando valores que van desde el 18% hasta el 120% para los países comprendidos en nuestro trabajo. Este tipo de análisis permite afirmar que se trata en general de las firmas más grandes de cada país, que integran la cúpula de empresas con mayores volúmenes de ventas y cuyas acciones y títulos dominan las operaciones en los respectivos mercados de capitales (véanse también Manzanelli y Aspiazu, 2011).

Sobre la base de estos datos se construyen las variables que consideraremos en nuestro estudio de acuerdo con las definiciones de la Tabla 2. Nuestro principal interés se

² Esta lista de países debería incluir también a Colombia, pero lamentablemente la base de datos utilizada no provee un número aceptable de observaciones de este país.

concentra en la evolución del RFN en la muestra de firmas, aunque también resulta pertinente considerar la evolución de otras posibles aplicaciones del ahorro corporativo: la acumulación de liquidez, las adquisiciones y el desendeudamiento.

Tabla 1.

Cantidad de firmas que reportan datos de RFN por país

Argentina	56
Brasil	262
Chile	145
México	75
Perú	75
Total	613

Fuente: elaboración propia sobre la base de Compustat Global.

Tabla 2.

Construcción de variables de interés

Variable	Definición
Ahorro bruto	$\frac{[Ganancia \text{ (pérdida)} \text{ del período}_t + Depreciaciones \text{ y amortizaciones}_t]}{\text{Activo total}_t}$
Formación de capital bruta ³	$\frac{[Inversión fija_t + \Delta \text{Activo corriente neto de efectivo}_t]}{\text{Activo total}_t}$
Resultado financiero neto	Ahorro bruto - Formación de capital bruta

Fuente: elaboración propia.

EVOLUCIÓN DEL RFN EN LA FIRMA

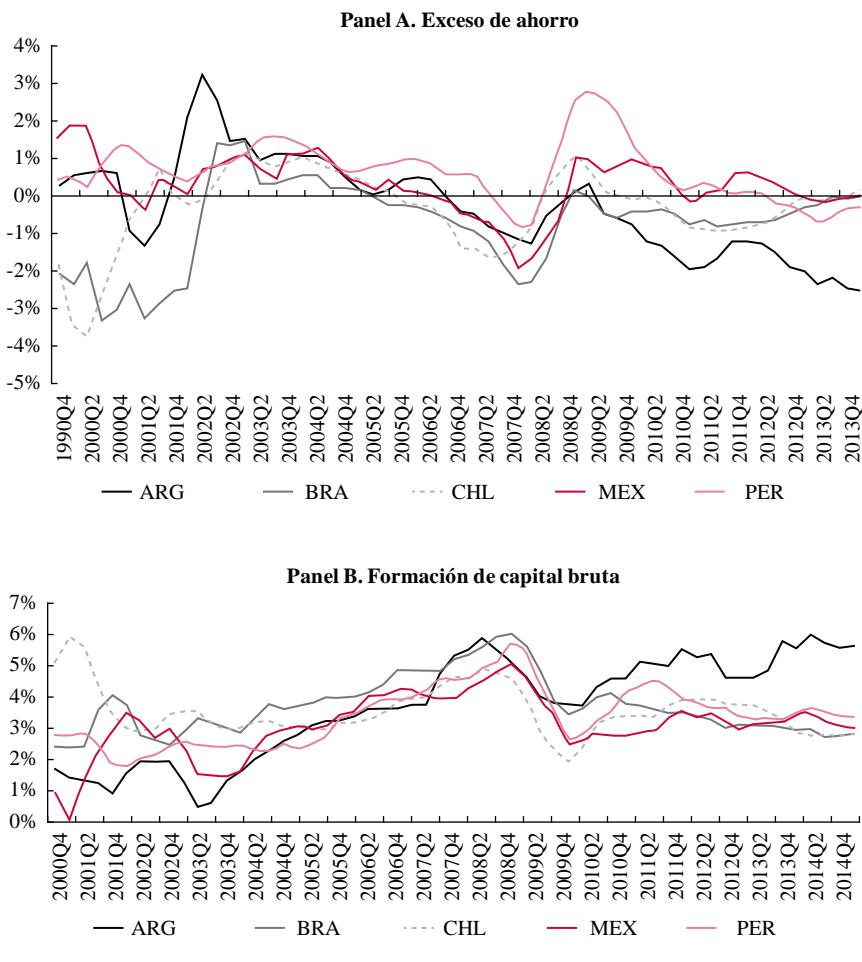
Análisis por país

El panel A de la Gráfica 2 retrata la evolución trimestral de la mediana del RFN correspondiente a cada uno de los cinco países entre los que realizamos el estudio. Allí se advierte un claro patrón cíclico en la evolución del RFN. Primero, se observa un aumento generalizado en las fases de crisis abarcadas por el período en cuestión: entre 1999 y 2003 el RFN de cada país experimentó un aumento, pero este tuvo intensidad y duración distinta según el caso; sin embargo, frente a la crisis internacional, en 2008-2009, el RFN trepó por igual en los cinco casos. Estas fases de

aumento se intercalan con períodos de descenso del RFN hasta niveles negativos, que ocurren en momentos de crecimiento del nivel de actividad económica en los respectivos países: 2003-2007 y 2010-2014.

Gráfica 2.

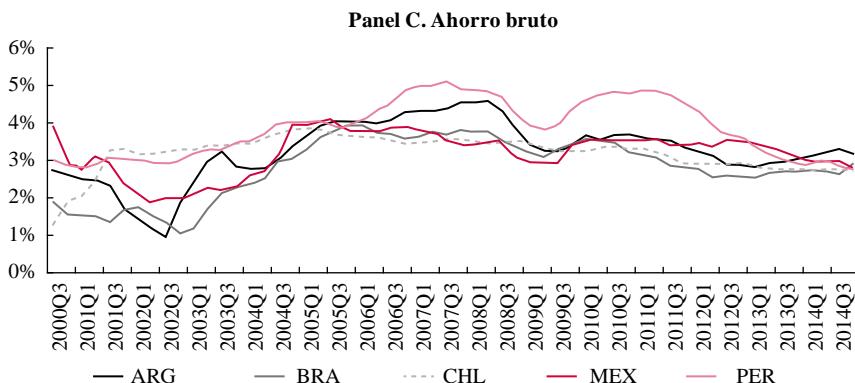
Exceso de ahorro, formación bruta de capital y ahorro bruto. Mediana por país



(Continúa)

Gráfica 2. (Continuación)

Exceso de ahorro, formación bruta de capital y ahorro bruto. Mediana por país



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

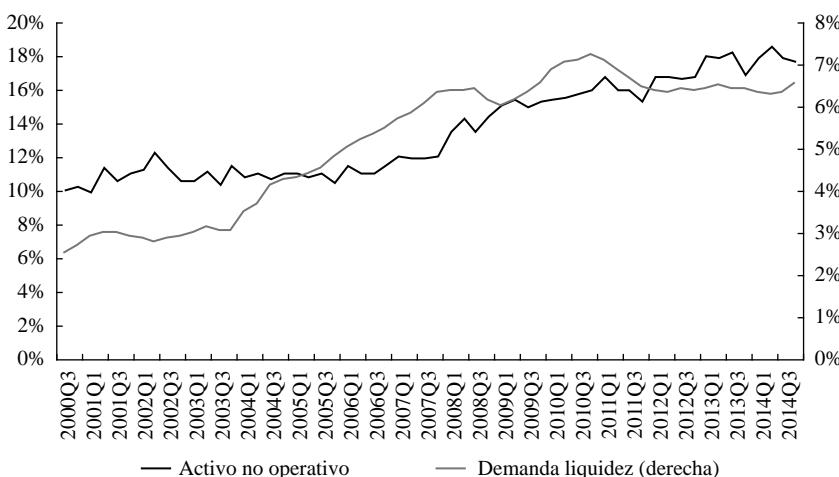
La trayectoria del RFN refleja la evolución conjunta de las dos variables que lo componen: el ahorro bruto (AB) y la formación bruta de capital (FBC). La evolución de la FBC se presenta en el panel B de la Gráfica 2. Atravesó un primer período de caídas generalizadas en 2000-2003, que variaron en duración e intensidad de país en país. Luego tuvo lugar un aumento sostenido entre mediados de 2003 y fines de 2008. Durante 2009 ocurrió una aguda caída de la FBC, pero desde comienzos de 2010 esta mostró una recuperación parcial hasta mediados de 2011. De allí en adelante, tuvo lugar un paulatino deterioro de la inversión, aunque en el caso argentino mantuvo su crecimiento.

El AB es presentado en el panel C de la Gráfica 2. Podemos encontrar allí tres grandes etapas. Una de caída generalizada en 2000-2002, otra de acelerado aumento hasta 2005 o 2008, según el caso (en Argentina y Brasil, este se multiplica por cuatro, mientras que en México se duplica) y, finalmente, una etapa de caída del AB hasta 2014.

Adicionalmente, no obstante la dinámica cíclica seguida por la FBC y el RFN, otros indicios revelan que las firmas en cuestión aplicaron sistemáticamente una porción de sus fondos invertibles a la acumulación de otros activos, diferentes de la formación de capital en su negocio central u original. En efecto, la Gráfica 4 muestra que la demanda de liquidez y los activos no operativos crecieron en forma sostenida a lo largo del período en cuestión, pasando la primera del 2,6% al 6,7% del activo total para la firma mediana de la muestra entre el inicio el final del período considerado, y los segundos del 10% al 17%.

Gráfica 3.

Activo no operativo y demanda de liquidez en la muestra



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

Patrones por sectores

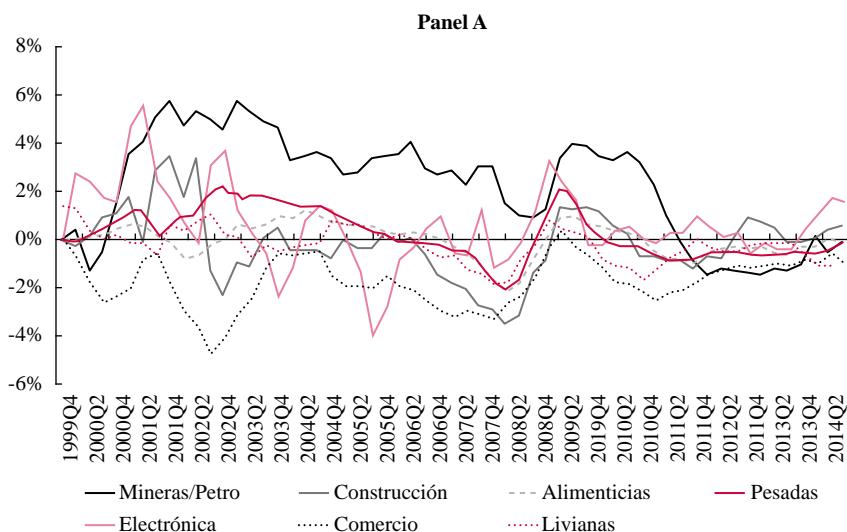
Algunos resultados interesantes surgen al descomponer la evolución del RFN y la FBC por sectores de actividad en la muestra. Si bien las firmas de la muestra se encuentran identificadas por códigos SIC y GICS de actividad económica, a los fines de realizar una exposición inteligible de los distintos patrones de evolución del RFN, dividimos a la muestra en trece sectores, a saber: agropecuario, minería y petróleo, construcción, manufactureras alimentarias, otras manufactureras livianas (textiles, muebles, etc.), metalmecánica, otras ramas manufactureras pesadas (siderurgia, petroquímica, aluminio, celulosa), electrónica y bienes de consumo durable (electrodomésticos).

Si se toma como referencia la evolución de la mediana del RFN en cada sector es posible identificar un primer grupo de sectores que se caracteriza por seguir *grossó modo* el patrón de evolución del RFN agregada por país que exhibimos en la sección anterior. Desde 2011 en adelante, a diferencia del patrón identificado en el análisis de la categoría de país, estos sectores muestran un incremento del RFN hasta fines de 2014. Este grupo contiene las firmas mineras, los servicios básicos, el comercio, la construcción y las firmas manufactureras alimenticias y de ramas de la industria pesada (papel, siderurgia, química, petroquímica, aluminio, etc.), liviana y de consumo durable (véase Gráfica 4, panel A).

Otro grupo de sectores, exhibido en el panel B de la Gráfica 4 reúne a las firmas primarias agropecuarias, de transporte y otros servicios (como hotelería, turismo, etc.) y experimenta un marcado aumento del RFN incluso desde 2008, sin la caída en 2010-2011 que caracteriza al grupo anterior.

Un tercer grupo se diferencia por mostrar una tendencia a la caída del RFN en todo el período 2003-2014. Estos sectores son servicios básicos y comunicaciones, sector que, de todos modos, siempre mostró niveles positivos de RFN, como lo indica el panel C de la Gráfica 4³.

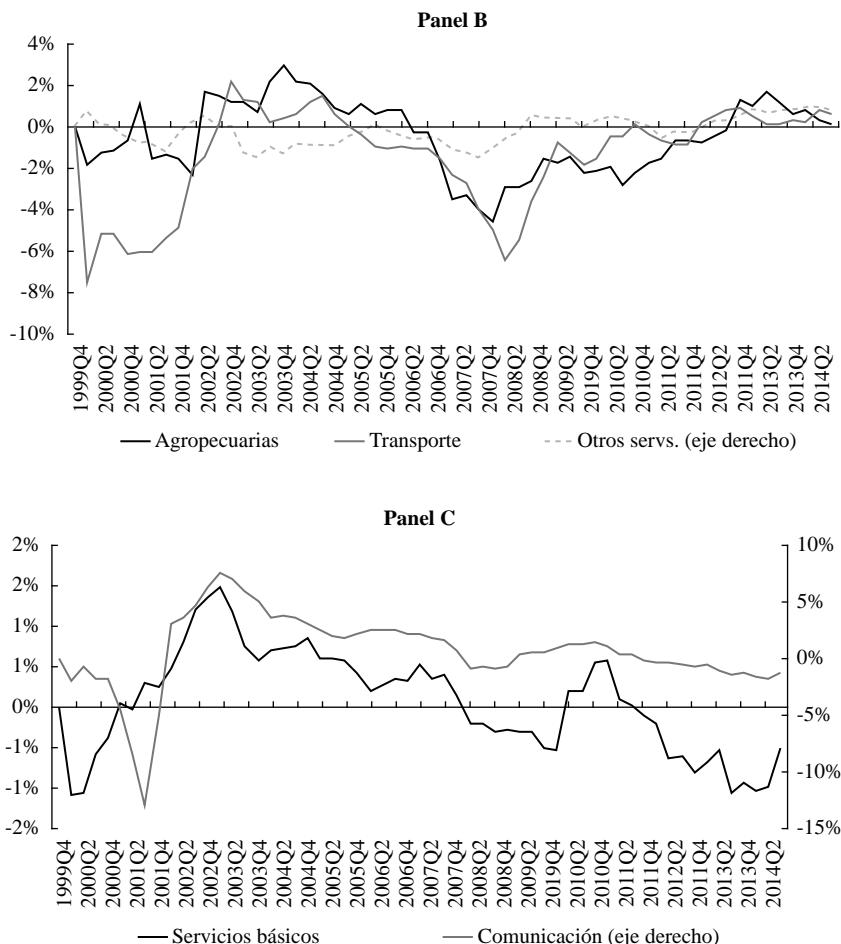
Gráfica 4.
Patrones de evolución del exceso de ahorro



³ Finalmente, las firmas metalmecánicas muestran una evolución errática difícil de relacionar con el marco macroeconómico de la región en el período, motivo por el cual no son incluidas en las gráficas.

Gráfica 4. (Continuación)

Patrones de evolución del exceso de ahorro



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

Más allá de los patrones de evolución del RFN en el tiempo, merecen destacarse ciertos sectores donde el RFN mantuvo sostenidamente niveles superavitarios, llegando incluso a acumularse en el tiempo volúmenes significativos en relación con el activo total del sector. Para cuantificar este aspecto del RFN obtenemos una medida del RFN acumulado desde el momento inicial, I-1999. Este indicador aumenta en un período dado, t , cuando el RFN de dicho período sea positivo, y disminuye en caso contrario. El resultado para los tres sectores con mayor nivel de RFN acumulado se muestra en el panel A de la Gráfica 5. Sobresale el comportamiento de la minería y el petróleo, que llegó a acumular un superávit financiero neto del 148% del AT entre 2000 y 2011. Además de este caso extremo, otros dos sectores mostraron una sustancial acumulación de superávit financiero neto en el tiempo, estos son: comunicaciones, que alcanzó el 70% en 2011; y artículos de consumo durable, que hacia el final del período se encontraba en su máximo del 40% del AT.

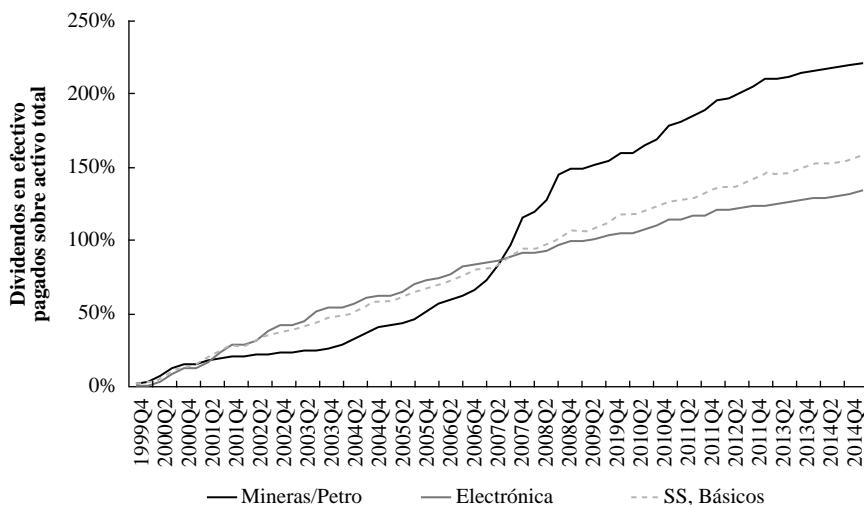
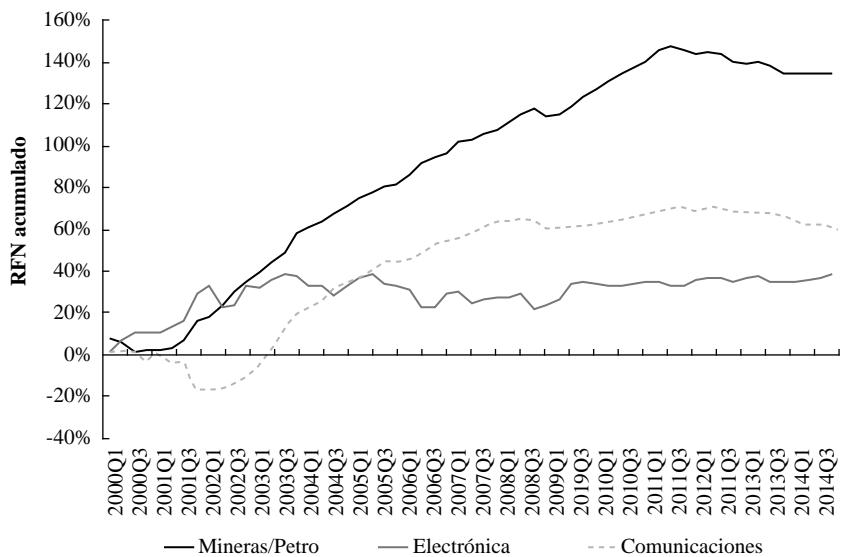
Por lo demás, la distribución de dividendos tuvo un peso sustancial entre las aplicaciones del flujo de fondos. Las firmas mineras, electrónicas y de servicios básicos mostraron la mayor inclinación a distribuir dividendos; la firma minera mediana muestra un pago por este concepto de un valor equivalente al 220% del activo total a lo largo del período 2000-2014 (véase Gráfica 5, panel B).

En suma, el análisis descriptivo del RFN muestra en general un patrón coherente con el observado en la categoría de país, con algunas diferencias:

- 1) Desde 2011 en adelante, once de los trece sectores muestran un incremento del RFN y un estancamiento o caída de la inversión.
- 2) Tuvo lugar un incremento inequívoco de la demanda de liquidez y de la participación de activos no vinculados a la actividad principal de las firmas.
- 3) Minería y petróleo, comunicaciones y electrónicas fueron los sectores donde más RFN se acumuló a lo largo del período.
- 4) Las firmas mineras y petroleras, electrónicas y de servicios fueron aquellas con mayor ratio de distribución de dividendos.
- 5) Un grupo de apenas dos sectores experimentó desde 1999 una inclinación sostenida a contraer su RFN.

Gráfica 5.

El RFN y la distribución de dividendos acumulados en el período



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

ANTECEDENTES TEÓRICOS Y CONSTRUCCIÓN DE HIPÓTESIS

¿Cuáles son los factores que según la teoría económica determinan el crecimiento del RFN entre las firmas de América Latina? No existe en la literatura una explicación teórica establecida del RFN y esta laguna teórica se registra tanto en países periféricos como en países desarrollados. En lo que sigue revisaremos los factores utilizados en los estudios recientes sobre la inversión en la región, lo que nos permite identificar las variables macroeconómicas relevantes, asociadas en particular a la FBC. Posteriormente, recogiendo argumentos teóricos disponibles en la literatura financiera, desarrollamos tres hipótesis explicativas referidas a los efectos de las restricciones en el acceso al financiamiento externo a la firma, la volatilidad operativa y el ritmo de crecimiento sobre el RFN.

El contexto macroeconómico

Quienes han abordado el estudio de la debilidad de la inversión privada en los años recientes en América Latina, muestran que ciertas variables macroeconómicas han tenido un impacto sustancial sobre ella. En efecto, Fornero, Kirchner y Yany (2014), el FMI (2015) y Magud y Sosa (2016), muestran que las favorables condiciones internacionales, tanto en comercio como en ingreso de capitales, y el crecimiento macroeconómico han repercutido positivamente sobre la inversión en el sector privado. Así, resulta de interés evaluar el modo en que han impactado estos factores macroeconómicos sobre nuestras variables de interés. Siguiendo a estos autores, esperamos que la tasa de crecimiento y los saldos de cuenta corriente y cuenta capital de la balanza de pagos, afecten positivamente la FBC. Por otro lado, nos interesa conocer el signo de la relación entre estas variables macroeconómicas y el RFN para determinar si la bonanza externa y macroeconómica experimentada por los países estudiados en el período en cuestión alentó el endeudamiento de las firmas para financiar su FBC (signo negativo) o si, al provocar también un crecimiento en la rentabilidad y el ahorro interno, tendió a producir un exceso de fondos internos sobre los gastos de inversión de las firmas (signo positivo).

Por otra parte, entre las variables macroeconómicas que tradicionalmente explican la evolución de la inversión, encontramos a la tasa de interés. Esta refleja el costo de acceder al financiamiento externo y afecta negativamente la inversión, razón por la cual esperamos que mantenga una relación negativa con la FBC.

Restricciones en el acceso a financiamiento

Existe una amplia literatura que estudia las consecuencias que las restricciones en el acceso al financiamiento bancario o al mercado de capitales tienen sobre el desempeño real y financiero de las firmas. Por ejemplo, desde el trabajo seminal de Fazzari, Hubbard y Petersen (1988) un abundante número de estudios ha

documentado que las firmas con acceso restringido al financiamiento externo ven condicionada su inversión y que esta solo puede crecer cuando aumenta la disponibilidad de fondos generados internamente.

En ese marco es lícito preguntarse si las firmas restringidas en su acceso a crédito tienen algún motivo particular para generar eventualmente un RFN mayor que sus pares no restringidas. Almeida, Campello y Weisbach (2004) procuran identificar la presencia de restricciones a partir del análisis de la demanda de efectivo. Su modelo postula que las firmas restringidas financieramente deberían atesorar sistemáticamente una porción del flujo de caja, mientras que por el contrario, las firmas no restringidas no se verían compelidas de este modo a acumular liquidez.

Por su parte, Acharya, Almeida y Campello (2007) ofrecen un nuevo avance en el estudio de la administración del flujo de caja que las firmas restringidas realizan para atenuar los efectos de las restricciones financieras. Sugieren dos formas de amortiguar tales restricciones: atesorar el flujo de caja y así aumentar la liquidez para afrontar inversiones futuras, o reducir el apalancamiento y guardar capacidad de endeudamiento para el futuro. También postulan que la elección entre una y otra estrategia depende de las necesidades de cobertura (*hedging needs*) de cada firma. Aquellas empresas cuyo flujo de caja se correlaciona positivamente con el surgimiento de oportunidades de inversión (baja necesidad de cobertura), pueden financiar las inversiones con dicho flujo y complementarlo con el financiamiento externo cuya magnitud depende del desendeudamiento consumado en períodos previos. Las firmas con baja correlación entre flujo de caja y oportunidades de inversión (alta necesidad de cobertura) preferirán utilizar el primero para acumular efectivo que pueda ser utilizado en momentos en que las oportunidades de inversión surjan y no se disponga de un flujo corriente para cubrir su financiamiento. Con todo, cualquiera que sea el caso en relación con las necesidades de cobertura, tanto la demanda de efectivo como el desendeudamiento (dos aplicaciones del ahorro corriente distintas de la formación de capital) implican que un mayor RFN tendrá lugar entre las firmas restringidas con respecto a aquellas no restringidas.

En resumen, según esta hipótesis resultaría esperable que el RFN sea mayor entre las empresas restringidas en su acceso a financiamiento, en comparación con aquellas otras empresas que, a una tasa de interés dada, disponen de un acceso fluido al financiamiento externo a la firma.

Volatilidad operativa en la firma

También abundan estudios sobre el efecto negativo de la volatilidad macroeconómica (financiera y cambiaria, en especial) sobre la inversión privada en estos países (Mogilansky, 2002; Serven, 2003). Si bien los principales modelos teóricos formulados desde 1970 no son conclusivos acerca del impacto de la volatilidad sobre

la inversión⁴, una relación negativa entre la volatilidad idiosincrática (esto es, en la firma) y la inversión, y positiva entre la volatilidad y el RFN, resulta esperable a raíz de los hallazgos realizados en la literatura sobre la inversión y la demanda de liquidez.

Varios trabajos empíricos encuentran que el crecimiento de la volatilidad de variables financieras y operativas en la firma en países desarrollados reduce la inversión de las empresas (Guiso y Parigi, 1999; Leahy y Whited, 1996; Von Kalckreuth, 2000). Más aún, se observa que ante el incremento en la volatilidad, las firmas se ven inclinadas a acumular más liquidez como un mecanismo de cobertura (Bates, Kahlen y Stulz, 2009; Baum, Caglayan, Stephan y Talavera, 2008). De modo que resultaría esperable que los aumentos en la volatilidad conduzcan a las firmas que los enfrentan a generar un mayor RFN.

Ritmo de crecimiento

Algunos aportes clásicos de las finanzas corporativas también permiten presumir que, en ciertos negocios y empresas, el crecimiento del RFN constituye un resultado de la caída del ritmo de crecimiento o dinamismo de las actividades operativas.

En efecto, en un conocido trabajo, Jensen (1986) estudia las consecuencias de un fenómeno asimilable al RFN: el flujo de caja libre, entendido como aquella parte del flujo de caja sobrante, luego de cubrir la totalidad de gastos de capital requeridos por los proyectos de inversión con valor presente positivo al alcance de la firma. Según el autor, tal flujo de caja sobrante surgía en particular en sectores con altas rentas económicas pero maduros y con escasas oportunidades de crecimiento. Algunos ejemplos citados son los sectores petrolero, siderúrgico, químico, cervecero, tabacalero y productor de papel (Jensen, 1989).

De hecho, el efecto del escaso dinamismo de los negocios sobre la inversión y el RFN es explorado en los estudios sobre operaciones de fusión y adquisición, que a su vez pueden entenderse como aplicaciones del RFN. Por ejemplo, al buscar los determinantes de adquisiciones apalancadas, Opler y Titman (1991) encuentran que las firmas que inician estas operaciones combinan bajas oportunidades de inversión en sus negocios originales, altos flujos de efectivo y una mayor inclinación a la diversificación. Arıkan y Stulz (2011), por su parte, encuentran evidencias coherentes con la idea de que las adquisiciones realizadas por firmas maduras son inducidas por el agotamiento de las oportunidades de crecimiento interno⁵.

⁴ Un resumen de estos argumentos es proporcionado por Leahy y Whited (1996). Allí se muestra que, en esencia, la relación teórica entre la volatilidad y la inversión depende de la flexibilidad con que cuenta la firma para adaptarse ante cambios imprevistos en el precio de venta, teniendo en cuenta que la irreversibilidad de la inversión realizada y la flexibilidad con que cuente la firma para adaptar sus coeficientes de trabajo/capital desempeñan un papel clave. Estas condiciones de partida se ven reflejadas en una funcional asumida para el valor del producto marginal del capital. En principio, si esta es convexa en una variable aleatoria y volátil, la inversión se verá estimulada ante incrementos en la volatilidad.

⁵ Aunque estos últimos también muestran que las operaciones de adquisición son realizadas en igual proporción por firmas jóvenes y maduras. Es decir, las firmas con ofertas públicas iniciales

En suma, se puede establecer como tercera hipótesis explicativa que la pérdida de dinamismo de ciertos negocios, la caída del crecimiento de las ventas y el debilitamiento de las oportunidades de inversión, impulsan a las firmas no solo a reducir su inversión, sino también a elevar su RFN.

Se tienen así tres hipótesis no excluyentes mutuamente acerca de los factores que ocasionan el surgimiento del superávit en el RFN en la muestra. A saber:

- 1) Este es producido por las firmas restringidas en su acceso al financiamiento externo que administran su flujo de fondos para eludir los perjuicios de dichas restricciones.
- 2) Es causado por un entorno operativo más volátil que afecta negativamente el atractivo de los proyectos de inversión de las firmas.
- 3) Es causado por un menor crecimiento y oportunidades de inversión.

Por otro lado, queda planteada una pregunta acerca del impacto de las variables macroeconómicas sobre el RFN. Aunque la literatura encuentra un efecto positivo del crecimiento macroeconómico y las condiciones favorables externas sobre la inversión (y su correlato negativo, cuando estas se deterioran), no es posible determinar teóricamente el efecto de estos factores sobre el RFN.

En lo que sigue, realizamos un análisis econométrico de los patrones de ahorro e inversión que surgen en la muestra de firmas analizada, procurando identificar el papel que desempeñan estos factores teóricamente relevantes entre segmentos de firmas con distintos niveles de RFN.

CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES EXÓGENAS Y METODOLOGÍA MULTINIVEL

En esta sección evaluamos el poder explicativo de nuestras hipótesis a la hora de comprender la evolución del RFN y la FBC durante el período posterior a 2003 en las firmas comprendidas en la muestra. A tal fin, estimamos dos modelos econométricos, cada uno de los cuales tiene como variable endógena una de las variables a explicar: RFN y FBC.

Construcción de variables

Las principales variables exógenas son aquellas vinculadas a las tres hipótesis explicativas. A continuación presentamos las variables utilizadas en nuestro estudio para evaluar las hipótesis explicativas discutidas en la sección teórica: restricciones financieras, volatilidad operativa en la firma y ritmo de crecimiento. Asimismo, discutimos el signo esperado de cada variable.

más recientes muestran una gran actividad de adquisición en los años inmediatamente posteriores, al igual que las firmas maduras.

Variables macroeconómicas. Utilizamos cuatro variables exógenas de naturaleza macroeconómica, con frecuencia trimestral, que son compartidas por las firmas de un mismo país, a saber: a) la tasa de crecimiento del producto interno bruto en dólares corrientes, para contar con una medida comparable de crecimiento en el nivel de actividad doméstica de cada país, b) el saldo de la cuenta corriente, c) el saldo de la cuenta capital de la balanza de pagos de cada país, normalizadas por el producto interno bruto en dólares corrientes y d) la tasa de interés del mercado de dinero doméstico. Todas las variables fueron obtenidas de las bases de datos International Financial Statistics y Balance of Payment Statistics, ambas del FMI.

Medida de restricciones financieras. La literatura sobre restricciones en el acceso al financiamiento utiliza una diversidad de medidas del grado de restricciones que enfrenta una firma dada (Kaplan y Zingales, 1997, índice Whited-Wu, 2006, etc.). Sin embargo, una medida sencilla y ampliamente utilizada en otros estudios es el tamaño de la firma aproximado a través del logaritmo del activo total. Se presume que las firmas pequeñas enfrentarán mayores restricciones en el financiamiento (ya sea porque son más jóvenes y riesgosas, porque tienen menos garantías que ofrecer en los contratos crediticios, etc.). De modo que, si esta hipótesis fuera cierta, resultaría esperable que exista un signo negativo entre el tamaño y el RFN.

Medida de volatilidad operativa. Las medidas de volatilidad utilizadas en las finanzas corporativas incluyen en la variabilidad de los precios de acciones y medidas de volatilidad de variables “fundamentales” (*fundamentals*) como la rentabilidad, las ventas, el flujo de caja, etc. (Irvine y Pontiff, 2008). En nuestro análisis empírico utilizamos como medida de volatilidad en la firma, el coeficiente de variación móvil del flujo de caja. En función de los argumentos teóricos planteados, esperamos que esta variable tenga un coeficiente negativo en el modelo de FBC y positivo cuando se trata de explicar el RFN.

Medidas de dinamismo. También son diversas las medidas de dinamismo y oportunidades de crecimiento usualmente utilizadas en la literatura. Se aproxima la disponibilidad de oportunidades de crecimiento o inversión por medio de la Q de Tobin (ratio entre valor de mercado y valor de libros del patrimonio neto), o mediante la tasa de crecimiento de las ventas. En nuestro caso, utilizaremos la tasa de crecimiento de las ventas, esperando encontrar una relación positiva entre esta y la FBC, y negativa con el RFN.

Además, incluimos en nuestro modelo econométrico un número de variables de control que representan las posibles aplicaciones o destinos alternativos del ahorro bruto: la acumulación de liquidez, el desendeudamiento y la acumulación de activos no operativos. La literatura financiera reseñada sugiere que estos factores pueden resultar condicionantes relevantes de la política financiera y de inversión de las firmas (Acharya *et al.*, 2007; Bates *et al.*, 2009). En la medida en que representan aplicaciones alternativas del ahorro, resultaría esperable que tanto la acumulación de liquidez como de activos no operativos reduzcan la FBC (signo

negativo) y eleven el RFN (signo positivo de los coeficientes). Asimismo, esperamos que el apalancamiento mantenga una relación negativa con el RFN, dado que una caída del endeudamiento requiere de mayor disponibilidad del RFN (signo negativo).

La Tabla 3 presenta las variables que miden estos tres conceptos en nuestro ejercicio econométrico y su construcción a partir de datos contables.

Tabla 3.

Construcción de variables de control en la firma

Variable	Definición
Endeudamiento	$\frac{\text{Pasivo Total}_t}{\text{Activo Total}_t}$
Tenencias de liquidez	$\frac{\text{Efectivo e inversiones corrientes}_t}{\text{Activo Total}_t}$
Activo no operativo	$\frac{\Delta[\text{Activo no corriente}_t - \text{Bienes de uso}_t]}{\text{Activo Total}_t}$

Fuente: elaboración propia.

En conclusión, los modelos a estimar son dos y difieren en su variable endógena:

- 1) RFN = fcn (*log. Activo Total, Crecim. Ventas, Volat. Flujo de Caja, Apalancamiento, Demanda de liquidez, Activo no operativo, Tasa crecimiento, Saldo Cuenta Corriente, Saldo Cuenta Capital, Tasa de interés, Tendencia*)
- 2) FBC = fcn (*log. Activo Total, Crecim. Ventas, Volat. Flujo de Caja, Apalancamiento, Demanda de Liquidez, Activo no Operativo, Tasa crecimiento, Saldo Cuenta Corriente, Saldo Cuenta Capital, Tasa de interés, Tendencia*)

Por último, la Tabla 4 muestra un resumen de los estadísticos descriptivos más importantes de cada variable incluida en los modelos finales a estimar. La Tabla 5, por su parte, presenta la matriz de correlaciones entre cada una de ellas.

Estrategia de estimación econométrica

Si bien nuestra base de datos tiene una estructura de panel, la distribución de las variables no será la misma en grupos de firmas pertenecientes a distintos sectores o países que, como hemos visto en los apartados previos, han incidido sobre la evolución del RFN y FBC. En consecuencia, puede resultar inapropiado estimar un modelo de panel asumiendo que los efectos aleatorios sean iguales independien-

temente del grupo al que pertenezcan⁶. En tal caso, sería conveniente utilizar una estrategia de estimación que reconozca estas características de los efectos aleatorios. Concretamente, la estimación implementada en este trabajo constituye una combinación de efectos fijos y efectos aleatorios (*multilevel linear mixed-effects*).

Tabla 4.

Resumen de estadística descriptiva de las variables incluidas en el modelo final

	N	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Media	Desvío estandar
RFN	19.953	-0,032	-0,001	0,025	-0,005	0,060
FBC	19.953	0,009	0,034	0,070	0,043	0,06
logAT	19.953	6,402	7,980	9,876	8,239	2,459
Crecim. ventas	19.651	-0,058	0,030	0,126	0,051	0,260
Volat. FNC	17.364	0,481	0,685	1,206	1,391	2,451
Apalancamiento	19.953	0,373	0,500	0,633	0,517	0,235
Liquidez	19.953	0,024	0,062	0,127	0,091	0,093
Act. no operativos	19.938	0,052	0,131	0,257	0,189	0,187
Tasa interés	18.407	0,003	0,005	0,010	0,008	0,012
Cuenta corriente	19.503	-0,024	-0,005	0,004	-0,008	0,024
Cuenta capital	19.503	0,001	0,021	0,044	0,022	0,045
Tasa crecimiento	19.281	0,019	0,043	0,064	0,040	0,035

Fuente: elaboración propia sobre la base de Compustat Global.

Una regresión multinivel tiene en cuenta que las unidades muestrales están anidadas dentro de unidades más amplias y que no existe independencia de las observaciones dentro de cada grupo. Dada esta estructura de los datos, la estimación multinivel arroja estimadores más eficientes de los coeficientes de regresión y provee información más confiable a la hora de realizar test de hipótesis, en comparación con los modelos tradicionales (Hox, 2010; McCulloch, Searle y Neuhaus, 2008).

En términos matriciales:

$$y = X\beta + Zu + \varepsilon \quad (1)$$

En esta ecuación y es un vector $n \times 1$, X es una matriz de $n \times p$ que interactúa con los efectos fijos β , Z es la matriz $n \times q$ para los efectos aleatorios u . Finalmente,

⁶ No realizamos una estimación de panel dinámico, ya sea a través de los estimadores como Arellano-Bond, ni tampoco a través de Blundell-Bond. En estos casos, el test de Sargan nos sugiere que los instrumentos resultan débiles. El motivo de tal debilidad bien puede residir en los rezagos para actuar como instrumentos o en contar con un panel no balanceado, lo que dificulta la instrumentación.

Tabla 5.
Matriz de correlaciones entre las principales variables

	RFN	FBC	logAT	Crecim. ventas	Volat. FNC	Apalancamiento	Liquidez	Act. no operativos	Tasa interés	Cuenta corriente	Cuenta capital	Tasa crecimiento
RFN	1,000											
FBC	-0,798	1,000										
logAT	-0,025	0,019	1,000									
Crecim. ventas	-0,139	0,216	-0,018	1,000								
Volat. FNC	-0,040	-0,039	-0,085	0,012	1,000							
Apalancamiento	-0,136	-0,008	-0,014	0,003	0,072	1,000						
Liquidez	0,085	0,015	-0,035	0,019	-0,042	-0,112	1,000					
Act. no operativos	0,067	-0,113	0,139	0,008	-0,047	0,072	0,027	1,000				
Tasa interés	-0,064	-0,026	-0,162	0,023	0,058	0,436	-0,010	0,058	1,000			
Cuenta corriente	0,020	0,013	0,116	0,030	-0,016	-0,103	-0,100	-0,163	-0,045	1,000		
Cuenta capital	0,024	-0,002	-0,118	0,007	0,016	0,024	0,074	0,067	-0,003	-0,589	1,000	
Tasa crecimiento	-0,032	0,122	-0,113	0,036	-0,013	-0,079	-0,019	-0,135	-0,085	0,115	0,132	1,000

Fuente: elaboración propia sobre la base de Compustat Global.

ε es un vector $n \times 1$ de errores normales con media cero y varianza $\sigma_\varepsilon^2 R$. De esta manera, $X\beta$ resulta igual que un modelo de mínimos cuadrados. Para la parte aleatoria, se supone la siguiente estructura:

$$Var \begin{bmatrix} u \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 R \end{bmatrix} \quad (2)$$

La clave de la estimación reside en calcular los componentes de la varianza G . El método más utilizado es el de máxima verosimilitud. Otra manera de expresar la ecuación (1), consiste en considerar que el vector y está conformado por una serie de M grupos de observaciones, notados con un subíndice j , con $j = 1, \dots, M$:

$$y_j = X_j \beta + Z_j u_j + \epsilon_j \quad (3)$$

Quedando integrada la parte aleatoria de la siguiente manera:

$$Z = \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Z_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & Z_M \end{bmatrix}; u = \begin{bmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_M \end{bmatrix}; G = I_M \otimes \Sigma; R = I_M \otimes \Lambda \quad (4)$$

En este sentido, puede considerarse la posibilidad de que exista más de un nivel de grupos de observaciones, donde los grupos de un nivel se encuentren anidados en grupos superiores (sectores económicos que se encuentran anidados en cada país). Así, por ejemplo, si se extiende a dos los niveles de *clusters*, se crea un modelo en tres niveles, que formalmente queda definido como:

$$y_{jk} = X_{jk} \beta + Z_{jk}^{(3)} u_k^{(3)} + Z_{jk}^{(2)} u_{jk}^{(2)} + \epsilon_{jk} \quad (5)$$

La lógica es la siguiente: las observaciones $i = 1, \dots, n_{jk}$ de las firmas están anidadas en los k grupos del segundo nivel (en nuestro caso, sectores de actividad económica) $j = 1, \dots, M_k$, donde $k = 13$, los que a su vez están anidados dentro de los M grupos de tercer nivel (países) $k = 1, \dots, M$, siendo en nuestro caso $M = 5$. Los supra índices (2) y (3) hacen referencia a los grupos de segundo y tercer nivel respectivamente. Se asume que $u_k^{(3)}, u_{jk}^{(2)}$ y ϵ_{jk} son independientes, con las siguientes distribuciones normales:

$$u_k^{(3)} \sim N(0, \Sigma_3); u_k^{(2)} \sim N(0, \Sigma_2); \epsilon_{jk} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

Para la estimación del modelo recurrimos al paquete xtmixed, disponible en el software Stata 13.

RESULTADOS

La Tabla 6 muestra los estadísticos de contraste utilizados para comparar seis versiones del modelo estimadas sucesivamente. El primer paso, exhibido en la primera columna de la tabla, consistió en estimar un modelo nulo del *mixed-effects* y testearlo contra un modelo lineal conformado por las mismas variables, por medio de un test de restricciones (LR-test). El resultado del test confirma la existencia de una estructura de varianzas y covarianzas multinivel, considerando dos niveles por encima de la firma, el sector y el país. De esta forma, se confirma que es inconveniente utilizar una estrategia de estimación con técnicas de panel, puesto que se verían afectadas las propiedades de los estimadores.

Tabla 6.

Contraste de modelos

ES		-2	-3	-4	-5	-6
Espec.	CONS	CONS	CONS	CONS	CONS	CONS
		MA	MA	MA	MA	MA
			VE(FIC)	VE(FIC)	VE(FIC)	VE(FIC)
				VE(id1)	VE(id1)	VE(id2)
						Tendencia
AIC	-47740.28	-47945.13	-47955.87	-48522.56	-48659.2	-48698.71
BIC	-47640.4	-47829.88	-47825.25	-48376.58	-48482.48	-48498.95
P-value	0,000	0,000	0,0006	0,000	0,000	0,036
chi2	1430	208.85	14.74	570.7	715.33	4.4
CF		-2	-3	-4	-5	-6
Espec.	CONS	CONS	CONS	CONS	CONS	CONS
		MA	MA	MA	MA	MA
			VE(FIC)	VE(FIC)	VE(FIC)	VE(FIC)
				VE(id1)	VE(id2)	VE(id2)
						Tendencia
AIC	-67100.88	-68901.71	-69263.18	-69522.26	-69556.65	-50183.9
BIC	-67000.46	-68785.84	-69131.86	-69375.49	-69386.7	-50006.46
P-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,1934
chi2	4638.85	1804	365.47	263.08	303.47	1.69

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

Posteriormente, se estimaron otros modelos agregando en forma sucesiva bloques de variables a la especificación del modelado de la varianza, y testeando cada versión contra el modelo anterior, hasta alcanzar la especificación final, que es la que se muestra por último en la Tabla 7 (los coeficientes resultantes en los modelos intermedios no se presentan en el documento pero pueden ser solicitados a los autores).

En esta versión final, el RFN y la FBC son regresados respecto a las variables explicativas detalladas arriba. Los efectos aleatorios en la categoría país se modelan en función de las variables macroeconómicas y la heterocedasticidad en la firma se modela utilizando todas las variables explicativas correspondientes a dicho nivel. Se incluyó, por último, un término de media móvil del error con dos rezagos para capturar la inercia del error.

El análisis de los resultados econométricos puede resumirse en los siguientes cuatro puntos.

Primero, el efecto de las variables macroeconómicas sobre la FBC y el RFN resulta de gran interés. Por un lado, el crecimiento económico parece tener un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la acumulación de capital y reducir el RFN, como resulta esperable según los estudios de Fornero *et al.* (2014) y Magud y Sosa (2016). Pero un resultado más interesante surge en relación con el efecto de la balanza de pagos sobre el RFN de las firmas: el saldo de ambas cuentas de la balanza de pagos no parece agregar un estímulo adicional sobre la acumulación de capital, puesto que los coeficientes de la cuenta corriente y de capital no son estadísticamente significativos. Sin embargo, sí son positivos y significativos los coeficientes de ambas cuentas de la balanza de pagos en el modelo de RFN. Esto es, los saldos crecientes de ambas cuentas provocan un crecimiento del RFN. Así, estos resultados permiten sugerir que aunque la bonanza internacional, al incrementar la actividad económica, alentó la inversión, también se tradujo en un poderoso aumento del fondeo propio que excedió al requerido para financiar la formación de capital de las firmas beneficiadas. En efecto, estos resultados son consistentes con los que presentamos en el apartado descriptivo: los sectores relativamente más favorecidos por el ciclo internacional de alzas de precios (minería y petróleo) y otros especialmente beneficiados por el dinamismo de los mercados domésticos (consumo durable, por ejemplo) se encontraron entre los que más RFN acumularon.

Segundo, el tamaño y el dinamismo de las ventas muestran resultados estadísticamente significativos, y son los esperables de acuerdo con los argumentos que hemos discutido: las firmas más pequeñas (con mayores restricciones en su acceso a financiamiento externo) y de menor nivel de crecimiento de las ventas son aquellas con menor inversión. En ambos casos se trata de coeficientes estadísticamente significativos. Estos resultados son coherentes con otros trabajos que muestran el efecto de las restricciones financieras y la caída del dinamismo sobre la inversión (Almeida *et al.*, 2004; Fazzari *et al.*, 1988). Sin embargo, nuestro examen permite vislumbrar un aspecto no abordado directamente por estos autores: el impacto de

estas variables sobre el RFN. La Tabla 7 muestra que las restricciones financieras y el dinamismo tuvieron el impacto esperado sobre el RFN, puesto que las firmas con más restricciones (más pequeñas) y las menos dinámicas (menor ritmo de crecimiento de ventas), tuvieron un RFN mayor.

En tercer lugar, tanto la tasa de interés como la volatilidad operativa afectan en forma negativa la FBC, tal como resultaba esperable teóricamente y ha sido documentado en la literatura examinada en la sección teórica. Sin embargo, no mantienen una relación estadísticamente significativa con el RFN. Esto parece indicar que la volatilidad del entorno operativo (a nivel firma o idiosincrático) no ha producido un efecto sustancial sobre el nivel del RFN, llevándonos a rechazar esta hipótesis para el conjunto de firmas que conforman nuestra muestra.

Tabla 7.
Modelo multinivel final

<i>No. de grupos</i>	<i>Observaciones por grupo</i>			
	<i>Variable de agrupación</i>	<i>Mín.</i>	<i>Promedio</i>	<i>Máx.</i>
País	5	8	2.674,7	5.104
Sector	62	4	258,8	1.204
Firma	661	1	24,3	52

	Rdo. financiero neto			Formación de capital	
Variables exógenas	<i>Coef.</i>	<i>Desv. Est.</i>		<i>Coef.</i>	<i>Desv. Est.</i>
Tiempo	-0,0000887*	0,000524		0,000485	0,000485
Log. activo total	-0,015711***	0,004778		0,02365***	0,004636
Crecim. Vtas.	-0,415184***	0,034443		0,668855***	0,036429
Volat. flujo de caja	-0,0012	0,002025		-0,003811**	0,001787
Apalancamiento	-0,399152***	0,042102		0,008977	0,039001
Demanda de liquidez	0,112189***	0,102138		-0,826135***	0,084608
Activos no operativos	0,532676***	0,050541		-0,68939***	0,044352
Tasa de interés	0,43862	0,515761		-0,1501729***	0,478746
Sdo. cuenta corriente	0,4693496**	0,223791		-0,489667	0,988983
Sdo. cuenta capital	0,1065816***	0,34586		-0,229504	0,874901
Tasa de crecimiento	-0,1285559***	0,254014		0,1988066***	0,335673
Constante	0,224608***	0,07347		0,371424***	0,081034
Parámetros de efectos aleatorios					
País: independiente	Estimador	Desv. Est.		Estimador	Desv. Est.
var(Sdo. cuenta cte.)	0,2241357	0,2371508		0,322475	0,279258
var(Sdo. cuenta cap.)	0,034061	0,03241		0,332617	0,268396
var(tasa de crecim.)	0,021049	0,019655		0,046347	0,036511
var(constante)	0,00094	0,000687		0,001588	0,001152

(Continúa)

Tabla 7. (Continuación)

Modelo multinivel final

<i>Sector: identidad</i>				
var(constante)	0,000786	0,000317		0,002326 0,000709
<i>Firma: independiente</i>				
var(log. activo total)	3,78e-15	5,81e-15	1,67e-13	3,15e-11
var(crecim. vtas.)	0,035575	0,004106	0,044303	0,004666
var(volat. flujo de caja)	9,29e-07	8,28e-07	2,29e-22	4,27e-22
var(apalancamiento)	0,006946	0,001568	0,005253	0,001508
var(demanda liquidez)	0,124759	0,023197	0,044685	0,014158
var(activos no operativos)	0,009537	0,003674	0,002382	0,001969
var(constante)	0,001459	0,0005	0,002496	0,000453
Residual: MA(2)				
theta1	0,1357411	0,104291	0,102854	0,897904
theta2	0,09485	0,08747	0,083175	-0,3903
var(e)	0,025212	0,000329	0,000304	0,023496
LR test vs. regresión lineal: chi2(14) = 2117,80 Prob > chi2 = 0,0000			LR test vs. regresión lineal: chi2(14) = 2471,97 Prob > chi2 = 0,0000	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos contables provistos por Compustat Global.

Por último, los coeficientes de la demanda de liquidez, apalancamiento y peso del activo no operativo son estadísticamente significativos y muestran los signos esperados: el RFN es utilizado para acumular liquidez, incrementar el peso de activos no vinculados a la actividad operativa principal (signo positivo, en ambos casos) y desendeudar a la firma (signo negativo). El coeficiente de la demanda de liquidez es, en relación con los dos destinos restantes, muy elevado. Ello sugiere que los fondos propios no aplicados a la expansión del capital fijo se destinan prioritariamente a la acumulación de liquidez. Este es otro resultado consistente con la descripción estadística presentada en la tercera sección, donde advertimos que la liquidez es la aplicación alternativa del RFN que aumentó más en términos proporcionales.

RESUMEN Y DISCUSIÓN

Algunos estudios han dirigido su atención a la inversión privada en América Latina durante la última década, atraídos en particular por su bajo nivel en relación con factores que deberían conferirle un mayor dinamismo, al menos durante el período que se extiende hasta el estallido de la crisis financiera internacional, de acelerado crecimiento y donde otros países emergentes mostraron un mejor desempeño en

la formación de capital. En contrapartida, la formación de activos externos, una expresión de los fondos que no son aplicados a la formación de capital doméstica por parte de las firmas, ha tendido a crecer durante el mismo lapso.

Frente al nuevo contexto internacional, de deterioro del sector externo, demanda mundial deprimida e ingresos de capital inestables, la formación de activos externos se convierte en un factor crítico de empeoramiento para la balanza de pagos en la región.

Nuestro trabajo brinda un primer panorama del mapa del ahorro y la inversión en la firma en la región. En particular, nos detenemos en la dinámica que han seguido la formación de capital y el resultado financiero neto de las firmas en el tiempo, una medida que da cuenta de la disponibilidad de ahorros internos de las firmas, disponibles para el atesoramiento y la formación de activos externos, luego de cubrir los gastos de capital.

Documentamos la evolución de estas variables para una firma representativa en cada uno de los cinco países estudiados. Como resulta esperable, se observa que los incrementos del RFN ocurren mayoritariamente durante los períodos de recepción en la actividad económica, durante los cuales la inversión se contrae. Sin embargo, es importante resaltar que este RFN alcanza hoy valores positivos y se encuentra en crecimiento en una parte importante de las firmas analizadas. En especial, desde 2011 el RFN creció y la inversión se estancó o entró en una franca declinación en once de trece grandes sectores de actividad económica.

Más aún, al igual que ocurre en otras regiones de la economía mundial, se percibe un crecimiento de la demanda de activos líquidos y de los activos no operativos como proporción del total del activo. Mientras tanto, incluso a pesar de las generosas condiciones que el mercado de bonos corporativos proporcionó, no se percibió en general una tendencia al endeudamiento para financiar proyectos de inversión.

Las firmas del sector de minería y petróleo, que fueron las más beneficiadas por el ciclo de alza de precios internacionales y el acceso a financiamiento externo, resultaron también aquellas que mayores montos de RFN y distribución de dividendos acumularon. Le siguieron otras ramas de actividad, beneficiadas por el crecimiento de los mercados internos como las electrónicas o productoras de bienes de consumo durable y las firmas de comunicaciones y servicios básicos.

Entre los argumentos teóricos que permiten entender la evolución del RFN, discutimos cuatro grandes temas. En primer lugar, los efectos del contexto macroeconómico y el sector externo en particular que, según muestran algunos trabajos recientes, han estimulado la inversión privada en la última década. Segundo, las restricciones en el acceso al financiamiento que experimentan ciertas firmas, limitando su inversión y llevándolas a incrementar su RFN. Tercero, el efecto de la volatilidad operativa que reduce el atractivo de la formación de capital y estimula la demanda precautoria de liquidez, elevando el RFN. Cuarto, la pérdida de dinamismo de ciertos negocios, que lleva a dichas firmas a invertir menos y a aumentar su RFN.

El análisis econométrico con un modelo multinivel permite evaluar estas hipótesis y lograr resultados novedosos y poco discutidos en la literatura.

Primero, las firmas con mayores restricciones en su acceso al financiamiento externo y menor dinamismo o crecimiento, tienen una menor inversión y un RFN mayor, tal como postulamos en nuestra discusión teórica.

Segundo, si bien la volatilidad operativa tiende a reducir la inversión de las firmas, no se verifica un impacto positivo sobre la demanda de liquidez, lo que nos impide convalidar nuestra hipótesis acerca el efecto de la volatilidad sobre el RFN.

Tercero, aunque el auspicioso contexto macroeconómico favoreció el crecimiento de la inversión de las firmas, nuestros resultados indican que también tuvo un impacto positivo sobre el RFN. Esto puede sugerir que la bonanza internacional se tradujo al mismo tiempo en un poderoso aumento del fondeo propio que excedió al requerido para financiar la formación de capital de las firmas beneficiadas.

Este último resultado adquiere más sentido cuando se considera que los sectores más beneficiados por el contexto macroeconómico, tanto por la bonanza internacional como por el crecimiento de los mercados internos, fueron asimismo los sectores que más RFN generaron.

Consideradas conjuntamente, estas evidencias plantean la existencia de inconvenientes más o menos serios a la hora de capitalizar los beneficios del favorable marco económico internacional que se extendió desde 2003. Estos beneficios no se tradujeron por completo en un incremento de la capacidad e infraestructura productiva sino que, como hemos visto, produjeron ahorros excedentes que en esos sectores fueron destinados a acumular liquidez, incrementar el flujo de dividendos distribuidos por las firmas, etc.

REFERENCIAS

1. Acharya, V., Almeida, H., & Campello, M. (2007). Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16, 515-554.
2. Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
3. Arikan, A., & Stulz, R. (2011). *Corporate acquisitions, diversification, and the firm's lifecycle* (WP 2011-03-018). Fisher College of Business.
4. Bates, T., Kahle, K., & Stulz, R. (2009). Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985-2021.
5. Baum, C., Caglayan, M., Stephan, A., & Talavera, O. (2008). Uncertainty determinants of corporate liquidity. *Economic Modelling*, 25, 833-849.
6. Cepal. (2014). *Informe económico de América Latina y el Caribe, 2014*. Santiago: Naciones Unidas.

7. Fazzari, S., Hubbard, G., & Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 141-195.
8. Fondo Monetario Internacional (FMI). (2014). Despues del boom: precios de las materias primas y crecimiento económico en América Latina y el Caribe. *Perspectivas Económicas Regionales*, Washington, 55-64.
9. Fondo Monetario Internacional (FMI). (2015). La caída de los precios de las materias primas: consecuencias para las cuentas fiscales y externas de América Latina. *Perspectivas Económicas Regionales*, Washington, 47-58.
10. Fornero, J., Kirchner, M., & Yany, A. (2014). *Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies* (Central Bank of Chile Working Paper). Santiago: Banco Central de Chile.
11. González, M. (2012). *Non-financial firms in Latin America. A source of vulnerability?* (Working Paper Series WP/12/279). IMF.
12. Guiso, L., & Parigi, G. (1999). Investment and demand uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 114, 185-227.
13. Hox, J. (2010). *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publicaties.
14. Irvine, P., & Pontiff, J. (2008). Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition. *Review of Financial Studies*, 22, 1149-1177.
15. Izenman, A. (2008). *Modern multivariate statistical techniques*. Filadelfia: Springer.
16. Jensen, M. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
17. Jensen, M. (1989). The eclipse of public corporation. *Harvard Business Review*, 5, 61-74.
18. Kaplan, S., & Zingales, L. (1997). Do financing constraints explain why investment is correlated with cash flow. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215.
19. Leahy, J., & Whited, T. (1996). The effects of uncertainty on investment: Some stylized facts. *Journal of Money Credit and Banking*, 28, 64-83.
20. Magud, N., & Sosa, S. (2016). *Investment in emerging markets: We are not in Kansas anymore... Or are we?* (IMF Working Paper). Washington: Fondo Monetario Internacional. En prensa.
21. Manuelito, S., & Jiménez, L. (2015). Rasgos estilizados de la relación entre inversión y crecimiento en América Latina, 1980-2012. *Revista de la Cepal*, 115, 7-25.
22. Manzanelli, P., & Aspiazu, D. (2011). Reinversión de utilidades y formación de capital en un grupo selecto de grandes firmas (1998-2009). *Realidad Económica*, 257, 56-81.
23. McCulloch, C. E., Searle, S. R., & Neuhaus, J. M. (2008). *Generalized, linear, and mixed models* (2nd ed.). Hoboken, NJ: Wiley.

24. Moguilansky, G. (2002). Inversión y volatilidad financiera en América Latina. *Revista de la Cepal*, 77, 47-65.
25. Opler, T., & Titman, S. (1991). The determinants of leveraged buyout activity: Free cash flow vs. financial distress costs. *The Journal of Finance*, 48(5), 1985-1999.
26. Serven, L. (2003). Real-exchange-rate uncertainty and private investment in LDCS. *Review of Economics and Statistics*, 85(1), 212-218.
27. Von Kalckreuth, U. (2000). *Exploring the role of uncertainty for corporate investment decisions in Germany* (Discussion Paper 5/00). Deutsche Bank.
28. Whited, T., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *The Review of Financial Economics*, 19(2), 531-559.

RESEÑA

LA RIQUEZA. HISTORIA DE UNA IDEA, DE ADOLFO RODRÍGUEZ HERRERA. MADRID: MAIA EDICIONES, 2015.

Esteban Cruz Hidalgo

En este libro se aborda el desarrollo histórico del que ha sido objeto la idea de la riqueza y su medición a través de las reflexiones de cinco autores escogidos en torno al valor de uso y el valor de cambio, las cuales responden a las nociones de utilidad e intercambiabilidad, respectivamente. Estas dos dimensiones, tomadas como autónomas e irreductibles, dan lugar a una tradición de pensamiento que surge en Aristóteles, y que sería la forma predominante en que una serie de pensadores a lo largo de los siglos reflexionarían sobre cómo y para qué se relacionan los seres humanos.

El recorrido en el tiempo de la teoría objetiva del valor como modo de acercarse a los problemas económicos es el tema que subyace a este libro, para lo cual se escoge la obra de cinco influyentes autores para el desarrollo de las ideas, como son el propio Aristóteles, Santo Tomás de Aquino, John Locke, Adam Smith y Karl Marx. El libro se divide en cinco capítulos, uno para cada pensador mencionado, y que se dividen, a su vez, en cuatro apartados cada uno.

Examinados cronológicamente, se comienza con la exposición del pensamiento de Aristóteles contraponiendo su concepción entre riqueza verdadera y riqueza espuria, prestando atención a la primera como toda aquella que tiene relación con el acto de satisfacer las necesidades inherentes a todo ser humano. Este objetivo sería posible de alcanzar únicamente en una comunidad que funcione sobre la base de la justicia, con lo cual Aristóteles enlaza así su noción de riqueza con la de felicidad.

E. Cruz Hidalgo.

Economista, Universidad de Extremadura, España. Correo electrónico: estebancruz1987@gmail.com.

La justicia en el intercambio es el segundo aspecto a tratar en este primer capítulo. Esta se dará siempre que los intercambios sean voluntarios y no haya ganadores y perdedores, debiendo ser los objetos equiparables y, por tanto, medibles y cuantificables en alguna cualidad común consustancial a los mismos. La commensurabilidad es el tema del siguiente punto, en el cual el autor examina la insatisfactoria indagación que hace Aristóteles sobre el problema que alrededor de dos milenios más tarde se denominaría como valor.

Por último, se explora la distinción de la doble dimensión de los objetos intercambiados que recogería el pensamiento económico posterior como valor de uso y valor de cambio, articulada a través de las dos concepciones que da Aristóteles de la riqueza. Profundizando en su noción de riqueza espuria, que designa con el nombre de crematística, acusa al comercio cuyo fin único es el lucro de contaminar las actividades destinadas a procurar de bienes útiles a la comunidad y provocar la injusticia. La acumulación, y no la satisfacción de necesidades, amenazaría las bases de la sociedad misma distorsionando los incentivos para su asociación beneficiosa y voluntaria, concluyendo, pues, que la crematística atenta contra la felicidad humana.

Las enseñanzas de Aristóteles servirían a la escolástica para abordar las transformaciones que surgieron en la sociedad de la Baja Edad Media.

En el capítulo dos, dedicado al pensamiento de su principal exponente Santo Tomás de Aquino, se expone primero su concepción con respecto a la riqueza. La riqueza natural se compone de los bienes que cada cual precisa para la satisfacción de las necesidades impuestas por la naturaleza humana; mientras que la riqueza artificial escapa a este límite provocando una serie de desórdenes de afectos que motiva la aparición de la avaricia.

Tras ello, se profundiza en la visión radical de Aquino sobre el uso común de los bienes, como circunstancia que emana del derecho natural, estableciendo límites a la posesión individual, que para este pensador no implica la exclusividad en el uso de los bienes poseídos sino, más bien, la responsabilidad de gestionarlos bien y de distribuirlos entre quienes lo necesitan, lo que le lleva a denunciar la usura y el comercio, cuyo fin es exclusivamente el lucro.

El tercer apartado trata sobre tres cuestiones desarrolladas por Aquino: la distinción entre valor y precio, tomando el primero como una cualidad inherente al objeto y al segundo como una medida externa que puede verse afectada por diversas circunstancias ajenas al valor; la diferencia entre valor objetivo y subjetivo, que le sirve para debatir la situación exclusiva en que es aceptable establecer un precio superior al valor; y la distinción entre utilidad objetiva y utilidad subjetiva del objeto, aspecto que en ningún caso constituye un determinante del valor.

En el cuarto apartado, se desarrolla el concepto de valor y justo precio de Aquino a partir de la condena de la usura. Según Aquino, el dinero es una mercancía/objeto como cualquier otra, consistiendo su uso en representar un equivalente para el

intercambio con cualquier otro, de manera que cobrar intereses sería pagar por él una suma mayor que el equivalente, una injusticia. El justo precio para Aquino es aquel que coincide con el valor de la cosa, y basándose en una proporcionalidad entre productos de un pasaje de Aristóteles, interpreta que tal relación refleja la cantidad de trabajo que cada productor ha destinado a su producto, advirtiendo el autor de las erróneas interpretaciones que a su juicio han surgido de la interpretación subjetiva del valor en Tomás de Aquino, siendo como es un precursor de la teoría del valor-trabajo.

En el capítulo tres, se analiza el pensamiento de John Locke, considerado padre del liberalismo y cuya reflexión en torno al origen del valor influiría sobre la mayor parte de los economistas clásicos. En el primer apartado, se resumen sus argumentos sobre el papel del trabajo y del dinero en el origen de la propiedad privada, y de la acumulación del capital como fundamento de una nueva ética en relación con la riqueza, mucho más acorde con el desarrollo capitalista que la doctrina predominante en el seno de la Iglesia.

El medio a través del cual el ser humano se apropiá de los frutos de la naturaleza para destinarlos a su propio uso y disfrute es el trabajo, detrayéndolos de lo que es común a todos y haciéndolos suyos por derecho. Este argumento que justifica la propiedad de los bienes de consumo, Locke lo extendería también a los medios de producción, introduciendo un límite moral como es que se desperdicien los productos o se deje ociosa la tierra. Esta restricción establecía los límites de las riquezas materiales en la necesidad, cuestión que el dinero anula al permitir intercambiar los bienes excedentes evitando que se desperdicien. Otro límite material era necesario despejar para la acumulación de riqueza, la posibilidad de poseer como propio el trabajo ajeno solventando la restricción de disponer únicamente del trabajo directo. Este concepto, el trabajo asalariado, es el que se aborda en el segundo apartado del pensamiento de Locke, disponiéndose así de los elementos necesarios para que el afán de lucro desplazase a la satisfacción de necesidades como la motivación inmediata de la producción.

En el tercer apartado, se examina la formulación de Locke sobre la doble naturaleza de las mercancías, separadas en dos dimensiones completamente independientes. En cuanto al valor natural intrínseco, lo define como una aptitud del objeto en tanto es capaz de satisfacer necesidades. Se discuten las fisuras que existen en su definición, que plantea, a su vez, una explicación alternativa de este concepto como una especie de valoración subjetiva realizada por el consumidor, y no como un atributo intrínseco al objeto. Una segunda dimensión vendría dada por el valor de cambio en tanto es objeto de intercambio, siendo el precio determinado por su escasez relativa, un elemento exterior al objeto.

Acaba el capítulo resumiéndose la posición de Locke frente a las trabas morales que motivaban la fijación administrativa del tipo de interés, y los efectos que tenía sobre la actividad económica que este no fuese resultado de las fuerzas del mercado. Su argumento gira sobre el hecho de que la renta de la tierra no estuviese

limitada, y que siendo la fuente del interés el trabajo, el pago de interés por el usufructo del dinero no tenía ni más ni menos legitimidad que el pago de la renta de la tierra.

El protagonista del capítulo cuatro es Adam Smith, quien escribiría su obra magna en los albores de la Revolución industrial. A la existencia de cierta propensión al intercambio, se le atribuye el lugar central que ocupa la división de trabajo en el esquema smithiano. Los individuos se especializaban, aumentándose la productividad del trabajo y con ello el aumento de las riquezas, siguiendo su interés propio, es decir, el deseo de mejorar su posición, cuestión esta que caracterizaba la defensa de Smith del mercado y de la competencia capitalista.

En el segundo apartado, se examina el pensamiento de Smith respecto al nexo que hay entre valor de cambio y valor de uso, que no establecía ni en la utilidad del objeto ni en la escasez; aspecto este último que provocaba oscilaciones del precio de mercado en torno al valor intrínseco pero que no era de ninguna forma un determinante de este. En la tercera parte, se introduce su investigación sobre los principios que regulan el valor de cambio de las mercancías, discutiéndose las dos definiciones alternativas que da del valor: el trabajo necesario para producir la cosa y el trabajo que se puede comprar con ella. El autor profundiza en las inconsistencias de Smith en torno al valor y cómo creó tal ambivalencia sobre ello que dio pie al surgimiento de dos interpretaciones distintas: la teoría del valor trabajo y la teoría de los costos de producción.

El capítulo finaliza con la división que hace Smith entre trabajadores productivos e improductivos, así como de su posición con respecto a las clases ociosas. Examinando la distribución de riqueza entre estas clases, se expone la conclusión a la que llega, que el modo más conveniente de aumentar la producción es incrementar la proporción de riqueza de los capitalistas para que estos la transformen en capital.

El último pensador analizado es Karl Marx, quien sería testigo directo de las transformaciones y efectos producidos por el capitalismo que le llevan a formular lo que denomina la ley general de acumulación capitalista o ley de pauperización. En el primer apartado de este capítulo cinco, se exponen los intentos de Marx de invalidar los intentos de cuantificar y comparar la utilidad de los objetos, utilidad que determinaría su valor de uso y que es un atributo de los mismos derivado de sus propiedades físicas para satisfacer una necesidad humana.

Seguidamente, se presenta el proceso a través del cual Marx deduce el concepto de valor a partir del valor de cambio, una valoración cuantitativa entre dos clases de objetos que determina cómo el valor de un objeto se expresa en el otro objeto, entendiendo, por tanto, el valor de cambio como algo exterior a la mercancía, una cosa común que determina las proporciones del intercambio, la cantidad de tiempo de trabajo que requirió su producción.

En el tercer apartado, se discuten la medida del valor y la diferencia entre valor y precio. El valor para Marx tiene dos medidas, una intrínseca, que es el tiempo de

trabajo socialmente necesario, y otra extrínseca, que es el valor de cambio o precio y que se expresa en dinero; cuestión esta que está regida por una serie de circunstancias ajenaas al proceso de determinación del valor de la mercancía. Finalmente, se exponen su concepción de la riqueza como un cúmulo de mercancías que representa una relación social propia del capitalismo, y la lucha por la apropiación de esta riqueza social.

Unas breves conclusiones del autor ponen punto final a este libro, el cual es una valiosa aportación como fuente secundaria al acercamiento a una noción sobre la que se han escrito ríos de tinta y agitado debates desde tiempos inmemoriales, tal como se deduce del recorrido histórico aquí abordado. Espero que esta reseña sirva para atraer la atención del público a esta obra.

REFERENCIA

1. Rodríguez Herrera, A. (2015). *La riqueza. Historia de una idea*. Madrid: Maia Ediciones.

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, 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 Brasileño de Información Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Publindex, 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://www.ceconomia.unal.edu.co>.

Los evaluadores son seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en los tópicos 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://www.ceconomia.unal.edu.co>. 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 revcuaecon@unal.edu.co o al teléfono 3165000 extensión 12308.

PAUTAS PARA AUTORES

La revista *Cuadernos de Economía* toma en consideración, para su publicación, contribuciones académicas inéditas, artículos de investigación, revisiones bibliográficas, debates y reseñas analíticas de libros, en español, inglés, francés o portugués, que no hayan sido propuestos en otras revistas académicas.

En caso de que una versión preliminar del trabajo se haya presentado como documento de trabajo, se debe incluir la referencia completa. Los textos deben ser un aporte al avance del conocimiento en las áreas económica, política, social, administrativa y demográfica.

El proceso de postulación se hace por medio del sistema de gestión editorial OJS y se deben incluir los documentos en el siguiente link <http://bit.ly/ZsvX1j>.

La recepción de artículos se realiza durante todo el año. 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.

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.

Los evaluadores son seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en los tópicos 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. 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 2016 fue de 61%.

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.

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. 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 (se debe tener 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.

3. 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) y dirección de correspondencia.
4. Debe incluirse un resumen en español y en inglés con una extensión de 100 palabras como máximo. Éste debe ser claro y proporcionar la información suficiente para que los lectores puedan identificar el tema del artículo.
5. 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: http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php.
6. El título del artículo debe ser explicativo y recoger la esencia del trabajo.
7. Se requiere que los cuadros, gráficas o mapas sean legibles, con las convenciones muy 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.
8. Los encabezamientos 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.
9. Las ecuaciones deben estar numeradas de manera consecutiva y entre paréntesis: (1),(2)... Esta numeración debe estar alineada a la derecha de la página.
10. Los símbolos matemáticos deben ser muy claros y legibles. Los subíndices y superíndices deben estar correctamente ubicados.
11. Si el documento propuesto incluye citas textuales, es necesario seguir las siguientes indicaciones: si posee cinco líneas o menos irá precedida de dos puntos y entre comillas; si poseen más de cinco líneas 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.
12. Las notas de pie de página serán, exclusivamente, de carácter aclaratorio o explicativo, no deben incluir referencias bibliográficas.
13. 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.
14. Las referencias al interior del texto deben conservar el estilo autor-fecha (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, pp. 52), si incluye varias páginas (López 1998, p. 52-53) en caso de hasta tres autores se mencionan todos la primera vez, si se menciona nuevamente el estudio, se utiliza el pri-

mer autor y a continuación “*et al.*” (López *et al.*, 1998), en caso de cuatro o más autores, siempre se menciona el primero seguido de “*et al.*”.

15. 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 enlistar solamente las fuentes citadas en el trabajo, por tanto, la sección se titula Referencias y debe seguir estrictamente el estilo APA (American Psychological Association) <http://www.apastyle.org/learn/faqs/index.aspx> y <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>.
16. 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.
17. La revista puede realizar los cambios editoriales que considere pertinentes para dar al artículo la mayor claridad posible. Por tanto, 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.
18. 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.

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.

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://www.ceconomia.unal.edu.co>. 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: http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.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, p. 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/basic/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 avances 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, daucune 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://www.ceconomia.unal.edu.co>.

La version en pdf des articles peut être consultée et être déchargée 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 : revcuaeco_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'envoie 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 Rich 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 : http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.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 *italica*, 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.

REVISTA **INNOVAR** JOURNAL

REVISTA DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y SOCIALES

núm.
62
octubre - diciembre



SECCIONES:

ESTRATEGIA Y ORGANIZACIONES

The Relationship between Managerial Skills and Managerial Effectiveness in a Managerial Simulation Game
Petr Smutny, Jakub Prochazka & Martin Vaculik

Fragmentación de las redes de innovación y dinámica de los sistemas territoriales de producción y de innovación en sectores tradicionales
Juan Ramón Collejo Bono

Análisis taxonómico de la literatura: Herramientas metodológicas para la gestión y creación de valor en la empresa
María de Lourdes Eguren Martí & José María Castán Farrero

MARKETING

Entendiendo la evaluación de la espera desde la psicología del consumidor: efectos de las expectativas y los llenadores de tiempo
Jorge Andrés Alvarado Valencia & María Carolina Trespalacios Leal

Atributos relevantes de la calidad en el servicio y su influencia en el comportamiento postcompra, El caso de las hamburgueserías en España
José Serafín Clemente-Rico

Análisis del estudio de las relaciones causales en el marketing
Lizbeth Salgado Beltrán & Joel Enrique Espelí Blanco

FINANZAS

Efectos de la educación en el nivel de las contribuciones a los planes privados de pensiones de las familias en España
José Sánchez Campillo, María Dolores Moreno Herrer & José Antonio Rodríguez Martín

Medición del riesgo de suscripción mediante modelos internos en Solvencia II
Aitor Barrioano Abascal, J. Iñaki de La Peña Esteban & Asier Garayeta Bajo

EDUCACIÓN Y EMPLEO

Industrial Ph.D. programs for the strengthening of the industry's production of innovation in Colombia
Jorge Cels & Orlando Acosta

Diseño y prueba de un cuestionario sobre la importancia percibida de las condiciones de trabajo en México
Porfirio Tamayo Contreras, Martha L. Guevara-Sanginés & Emilio Sánchez Santa-Bárbara

volumen
26
2016

Categoría A1 en el Índice Bibliográfico
Nacional de Colciencias

SUSCRIPCIONES

Y CANJE INTERNACIONAL:

Por favor comuníquese con la
Coordinación de INNOVAR:

CORREO ELECTRÓNICO:
revinnova_bog@unal.edu.co

PÁGINA WEB:
www.innovar.unal.edu.co

TELÉFONO (57) (1) 3165000, ext. 12367
APARTADO AÉREO 055051



núm.
61
julio - septiembre



núm.
60
abril - junio



núm.
59
enero - marzo

REVISTA DE
ECONOMÍA
INSTITUCIONAL

VOLUMEN 18

NÚMERO 35

ISSN 0124-5996

SEGUNDO SEMESTRE / 2016

EDITORIAL

ARTÍCULOS

¿Quién paga por la paz en Colombia?
Vanda Felbab-Brown

¿Tienen futuro los modelos DSGE?
Olivier Blanchard

La financiación inicial y final en el circuito monetario
y la teoría de la demanda efectiva
Sergio Cesaratto

La idea austriaca de “espíritu empresarial”
y las instituciones laborales en la economía global
José Manuel Lasierra

Probabilidad e incertidumbre, una aproximación
desde la historia del pensamiento
Mario García Molina

La relación entre neoinstitutionalismo
económico y sociológico
Sagar Hernández Chuliá

Derechos de autor.
Enfoque económico, evolución y perspectivas
Noemí Pulido Pavón, Luis Palma Martos
y *Luis F. Aguado*

Guerra y fisco en la Nueva Granada, 1811-1824
José Joaquín Pinto Bernal y James Vladimir Torres

Inflación y adultos mayores en Colombia
Álvaro Montenegro y Lina M. Ramírez

Prácticas para mejorar la regulación en Colombia
Mario Andrés Pinzón

La productividad total de factores en el sector
manufacturero chileno
Claudio Candia, Medardo Aguirre,
Natalia Correa y María J. Herrera

El rentismo empresarial en México
Mario Humberto Hernández

CLÁSICOS

Manuela. Novela de costumbres colombianas
Salvador Camacho Roldán

La generación del medio siglo:
en busca del espíritu burgués
Jesús Antonio Bejarano

NOTAS Y DISCUSIONES

La abdicación de la izquierda
Dani Rodrik

Petición de simpatía para los neoliberales
de izquierda arrepentidos
James Bradford DeLong

El paro cívico nacional del 14 de septiembre
de 1977. Un ejercicio de memoria colectiva
Mauricio Archila Neira

Resumen del Acuerdo de Paz
Jorge Orlando Melo

En Colombia hay una guerra verdadera
y muchas paces artificiales
Marco Palacios

RESEÑAS

La destrucción de Grecia y el futuro de Europa
Michael Hudson

La banca central colombiana en 2003-2013
Salomón Kalmanovitz

Violencia y política:
la pobreza de las ideas en Colombia
Bernardo Pérez Salazar

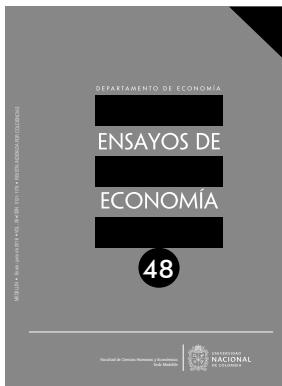
RESÚMENES/ABSTRACTS

POLÍTICA EDITORIAL

INDICACIONES PARA LOS AUTORES

ÍNDICE POR AUTORES N.º 1 A 35

• ENSAYOS DE ECONOMÍA •



Ensayos de Economía se encuentra indexada en:

EBSCO
PUBLINDEX (Categoría B)
EBSCO EconLit
Doctec-Repec-IDEAS
Ulrich's Directory
CLASE (Citas Latinoamericanas en Ciencias sociales y humanidades)
LATINDEX (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal)
ProQuest

Suscripciones y Canjes

Apartado Aéreo: 3840
Medellín, Colombia, Sur América
Calle 59A N° 63-20, Autopista Norte,
Núcleo El Volador, Bloque 46 Piso 4
Fax: 260 44 51
Conmutador: (57-4) 430 98 88
Ext. 46280
Correo electrónico:
ensayos_med@unal.edu.co

Nota Editorial

Constitución Política e independencia monetaria: 25 Aniversario

Artículos

Ochenta Años de la Teoría General (1936-2016)

Guillermo Maya Muñoz

Principales transformaciones de la estructura industrial argentina durante la posconvertibilidad

Marta Bekerman / Darío Vázquez

Primera globalización económica y las raíces de la inequidad social en México

Mauricio Lascurain Fernández / Luis Fernando Villafuerte Valdés

Comportamiento oligopólico en el Mercado Mundial de Aceite de Palma 1961-2004

Carmen E. Ocampo López / Luz A. Saumeth De Las Salas
Jorge L. Navarro España

Evaluación de pronósticos de las reservas internacionales netas en Colombia

Oscar Andrés Espinosa Acuña

Los determinantes de las exportaciones manufactureras de la economía colombiana. El papel de la Inversión Extranjera Directa en el sector. 2000-2014

Santiago Gómez Cadavid / Ana María Segura Paz

Los programas de saneamiento fiscal y financiero en las entidades territoriales colombianas

Víctor Alfonso Álvarez Vergara

Determinantes de la participación en artes escénicas en Medellín, Colombia

Luz Yadira Gómez Hernández / Nora Elena Espinal Monsalve

La demanda de educación superior: breve revisión de la literatura

Cecilia Albert Verdú / Carlos Giovanni González Espitia
Jhon James Mora Rodríguez

Las ecuaciones de economía matemática y el problema del cálculo económico en un estado socialista

Ludwig von Mises

Facultad de Ciencias Humanas y Económicas
Sede Medellín



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

LECTURAS DE ECONOMÍA

Departamento de Economía
Universidad de Antioquia
Calle 67, 53-108 Medellín 050010, Colombia
Teléfono: (574) 219 88 35
<http://aprendeenlinea.udea.edu.co/revistas/index.php/lecturasdeeconomia>
Dirección electrónica: revistalecturas@udea.edu.co

85-julio-diciembre de 2016

An empirical analysis of unspanned risk for the U.S. yield curve

KAROLL GOMEZ

Affine Term Structure Models: Forecasting the Yield Curve for Colombia

MATEO VELÁSQUEZ-GIRALDO

DIEGO RESTREPO-TOBÓN

Identifying Interbank Loans, Rates, and Claims Networks from Transactional Data

CARLOS LEÓN

JORGE CELY

CARLOS CADENA

Is the interest rate more important than inventories? The case of agricultural commodities in the context of the financialization process

ESTEBAN THOMASZ

JUAN MASSOT

GONZALO RONDINONE

Effects of Stock Indices of Developed and Emerging Markets on Economic Activity in Colombia: a FAVAR Approach

STEPHANÍA MOSQUERA

NATALIA RESTREPO

JORGE URIBE

Socioeconomic Characterization and Equity Market Knowledge of the Citizens of Barranquilla, Colombia

GUILLÉN LEÓN

SÉRGIO AFCHA

Crisis financieras y sustentabilidad socioeconómica subnacional

ANTONIO DAHER

DANIEL MORENO

Determinantes del nivel de efectivo de las compañías colombianas

DAVID YEPES

DIEGO RESTREPO-TOBÓN

84-enero-junio de 2016

Beneficial and harmful addictions: two sides of the same coin

RAFAEL LÓPEZ

Assessing the loss due to working in the informal sector in Venezuela

JOSEFA RAMONI

GIAMPAOLO ORLANDONI

Integración comercial y reasignación intersectorial de los trabajadores en Colombia, 1986-2006

ALEXIS MUNARI

Impactos indirectos de los precios del petróleo en el crecimiento económico colombiano

SÉRGIO GONZÁLEZ

EDWIN HERNÁNDEZ

La percepción de seguridad en la demanda de transporte de la integración bicicleta-metro en Bogotá, Colombia

LUIS MÁRQUEZ

Cadenas agroalimentarias territoriales. Tensiones y aprendizajes desde el sector lácteo de la Amazonía ecuatoriana

SANDRA RÍOS

DIÓCLES BENÍTEZ

SANDRA SORIA

La génesis de la Economía de la Salud en Kenneth Arrow (1963)

JAIRO RESTREPO

KRISTIAN ROJAS

83-julio-diciembre de 2015

Relación precio-volumen mediante análisis de causalidad y efecto día de semana en los mercados accionarios latinoamericanos

EMILIO ROJAS

WERNER KRISTJANPOLLER

Ciclo financiero de referencia en Colombia

JORGE URIBE

INÉS ULLOA

JOHANNA PEREA

La baja de largo plazo en los precios de las drogas duras: una explicación

LEONARDO RAFFO

Assessing Educational Unfair Inequalities at a Regional Level in Colombia

LUIS GAMBOA

ERIKA LONDOÑO

Estimación del índice de desarrollo humano ajustado para los departamentos colombianos

JORGE RAMÍREZ

CLAUDIA AVELLANEDA

KATERINE PINEDA

Sobre las democracias locales en el Pacífico colombiano y su incidencia en la política pública de agua potable durante el periodo 2008-2011

ANDRÉS CENALES

JHON MORA

SANTIAGO ARROYO

Construcción de un índice de competitividad para el sector avícola Colombiano

CAMILO CALLE

MÓNICA ESTRADA

DURSUN BARRIOS

GABRIEL AGUDELO

El pensamiento económico de los primeros economistas colombianos

GERMÁN CHAPARRO

ÁLVARO GALLARDO

Lecturas de Economía: revista clasificada por Colciencias como tipo A2, en el Índice Nacional de Publicaciones Seriadas Científicas y Tecnológicas Colombianas –Publindex–, 2009-2016.

Revista Desarrollo y Sociedad

Editorial

Jorge H. Maldonado 7

Artículos

Descentralización fiscal y crecimiento económico. La experiencia reciente de América Latina

Diego E. Pimilla-Rodríguez, Juan de Dios Jiménez Aguilera y Roberto Montero Granados 11

¿Existe un mejor desarrollo local en los municipios con clúster?:
el caso del estado de São Paulo en Brasil

Maria Verónica Alderete y Miguel Juan Bacic 53

Impactos económicos de proyectos de renovación urbana en Bogotá:
un análisis a partir de los multiplicadores de la SAM 2010

Melisa de la Ossa, Javier Pérez Burgos y Raúl Castro R. 81

Cámaras de fotodetección y accidentalidad vial.
Evidencia para la ciudad de Cali

Juan F. González y Sergio I. Prada 131

¿Cómo se relacionan las características de los profesores
con el *bullying* escolar?
Juliette Pérez Rubio 183

Integración vertical en el sector colombiano de la salud
David Bardey y Giancarlo Buitragó 231

Una evaluación del efecto *scarring* en Argentina
Luis Beccaría, Roxana Maurizio, Martín Trombetta y Gustavo Vázquez 263

¿Frenos al empoderamiento económico? Factores que limitan la inserción
laboral y la calidad del empleo de las mujeres: el caso chileno
Alma Espino y María Sauval 305

CEDE

Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico

 Universidad de
los Andes
Facultad de Economía

Volumen 19, número 40, julio-septiembre, de 2016

ISSN: 0120-6346

CONTENIDO

Pág.

Public expenditure and deficit in Spain (1958-2014)	17
Gasto público y déficit fiscal en España (1958-2014)	
Despesa pública e do défice em Espanha (1958-2014)	
Manuel Jaén García	
Las crisis financieras y la evolución del paradigma en la práctica de las finanzas	53
Financial crisis and the evolution of paradigm in practice of finance	
Crise financeira e a evolução do paradigma na prática das finanças	
Gildardo Adolfo Vargas Aguirre y Manuel Díaz Flores	
Influencias del capital humano y la violencia ciudadana sobre el crecimiento económico: Perú 1994-2014	71
Influences of human capital and violence on economic growth: 1994-2014 Peru	
Influências do capital humano e violência no crescimento econômico: 1994-2014 Peru	
Juan León Mendoza	
Promoción de la competitividad y el desarrollo territorial de los municipios del Valle de Aburrá	93
Promotion of competitiveness and territorial development of the municipalities of valley Aburrá	
Promoção da competitividade e do desenvolvimento territorial dos municípios vale Aburrá	
Hernando Granados Cortés, Óscar Giraldo Arcila y Natalia Acevedo Prins	
Analisis comparativo de la innovación en las mipymes manufactureras de Ecuador y Argentina	117
Comparative analysis of innovation in manufacturing SMEs in Ecuador and Argentina	
Analise comparativa da inovação nas PMEs que fabricam no Equador e Argentina	
Silvana Astudillo y Anahí Brizzo	
Cooperación en un destino turístico de frontera entre argentina, Brasil y Paraguay: el caso Poloiguassu	145
Cooperation a tourist destination border between Argentina, Brazil and Paraguay: the case Poloiguassu	
Cooperação uma fronteira destino turístico entre Argentina, Brasil e Paraguai: o caso Poloiguassu	
Adriana Fumi Chim-Miki, Rosa María Batista-Canino y Pino Medina-Brito	
Analisis del diseño de una red integrada de servicios de salud	175
Design analysis of an integrated network of health services	
A análise de projeto de uma rede integrada de serviços de saúde	
Dora Marcela Pulgarín Henao y Raúl Andrés Tabarquino Muñoz	
Índice de autores Semestre Económico números 1 al 39	213
Política editorial	237
Editorial policy	239
Política Editorial	241
Orientaciones para los autores	243
A guide for the authors	251
Orientações para os autores	259
Pautas publicitarias otras revistas	267

REVISTA INDEXADA EN:

PUBLINDEX Colombia (Categoría A2), ECONLIT, EBSCO, REDALYC, LATINDEX, SCIELO Colombia, CLASE, DIALNET, DOTEC-Colombia, REPEC, ECONPAPERS, IDEAS, CSA (Sociological Abstracts), CSA: Worldwide Political Science Abstracts; SCIELO Colombia: Scientific Electronic Library Online Colombia, QUALIS-CAPES Brasil, DOAJ Ulrich's Periodical Directory.

INFORMES

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Medellín
Carrera 87 No. 30-65 Bloque 5, oficina 105, Medellín, Colombia

Teléfono (+574) 3405278

Correo Electrónico: semestreeconomico@udem.edu.co

Página web: <http://revistas.udem.edu.co/index.php/economico>

Cuadernos de Economía, 36(71)
se terminó de editar, imprimir y encuadrernar
en Proceditor, en diciembre de 2016,
con un tiraje de 300 ejemplares,
sobre papel bond blanco bahía de 70 g.
Bogotá, D. C., Colombia.

71**CUADERNOS
DE
ECONOMÍA****CONTENIDO****ARTÍCULOS**

- SANTIAGO MEDINA HURTADO, JORGE RESTREPO-MORALES Y ALEJANDRO BEDOYA
Pérdidas esperadas y detrimiento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia 261
- DIEGO ALEJANDRO CASTRO Y ALEJANDRO PÉREZ Y SOTO
Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014 293
- PAULO REIS MOURÃO
Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais Brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011 321
- RICARDO ARGÜELLO
Trade diversification in Colombia, 1991-2011 345
- PABLO IGNACIO CHENA Y CAROLINA BOSNIC
Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013) 379
- PAÚL A. CARRILLO MALDONADO
El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR 405
- MÓNICA HURTADO, CATHERINE PEREIRA-VILLA Y EDGAR VILLA
Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious? 441
- GASTÓN CALIGARIS
Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar 469
- Fahd Boundi Chraki
Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial 489
- FLORENCIA MOLINATTI Y ENRIQUE PELÁEZ
La localización como factor crítico. Análisis del programa "Mi casa, mi vida". Córdoba, Argentina 521
- MARÍA VERÓNICA ALDERETE
An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model 549
- RODRIGO PÉREZ ARTICA, FERNANDO DELBIANCO Y LEANDRO BRUFMAN
El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación a nivel firma 571
- RESEÑA
- ESTEBAN CRUZ HIDALGO
La riqueza. Historia de una idea, de Adolfo Rodríguez Herrera 601

ISSN 0121-4772

