

CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

81

*Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá*



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas
Pontificia Universidad Javeriana-Cali

José Félix Cataño
Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde
NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klimovsky
Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo
Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Misas
Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar
Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg
Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Ana Sofía Mariño
Sara Catalina García

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

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

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

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics
EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEs - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso
Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

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

Cuadernos de Economía Vol. 39 No. 81 - 2020

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

El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores
y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a
la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rectora
Dolly Montoya Castaño

Vicerrector Sede Bogotá
Jaime Franky Rodríguez

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decano
Jorge Armando Rodríguez

ESCUELA DE ECONOMÍA
Directora
Marta Juanita Villaveces

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Francesco Bogliacino

DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

Coordinadora Académica
Nancy Milena Hoyos Gómez

MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinador
Raúl Alberto Chamorro Narváez

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Diego Guevara
Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Juan Carlos Córdoba
Iowa State University

Liliana Chicaiza
Universidad Nacional de Colombia

Paula Herrera Idárraga
Pontificia Universidad Javeriana

Juan Miguel Gallego
Universidad del Rosario

Mario García
Universidad Nacional de Colombia

Iván Hernández
Universidad de Ibagué

Iván Montoya
Universidad Nacional de Colombia, Medellín

Juan Carlos Moreno Brid
Universidad Nacional Autónoma de México

Manuel Muñoz
Universidad Nacional de Colombia

Ömer Özak
Southern Methodist University

Marla Ripoll
Universidad de Pittsburgh

Juanita Villaveces
Universidad Nacional de Colombia

CUADERNOS DE ECONOMÍA

VOLUMEN XXXIX
NÚMERO 81
JULIO - DICIEMBRE 2020
ISSN 0121-4772

Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

2020

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

Usted es libre de:

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

Bajo las condiciones siguientes:

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

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



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

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

CONTENIDO

ARTÍCULOS

Liquidity preference in a world of endogenous money: A short-note <i>Marco Missaglia y Patricia Sanchez</i>	595
Terms of trade shocks and taxation in developing countries <i>Gonzalo Hernández y María Alejandra Prieto</i>	613
Etnicidad, espacio y desarrollo humano en comunidades pobres urbanas: la Comuna 6 en Cartagena de Indias, Colombia <i>Aarón Espinosa-Espinosa, Maristella Madero-Jirado, Gabriel Rodríguez-Puello y Luis C. Díaz-Canedo</i>	635
Efectos de propagación de los mercados financieros estadounidenses en los colombianos <i>Giovanny Sandoval-Paucar</i>	667
Efecto de remesas de trabajadores sobre reservas internacionales, crecimiento económico e índice de tipo de cambio real en Honduras <i>René Javier Santos-Munguía y Juan Miguel Pérez</i>	703
Reducción de la desigualdad de las remuneraciones e instituciones en Argentina (2002-2015) <i>Luis Beccaria, Ana Laura Fernández y David Trajtemberg</i>	731
Estabilidad financiera y decisiones de los bancos centrales: caso Colombia, México, Perú y Chile <i>José Mauricio Gil-León</i>	765

Pobreza multidimensional urbana en Argentina. ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016) <i>Fernando Antonio Ignacio-González y María Emma Santos</i>	795
Pobreza y desigualdad en Ecuador: modelo de microsimulación de beneficio fiscal <i>Marcelo Varela</i>	823
The evolution of the gender wage gap in Colombia: 1994 and 2010 <i>Luz Karime Abadía Alvarado y Sara de la Rica</i>	857
Breaking Say's law in a simple market economy model <i>Carlos H. Ortiz y Rodrigo Castillo Rentería</i>	897
Escala para medir la concentración de los sectores de la economía mexicana mediante el coeficiente de Zipf <i>Juan Josué Hernández-Oliva, Jorge Alcaraz y Ricardo Lino Mansilla-Corona</i>	919
Violencia y corrupción como estrategias de maximización en mercados ilegales: el caso de la coca <i>Miguel Serrano-López</i>	949
Modelo de ecuaciones simultáneas de la producción y exportación de automóviles ligeros de México (1999-2018) <i>Lucila Godínez-Montoya, Esther Figueroa-Hernández y Francisco Pérez-Soto</i>	975
Los ferrocarriles suburbanos europeos: enfoque económico sobre el nuevo entorno general y operativo <i>Pablo Martín-Urbano, Aurora Ruiz-Rúa y Juan Ignacio Sánchez-Gutiérrez</i>	1001
RESEÑA	
Laurent, E. (2018): <i>L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération</i> . París: Les Liens qui Libèrent <i>Eguzki Urteaga</i>	1035

CONTENTS

PAPERS

Liquidity preference in a world of endogenous money: A short-note <i>Marco Missaglia and Patricia Sanchez</i>	595
Terms of trade shocks and taxation in developing countries <i>Gonzalo Hernández and María Alejandra Prieto</i>	613
Ethnicity, space and human development in poor urban communities: Commune 6 in Cartagena de Indias, Colombia <i>Aarón Espinosa-Espinosa, Maristella Madero-Jirado, Gabriel Rodríguez-Puello and Luis C. Díaz-Canedo</i>	635
Spillover effects of US financial markets in Colombian financial markets <i>Giovanny Sandoval-Paucar</i>	667
Effect of workers' remittances on international reserves, economic growth and the real exchange rate index in Honduras <i>René Javier Santos-Munguía and Juan Miguel Pérez</i>	703
Reduction of wage inequality and institutions in Argentina (2003-2015) <i>Luis Beccaria, Ana Laura Fernández and David Trajtemberg</i>	731
Financial stability and central bank decisions: Colombia, Mexico, Peru and Chile case <i>José Mauricio Gil-León</i>	765

Multidimensional poverty in urban Argentina: Reduction of disparities between the Norte Grande Argentino and Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016) <i>Fernando Antonio Ignacio-González and María Emma Santos</i>	795
Poverty and inequality in Ecuador: Microsimulation model of fiscal benefit <i>Marcelo Varela</i>	823
The evolution of the gender wage gap in Colombia: 1994 and 2010 <i>Luz Karime Abadía Alvarado and Sara de la Rica</i>	857
Breaking Say's law in a simple market economy model <i>Carlos H. Ortiz and Rodrigo Castillo Rentería</i>	897
A scale to measure the concentration of the economic sectors of México using the Zipf coefficient <i>Juan Josué Hernández-Oliva, Jorge Alcaraz and Ricardo Lino Mansilla-Corona</i>	919
Violence and corruption as maximization strategies in illegal markets: The case of coca <i>Miguel Serrano-López</i>	949
Model of simultaneous equations of the production and export of light automobiles of Mexico (1999-2018) <i>Lucila Godínez-Montoya, Esther Figueroa-Hernández and Francisco Pérez-Soto</i>	975
European suburban railways: Economic approach to the new general and operational environment <i>Pablo Martín-Urbano, Aurora Ruiz-Rúa and Juan Ignacio Sánchez-Gutiérrez</i>	1001
REVIEW	
Laurent, E. (2018): <i>L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération</i> . Paris: Les Liens qui Libèrent <i>Eguzki Urteaga</i>	1035

CONTEÚDO

ARTIGOS

Preferência de liquidez em um mundo de dinheiro endógeno: uma nota curta <i>Marco Missaglia y Patricia Sanchez</i>	595
Termos de intercâmbio e estrutura tributária em países em desenvolvimento <i>Gonzalo Hernández y María Alejandra Prieto</i>	613
Etnia, espaço e desenvolvimento humano em comunidades pobres urbanas: a comuna 6 em Cartagena de Índias, Colômbia <i>Aarón Espinosa-Espinosa, Maristella Madero-Jirado, Gabriel Rodríguez-Puello y Luis C. Díaz-Canedo</i>	635
Efeitos de propagação dos mercados financeiros estadunidenses nos colombianos <i>Giovanny Sandoval-Paucar</i>	667
Efeito de remessas de trabalhadores sobre reservas internacionais, crescimento econômico e índice de tipo de câmbio real em Honduras <i>René Javier Santos-Munguía y Juan Miguel Pérez</i>	703
Redução da desigualdade das remunerações e instituições na Argentina (2002-2015) <i>Luis Beccaria, Ana Laura Fernández y David Trajtemberg</i>	731

Estabilidade financeira e decisões dos bancos centrais: caso Colômbia, México, Perú e Chile <i>José Mauricio Gil-León</i>	765
Pobreza multidimensional urbana na Argentina. Redução das disparidades entre o Norte Grande Argentino Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016) <i>Fernando Antonio Ignacio-González y María Emma Santos</i>	795
Pobreza e desigualdade no Equador: modelo de micro simulação de benefício fiscal <i>Marcelo Varela</i>	823
A evolução da brecha salarial por gênero na Colômbia: 1994 e 2010 <i>Luz Karime Abadía Alvarado y Sara de la Rica</i>	857
Quebrantar a Lei de Say em um modelo simples de economia de mercado <i>Carlos H. Ortiz y Rodrigo Castillo Rentería</i>	897
Escala para medir a concentração dos setores da economia mexicana mediante o coeficiente de Zipf <i>Juan Josué Hernández-Oliva, Jorge Alcaraz y Ricardo Lino Mansilla-Corona</i>	919
Violência e corrupção como estratégias de maximização em mercados ilegais: o caso da coca <i>Miguel Serrano-López</i>	949
Modelo de equações simultâneas da produção e exportação de automóveis leves do México (1999-2018) <i>Lucila Godínez-Montoya, Esther Figueroa-Hernández y Francisco Pérez-Soto</i>	975
As ferrovias suburbanas europeias: visão econômica sobre o novo entorno geral operacional <i>Pablo Martín-Urbano, Aurora Ruiz-Rúa y Juan Ignacio Sánchez-Gutiérrez</i>	1001

COMENTÁRIO

Laurent, E. (2018): <i>L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération</i> . Paris: Les Liens qui Libèrent <i>Eguzki Urteaga</i>	1035
--	------

LIQUIDITY PREFERENCE IN A WORLD OF ENDOGENOUS MONEY: A SHORT-NOTE

Marco Missaglia
Patricia Sanchez

Missaglia, M., & Sanchez, P. (2020). Liquidity preference in a world of endogenous money: A short-note. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 595-612.

We argue that even in the case that banks are able to maintain the interest rate at a level that they want (the most “radical” version of the theory of endogenous money), liquidity preference continues to constitute a key element when determining the real equilibrium of the economy. In a framework of endogenous money, the Keynesian theory of liquidity preference still constitutes a theory that determines level of income. Financial markets matter, and the Kaldorian idea that liquidity preference “ceases to be of any importance” can only be defended under a set of very restrictive assumptions.

Keywords: Liquidity preference; endogenous money; Keynesian macroeconomics; financial markets.

JEL: E12; E40; E44; E51.

M. Missaglia

University of Pavia, Italy. Email: marco.missaglia@unipv.it and marcomissaglia@gmail.com

P. Sánchez

University of Massachusetts, United States. Email: psanchezpere@umass.edu; patricia910523@gmail.com

Sugerencia de citación: Missaglia, M., & Sanchez, P. (2020). Liquidity preference in a world of endogenous money: A short-note. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 595-612. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.78536>

Este artículo fue recibido el 18 de marzo de 2019, ajustado el 3 de diciembre de 2019 y su publicación aprobada el 6 de diciembre de 2019.

Missaglia, M., & Sanchez, P. (2020). Preferencia por liquidez en un mundo de dinero endógeno: una nota corta. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 595-612.

En este artículo argumentamos que incluso en el caso de que los bancos puedan mantener la tasa de interés al nivel que deseen (la versión más “radical” de la teoría de dinero endógeno), la preferencia por liquidez sigue constituyendo un elemento clave en la determinación del equilibrio real de la economía. En un marco de dinero endógeno, la teoría keynesiana de preferencia por la liquidez es aún una teoría para la determinación del nivel de ingreso. Los mercados financieros importan, y la idea kaldoriana sobre la relevancia de la preferencia por la liquidez solo puede defenderse con un conjunto de supuestos muy restrictivos.

Palabras clave: preferencia por la liquidez; dinero endógeno; macroeconomía keynesiana; mercados financieros.

JEL: E12; E40; E44; E51.

Missaglia, M., & Sanchez, P. (2020). Preferência de liquidez em um mundo de dinheiro endógeno: uma nota curta. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 595-612.

Neste artigo argumentamos que inclusive em caso de que os bancos possam manter a taxa de juros ao nível esperado (a versão mais “radical” da teoria de dinheiro endógeno), a preferência por liquidez continua constituindo um elemento chave na determinação do equilíbrio real da economia. Em um marco de dinheiro endógeno, a teoria keynesiana de preferência pela liquidez é ainda uma teoria para a determinação do nível de ingresso. Os mercados financeiros importam, a ideia kaldoriana sobre a relevância da preferência pela liquidez só pode defender-se com um conjunto de supostos muito restritivos.

Palavras-chave: preferência pela liquidez; dinheiro endógeno; macroeconomia keynesiana; mercados financeiros.

JEL: E12; E40; E44; E51.

INTRODUCTION

Some recent papers –including Asensio (2017), Bertocco and Kalajzic (2014), Bertocco (2018), Dafermos (2012), Lavoie and Reissl (2018), and Palley (2017)– have revived the debate around the macroeconomic role of the Keynesian theory of liquidity preference in a world of endogenous money.

This theory, as developed in Chapter 15 of the *General Theory* and then popularized through the IS-LM model, played an essential role in the overall Keynesian edifice. As well as representing an alternative to the loanable funds story, it constituted a theory to determine *both* the interest rate *and* the level of economic activity.

As is well known, the theory of liquidity preference was developed under the framework of exogenous money or, as Dow (1997) would probably put it, money exogenous to the private sector and endogenous to the banking system. Money, however, is certainly endogenous. This is now unanimously recognised and has been incorporated as a key ingredient in the so-called *New Consensus* in macroeconomics. This is a fact of life that is recognised even by the many (the large majority of the profession) who still adhere to the Wicksellian loanable funds theory and believe in the existence of a natural interest rate determined by the fundamentals of thrift and productivity. Carlin and Soskice (2015), who made a great effort to spread and clarify the neo-Keynesian perspective by means of very elegant and accessible models, are very explicit: “When the central bank sets the policy rate, it allows the supply of money to adjust to whatever is the level of demand” (pp. 158-159).

Does this “fact of life” imply that the Keynesian theory of liquidity preference becomes a useless tool? In the New Consensus –at least in its “teachable” versions– the answer seems to be positive. Again, according to Carlin and Soskice (2015): “...structural changes in the economy that shift the private sector’s demand for money do not alter the central bank’s ability to achieve its desired output gap...any shift in the money demand function affects the money supply [endogenous money] but *does not feed back to influence real economic activity*” (pp. 158-159; authors’ italics).

In a very useful representation of the New Consensus 3-equation model, Lavoie (2009) shows things are a bit more complicated. A rise in liquidity preference, which is represented as a “Minsky moment” (a rush towards liquidity and riskless assets that prompts an increase in market rates relevant to the private sector’s spending decisions), does have a temporary recessionary impact. However, if the central bank is able to revise downward its estimate of the natural interest rate and reduces the policy rate accordingly (which is not to be taken for granted since market rates are on the rise), then the economy will return at its NAIRU equilibrium, and inflation will be on target. A variation in liquidity preference, despite its real, short-term effects, does not modify the steady-state position of the economy.¹

¹ Of course, the real effects of liquidity preference variations would be permanent in a model with growth hysteresis (due, for instance, to a Kaldorian technical progress function). However, this would be true for any possible shock and not just for liquidity preference shifts.

Post-Keynesian authors do not have a unique position in this respect. Roughly speaking, we can say that some authors, the so-called “early horizontalists”² (for instance Moore, 1988), believe in the banking system’s ability of to fix the interest rate at its chosen level and then follow Kaldor (1985) in denying any significant role to liquidity preference:³

“... ‘liquidity preference’ was regarded as the essential factor that distinguished Keynesian from pre-Keynesian theories.... All this, however, depended on the assumption of the quantity of money being determined irrespective of all other factors that determined the demand for goods and services. If we regard money as an endogenous factor, liquidity preference and the assumption of interest-elasticity of the demand for money cease to be of any importance” (p. 9).

Quite an astonishing parabola: from being the cornerstone (“the essential factor”) of the Keynesian edifice, liquidity preference “ceases to be of any importance”.

Other authors, the so-called “structuralists” (Dow, 1997; Palley, 1994, 2013, 2017), believe that the banking system behaviour is characterized by a traditional upward sloping loans’ supply curve – the interest rate goes up with credit expansion and constitutes an endogenous variable of the system. In this case, money is endogenous, but the liquidity preference of the public may matter again. As was the case in the General Theory, it might constitute a key parameter when determining both the interest rate and the level of economic activity:⁴ “An increase in liquidity preference puts upward pressure on interest rates, which, in turn, puts downward pressure on output and employment, as long as the money supply is constrained to some degree” (Dow, 1997, p. 64)

This debate is very important not only for its analytical and theoretical implications, but also for political reasons. It is essentially a debate around the relative roles of and distribution of power between banks (the banking system) and financial markets – horizontalists (and their Modern Monetary Theory followers) who give prominence to the banking system. These structuralists recognise a crucial macroeconomic role for financial markets, “money managers”, and other similar factors. In a sense, the Keynesian theory of liquidity preference was a recognition of the power of the City and how its changing mood and orientations could seriously affect the real economy and the concrete prospects of firms and households.

² This terminology is due to Palley (2017).

³ This horizontalist perspective was also incorporated in an important post-Keynesian pedagogical model built by Fontana and Setterfield (2009): an attempt at building a simple and teachable model (to be compared with the 3-equation model of the neo-Keynesians with the IS-LM, etc.) to spread and popularize post-Keynesian ideas.

⁴ According to Palley (2017), there are also “later horizontalists”. These authors fully acknowledge the role of liquidity preference in the determination of interest rates, but do not recognize that the overall financial system may be “financially constrained”.

In this paper, we will try to contribute to this debate from a different and in many respects much simpler perspective. Our purpose is to show that liquidity preference does not have to affect the interest rate in order to affect the real economy: this is the central message of the paper and, needless to say, the implication is that the *quarrel* between “structuralists” and “horizontalists” is, in a sense, not so central. We will argue that a sufficient (yet, not necessary) condition to give liquidity preference such a relevant role in the determination of the steady-state level (or growth) of output is that banks’ profits are not fully distributed to households. Or, if they are and the model includes different categories of households instead of pooling them together, those households receiving banks’ profits have a different propensity to spend from other households. Section 2 illustrates the basic idea of the paper, and section 3 provides a specific example by developing a simple formal model. Section 4 concludes.

THE BASIC IDEA

Think of a closed and private economy. There is no government and, according to the principle of effective demand, aggregate demand ($C + I$) determines the level of output Y . There are two modalities for firms to finance their investment spending. Either they get loans from the banking system or they issue some kind of securities (for the sake of the argument, we assume retained profits away). Securities are subscribed by households, whereas the banking system makes “traditional” loans to firms. The portfolio choice households make is one between holding their wealth in the form of money (bank deposits)⁵ and/or in the form of securities. Provided that firms are indifferent to either raising funds one way or another, a simple arbitrage argument imposes that the interest rates paid on securities and on bank loans must be the same. Hence, we will refer to “the” interest rate in this economy. It could also postulate that, for given expectations, firms’ investment spending is negatively affected by the interest rate. In terms of aggregate consumption, it is reasonable to assume this is positively affected by households’ current income and the level of their accumulated wealth. Money is endogenous. Under the present framework, this means that each time some credit demand is judged to be creditworthy, the banking system creates money (deposits) *ex-nihilo*, and loans are extended at an interest rate established by banks themselves. Banks do not pay interest on deposits, and their profits (i.e. interests received on loans) are entirely distributed to their owners (households).

Let us suppose that this economy is in some steady-state position, with output and households’ incomes growing at some steady rate (eventually zero), and the interest rate is constant at the level decided by banks. At a point, for some reason (uncertainty, a sunspot, whatever), households increase their liquidity preference. They do not want to subscribe securities at the same rhythm as before and,

⁵ Including or not high-powered money (cash) in the picture is not relevant.

ceteris paribus, the supply of credit decreases. This, for some given credit demand (some given firms' investment plans), would push the interest rate up. The banking system, however, does not want the interest rate to deviate from the target and, as such, steps in and increases its own supply of loans to firms. At an unchanged interest rate, investment demand will remain the same as before, but, due to the change in liquidity preference, more investments will be funded out of bank loans and less out of securities. The increase in liquidity preference would, therefore, not affect the number of investments.

What about aggregate consumption? Despite the change in its composition, the level of households' wealth is unchanged: a slightly less securities and slightly more of money. In terms of their income, households are receiving less of interest payments through securities, but are receiving more profits from banks. Therefore, neither their wealth nor their income are affected and, thus, aggregate consumption will remain the same. With unchanged aggregate demand, output (or output dynamics) cannot change either: liquidity preference is then completely irrelevant, it "ceases to be of any importance". In a world of endogenous money, neither the interest rate nor output change in response to its variations. Kaldor was right.

This conclusion clearly rests on some very questionable assumptions: three of which seem be particularly relevant. First, in the development of the previous argument, capital gains (losses) on the holding of bonds were implicitly assumed away. Taking them into consideration would force us to recognise that households' wealth and its evolution over time (and then aggregate consumption followed by output) do not depend exclusively on households' overall savings, but also on how these savings are allocated between money and bonds since the latter is the only item on which capital gains (losses) may mature. In other words, should capital gains be taken into account, liquidity preference, i.e. the way of allocating savings, would become a crucial determinant of aggregate demand.

A second assumption the removal of which would compromise the validity of the Kaldorian view is the idea that securities and bank loans are perfect substitutes. Most probably, in the real world they are not, for both microeconomic and macroeconomic reasons. At the micro level, one should recognise that from a firm's (the borrower) perspective, getting money through bank loans is not the same as getting money by issuing bonds. Bank loans are invariably associated with the so-called "covenants", i.e. the conditions that are imposed on the borrower to do certain things, whereas bonds give the borrower much more freedom. On the other hand, bank loans are certainly more flexible than bonds since it is always possible to renegotiate important conditions with the bank, including the rollover of the debt. At the macro level, it is important to see that in any concrete economy there are small and large firms and issuing bonds is simply not an option for small ones. Under these circumstances, if liquidity preference goes up and it becomes more difficult (costly) for large firms to become financed by issuing bonds, banks should reduce interest rates to guarantee the same level of investments. In any case, they

will want to keep the interest rate constant and investments will then be likely to fall. In any case, liquidity preference would no longer be neutral.

A third very important assumption without which the discourse on the irrelevance of liquidity preference would lose its own relevance is that banks' profits are fully distributed to households. In this case, and only in this case, when liquidity preference increases and a higher portion of total investments is funded by bank loans, households' current income is unaffected: households receive less interest income from holding bonds but more of banks' profits. Again, real-world banks' profits are never fully distributed. A positive fraction of these profits are retained for compelling reasons. It is not only (and not mainly) the fact that in most countries banks must have their own funds to comply with regulations that stipulate a minimum capital adequacy ratio. To have a deeper level of understanding, it should be remarked that banks themselves, regardless of any external imposition, want to accumulate their own funds to continue having their liabilities accepted as means of payment. To be as concrete as possible: no one would try to get a loan from a bank whose liabilities are not generally accepted as a means of payment: liabilities are accepted as a means of payment in that they are backed by bank's own funds. To state this in a different way: it is certainly true that money is endogenous, and private agents (banks) create money just by issuing liabilities. However, this is only possible to the extent that those liabilities are somewhat backed by a safe source of funds: banks' own funds and/or reserves held at the central bank. These are the very strong reasons why banks' profits are never fully distributed; however, there are more reasons. Until now, we have generically referred to "banks" or "the banking system" without discriminating between "ordinary" banks and a central bank. The very existence of a central bank is a further and very good reason to admit that profits of the "banking system" are never fully distributed to households. Indeed, central banks' profits are traditionally distributed to governments, not to households.

In principle, it would be possible to build a model for each of the cases we briefly illustrated: a model with capital gains/losses, a model where bonds and bank loans are not perfect substitutes, and a model where banks' profits are not fully distributed. It could be shown that, in any of these cases, liquidity preference matters: the interest rate is fixed, somewhat decided by the banking system, yet variations in liquidity preference affect the steady-state path of the real economy. A similar argument may be developed for an economy with a government issuing bills and bonds and a central bank that fixes the interest rate and, thus, at this rate buys whatever quantity of government securities the market is not willing to subscribe. Of all these possible institutional settings, this is the exact framework we are going to use. We will show what happens when there is a central bank and its profits are distributed to the government. We will see that in this admittedly very general case, postulating a system of pure endogenous money when the interest rate is exogenously decided by the central bank, does not prevent liquidity preference from playing a crucial role in determining the system's real equilibrium.

THE MODEL

A number of simplifying assumptions are made for the model. The economy is closed and produces one commodity (GDP) which may be used either for private or governmental consumption. There are no investments, i.e. the economy is a pure labour economy (Pasinetti, 1981). Households pay taxes on their gross disposable income. As well as relying on fiscal revenue, the government may finance its expenditures by issuing bills. Both households (as a part of their portfolio choice) and the central bank (as part of its monetary policy) subscribe these bills. The latter prints high-powered money (H) to buy governmental bills. The central bank's profits (interests on government bills) are assumed to be distributed back to the government (a very common practice in the real world). There are no commercial banks and, therefore, no bank money. Households hold their savings either in cash (under the pillow or in a safe at home) or in government bills. There is one price for bills and this stays constant (as argued above, we abstract from capital gains). Commodity prices are also fixed since including inflation into the model would not affect our argument.⁶ Finally, the economy is fully demand-driven, and firms produce whatever is in demand (the inclusion of some kind of supply constraint would not add or take anything away from our argument).

The above assumptions translate into an extremely simplified model: *de facto* a slight modification of a model originally proposed by Godley and Lavoie (2007) whose purpose was not to discuss the role of liquidity preference. To make it even easier, the model is written in continuous time (as usual, a dot over a variable indicates its time derivative, i.e. $\dot{x} = \frac{dx}{dt}$)

$$Y = C + G \quad (1)$$

$$Y_d = Y - T + rB_h \quad (2)$$

$$T = \tau(Y + rB_h) \quad (3)$$

$$C = \alpha Y_d + \beta V_h \quad (4)$$

$$\dot{V}_h = Y_d - C \quad (5)$$

$$\dot{B}_h = (\gamma_0 + \gamma_1 r)V_h - B_h \quad (6)$$

$$\dot{H} = \dot{V}_h - \dot{B}_h \quad (7)$$

$$r = \bar{r} \quad (8)$$

Equation (1) is the fundamental identity of national accounts. In our Keynesian framework, it also illustrates the principle of effective demand. Equation (2) is

⁶ In the concluding section of the paper, we will briefly discuss how inflation could be put into the picture to make the model slightly richer.

a definition of households' disposable income: on top of factors' income (here, labour income only), households receive interest payments on their accumulated stock of government bills (B_h) and pay taxes. Equation (3) specifies the tax base (households' total income) and the tax rate (τ). It is worth noting that in the kind of model we are developing taxes *must* be included, otherwise the economy would never reach a meaningful steady-state. Indeed, this is a model where investments and technical improvements are ruled out and therefore there is no positive steady-state growth. Under such circumstances, with no taxes, the government debt-to-gdp ratio would go on to infinity. In other words, if we want a steady-state with $G > 0$, in such a steady-state the government budget must be balanced ($T = G$), and we will see that, under reasonable assumptions, this is exactly what happens in this economy.

Equation (4) postulates aggregate consumption to depend on both current disposable income and accumulated wealth (V_h), and the relevant propensities to consume are, α and β , respectively. Accumulated wealth, in turn, evolves as indicated by equation (5): it goes up (down) whenever aggregate savings are positive (negative). Equation (6) is the most important in the model since it incorporates the idea of liquidity preference. This equation says that households' demand for bills is the difference between the amount (or value: in this model there is no difference) of bills households would like to hold and the amount they actually hold (the two must coincide in a steady-state). The former is just a fraction of total wealth, and such a fraction depends positively on the interest rate on bills ($\gamma_1 > 0$) and on the exogenous parameter γ_0 . This parameter is an indicator of the state of liquidity preference: the lower γ_0 , the stronger the preference for liquidity of the public. Of course, overall consistency requires $0 \leq \gamma_0 + \gamma_1 r \leq 1$. Equation (7) simply states that what remains of people's wealth goes to cash. Equation (8) fixes the interest rate at the level desired by the central bank.

The model is squared—there are eight independent equations with eight unknowns ($C, T, Y, Y_d, r, \dot{V}_h, \dot{B}_h, \dot{H}$; G is taken as given, whereas V_h and B_h are state variables, i.e. given at any specific instant in time)—and it could be noted that we neither have an equilibrium condition for the bills' market nor one for the money market. This because of Walras' law and especially because we are assuming, for the sake of the argument, that money is endogenous. Imagine the government wants to sell a given quantity of bills to spend more, but households are not willing to subscribe the totality of them. Should the central bank decide not to intervene, the government would be left with other options: either to spend less than originally planned, to increase the interest rate on bills to convince people to buy them, or some combination of the two. We suppose the central bank buys whatever amount of bills are not subscribed by the market so that the government does not have to raise interest rates. This is the concrete way for the central bank of this model economy to control the interest rate and, at the same time, the reason why we do not have to include an equilibrium condition for the bills market in our model. This is also the reason why we do not need a money market equilibrium condition: should

people decide to hold more money (to sell some of the bills in their hands), the central bank would simply provide that cash and buy those bills. As such, the interest rate would remain at the level decided by the central bank itself.

The model is simple, and finding its solution is easy. The following comes from the first four equations (forming an autonomous sub-system yielding the solutions for Y , C , Y_d , and T):

$$Y = \frac{1}{1 - \alpha(1 - \tau)} [G + \beta V_h + \alpha(1 - \tau)rB_h] \quad (9)$$

This is the standard formula for the Keynesian multiplier: in the short-run, equilibrium GDP is a multiple of autonomous demand, which, of course, includes the interest payments received by households on the stock of bills held at the beginning of the period.

Equation (9) represents a *short-term* (or *temporary*) solution. Moving towards the steady-state solution of the model means studying the evolution over time of both V_h and B_h (taken as given in (9)). This is where (5) and (6) enter into the picture. Before analysing the steady-state solution of the model, however, note that liquidity preference (the parameter γ_0) does not play any role in determining the short-term equilibrium GDP since the interest rate is taken as a given and decided upon by the central bank (in a more complete model, by the banking system). One could then be tempted to agree with the severe Kaldorian claim that liquidity preference “ceases to be of any importance” since, in a framework of endogenous money, it *neither* affects GDP *nor* does it affect the interest rate. To see what is different, we should move to the steady-state solution of the model.

Using (9), (2), (3), and (4), we get to the short-term equilibrium values for disposable income and aggregate consumption:

$$Y_d = (1 - \tau) \left\{ \frac{1}{1 - \alpha(1 - \tau)} [G + \beta V_h + \alpha r(1 - \tau)B_h] + rB_h \right\} \quad (10)$$

$$C = \alpha(1 - \tau) \left\{ \frac{1}{1 - \alpha(1 - \tau)} [G + \beta V_h + \alpha r(1 - \tau)B_h] + rB_h \right\} + \beta V_h \quad (11)$$

At this point, using (5), straightforward algebraic manipulations make it possible to have a differential equation for the evolution over time of households' wealth:

$$\dot{V}_h = -\frac{\tau\beta}{1 - \alpha(1 - \tau)} V_h + \frac{(1 - \alpha)(1 - \tau)[1 + \alpha(1 - \tau)]r}{1 - \alpha(1 - \tau)} B_h + \frac{(1 - \alpha)(1 - \tau)}{1 - \alpha(1 - \tau)} G \quad (12)$$

Not surprisingly, (12) makes the evolution of households' wealth depend on its initial value (V_h), the initial value of the stock of bills held by households themselves (B_h), and the level of public spending (G , which is the ultimate source of

autonomous demand in a closed economy and then, in a Keynesian framework, the true origin of income, savings and wealth). We are now left with the dynamics of the stock of bills in the hands of households. Luckily though, we no longer have to make calculations since these dynamics are already described by (6). The reader may easily see that (6) and (12) form a linear system of two differential equations in the two unknowns V_h and B_h . A steady-state for this economy is one in which $\dot{V}_h = 0$ and $\dot{B}_h = 0$. All we have to do is to show such a steady-state exists and is stable. As usual, the simplest way to address this kind of issue is to draw the phase diagram and see how the stationary loci for the relevant state variables behave. The stationary locus for B_h , i.e. the set of infinite pairs (V_h, B_h) such that $\dot{B}_h = 0$, is

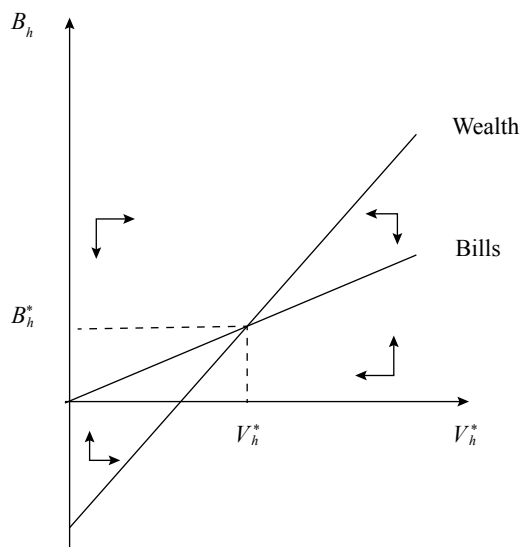
$$B_h = (\gamma_0 + \gamma_1 r) V_h \quad (13)$$

The slope of this isocline, labelled as “Bills” in Figure 1, is positive and less than one, as we already saw. The equation of the isocline $\dot{V}_h = 0$ - labelled as “Wealth” in Figure 1 - is:

$$B_h = -\frac{1}{[1 - \alpha(1 - \tau)]r} G + \frac{\tau\beta}{(1 - \alpha)(1 - \tau)[1 + \alpha(1 - \tau)]r} V_h \quad (14)$$

Figure 1.

The Steady-State and its Stability



Source: Own elaboration.

The two isoclines have been drawn under the assumption that the slope of the “Wealth” schedule exceeds the slope of the “Bills” schedule, which is a condition for a meaningful steady-state to exist:⁷

$$\frac{\tau\beta}{(1-\alpha)(1-\tau)[1+\alpha(1-\tau)]r} > (\gamma_0 + \gamma_1 r) \quad (15)$$

Assuming (15) holds, the steady-state solutions are easily computed:

$$Y_h^* = \frac{(1-\alpha)(1-\tau)}{\tau\beta - (\gamma_0 + \gamma_1 r)(1-\alpha)(1-\tau)[1+\alpha(1-\tau)]r} G \quad (16)$$

$$B_h^* = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1 r)(1-\alpha)(1-\tau)}{\tau\beta - (\gamma_0 + \gamma_1 r)(1-\alpha)(1-\tau)[1+\alpha(1-\tau)]r} G \quad (17)$$

The solutions (16) and (17) are then to be inserted into (9) to get the steady-state level of GDP. In the steady-state, in this closed economy, the sole source of autonomous demand is public spending, so it is not surprising to see that the steady-state level of GDP increases with G in this model economy:

$$Y^* = \frac{1}{1-\alpha(1-\tau)} \left\{ 1 + \frac{(1-\alpha)(1-\tau)[\beta + \alpha r(\gamma_0 + \gamma_1 r)]}{\tau\beta - (\gamma_0 + \gamma_1 r)(1-\alpha)(1-\tau)[1+\alpha(1-\tau)]r} \right\} G \quad (18)$$

In our model economy, there are no supply constraints (a better situation would be: a “pure labour economy”, labour is always available upon demand).⁸ Also, the system is demand-driven and public spending in a closed economy is the unique component of autonomous demand. This is the origin of the result illustrated in (18): in the model economy, you cannot have a positive steady-state income if you do not have a positive level of public spending. The question, then, naturally arises: what about government deficit and debt? It is very easy to check that in the steady-state the government budget is balanced. One way to do so is just to write down the differential equation for the evolution of public debt (we will call “ B ” the total stock of public debt). Remembering that central bank’s profits are paid back to the government (which means that *de facto* interests are only due on the portion of debt in the hands of households, B_h), the relevant equation is:

$$\dot{B} = G + rB_h(1-\tau) - \tau Y \quad (19)$$

⁷ Incidentally, it might be noted that a too high interest rate might compromise the existence of such a meaningful steady-state. It should also be clearer now what we already stressed in the text: with no taxes ($\tau=0$), a meaningful steady-state cannot exist since (15) would be violated.

⁸ Do not forget that in the steady-state of this economy there is no growth and no technical change. Hence, one does not have to think of an infinite reserve army. A constant labour force is enough.

According to (19), the government has to issue bills to finance the excess expenditures (over the fiscal revenue). Using (17) and (18), the reader may check that in the steady-state

$$\dot{B} = G + rB_h^*(1 - \tau) - \tau Y^* = 0$$

In other words, in the steady-state, the government debt remains constant, i.e. its deficit is zero. In this closed economy with no capital, investments, and growth, the steady-state must be one where households do not save and the government does not issue new debt.

It could be worth noting that, in this model, an increase in the interest rate is expansionary. Using (16), (17), and (18), it is easy to see that households' wealth, their holdings of bills, and GDP increase together with the interest rate. This could sound strange; however, in the present framework, it is not. Indeed, when the interest rate increases, households receive a higher interest income on their existing holdings of bills and, on top of this, their portfolio choice shifts from money to bills. An increase in households' income, in turn, translates into higher consumption, aggregate demand, and GDP. In the transition to the new steady-state, a higher household income stimulates their savings; then it is not surprising to see that in the new steady-state their wealth has also increased. It would be easy to weaken this "strange" result, at least in two ways. One is to add investments to the model and assume they negatively depend on the interest rate. The other is to postulate some direct and negative relation between consumption and the interest rate,⁹ and this could be justified on the grounds of some standard neo-classical argument –with higher interest rates, people postpone consumption (substitute present with future consumption) to maximize their inter-temporal utility. However, this would not change the main insights of our discourse on liquidity preference and, therefore, we will not pursue this route.

Turning to more interesting questions, we still have to analyse whether the steady-state we arrived at is stable or not and, above all, understand the role of liquidity preference. The stability of the system is to be evaluated looking at the trace and determinant of the Jacobian (J) of the linear system formed by our dynamic equations (6) and (12), i.e.

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{B}_h}{\partial B_h} = -1 & \frac{\partial \dot{B}_h}{\partial V_h} = (\gamma_0 + \gamma_1 r) \\ \frac{\partial \dot{V}_h}{\partial B_h} = \frac{(1 - \alpha)(1 - \tau)[1 + \alpha(1 - \tau)]r}{1 - \alpha(1 - \tau)} & \frac{\partial \dot{V}_h}{\partial V_h} = -\frac{\tau\beta}{1 - \alpha(1 - \tau)} \end{bmatrix}$$

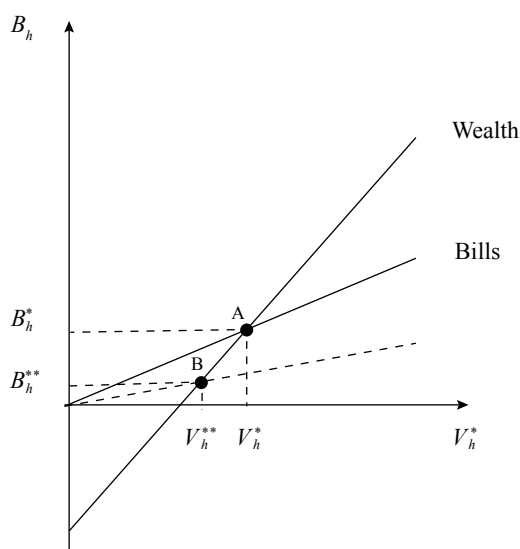
⁹ In our model, we have a positive and indirect relation between the two magnitudes since the interest rate as such does not appear in equation (4).

The trace of J is certainly negative and, provided that (15) holds, the determinant is positive. In other words: if a steady-state exists (remember that (15) is an existence condition), it is stable (as indicated by the arrows in Figure 1).¹⁰ We can then move to the issue of liquidity preference.

Assume the economy is in its steady-state position (point A in Figure 2). For some reason, the preference for liquidity of the public increases (γ_0 falls). People try to sell their bills and, as we already know, the central bank will buy them and print money. The interest rate will remain unaffected (in this model, this is the ultimate purpose of the central bank) and money supply will adjust endogenously.

Figure 2.

An Increase in Liquidity Preference



Source: Own elaboration.

The “Bills” schedule will rotate clockwise (see equation (13)) and the economy will move towards its new steady-state (point B in Figure 2), with $V_h^{**} < V_h^*$ and $B_h^{**} < B_h^*$. As the reader may easily check using (18),¹¹ the steady-state level of GDP will also decrease: *in a world of endogenous money, liquidity preference continues to be of great importance in the determination of real GDP*. This cannot be considered a theory anymore to determine the interest rate (at least under the simplifying assumptions of this model), but it continues to be a crucial

¹⁰This is what usually happens in simple Keynesian models: the condition for the existence and the stability of the equilibrium coincide.

¹¹This is even more evident from (9).

parameter in the determination of income. The reason is simple, and was already mentioned in section 2. The choice of households to increase their holdings of money (decrease their holdings of bills) does not leave their incomes unaffected. This choice reduces their incomes (then consumption, aggregate demand, and GDP) simply because bills are interest-bearing, money is not, and the extra-profits earned by the central bank are not (fully) distributed to households.

So, a naïf question could be asked by someone with a neoclassical background: why should households hold money in the first place if this does not maximize their income and welfare? Are they irrational? Of course not, and the answer to this question is well-known, and provided by Keynes himself: when people feel insecure, they buy insurance services, and these are not free. They are costly. The kind of uncertainty Keynes dealt with is the so-called “radical uncertainty” and the only (costly) insurance service that might be bought in this case is given by the use of money as a store of value. There is nothing irrational.

A further naïf question one could be tempted to ask regards inflation. If we compare the two steady-states illustrated in Figure 2, we clearly see that, after the increase in liquidity preference, the economy ends up with a lower GDP and an *increased* quantity of money. How is it possible for this higher quantity of money not to translate into higher commodity prices (remember that in our model we assumed prices to be constant)? Once again, the answer is very simple. Consider the Fisher identity. The kind of shock we are talking about –a stronger liquidity preference– is very much the same as a reduction in money velocity. What we showed, then, is that the macro causality embedded in a Keynesian model with endogenous money simply implies that a reduction in money velocity is offset in part by a reduction in real GDP and in part by an increase in the quantity of money: the Fisher identity, as it must be, holds before and after the occurrence of the shock. In the concluding section of the paper, we will briefly discuss some possible extension of this model and this includes the inclusion of some price dynamics. In terms of the Fisher identity, instead of having only M and Y as endogenous (as is the case in our model), we would also have P as emerging endogenously from the system. Money velocity, V , would instead continue to be the crucial exogenous variable.

FINAL REMARKS

In this paper, we have argued that even in the event that banks are able to maintain the interest rate at their chosen level– which is, so to speak, the most “radical” version of the theory of endogenous money– the general public’s liquidity preference (known as “financial markets”) continues to be a key element in determining the real equilibrium of the economy. Under an endogenous money framework (at least in its radical and “horizontalist” version), the Keynesian theory of liquidity preference does not constitute a theory that can determine *both* the interest rate and the level of income. However, it does not lose its great importance

as theory to be able to determine income. Financial markets matter, even when assuming that banks do have the full power to control the interest rate. The Kaldorian idea that, with endogenous money, liquidity preference “ceases to be of any importance” can only be defended under a set of very restrictive assumptions (banks’ profits are fully distributed and there is no difference in the propensity to spend for those households who receive banks’ profits and those who do not; capital gains and losses are not taken into consideration; bank loans and bonds are perfect substitutes from the perspective of borrowing firms).

The very simple model we used as an example to illustrate the essence of our idea may obviously be extended in several directions. One possibility is to include investments and turn the model into a Keynesian growth model. In this case, instead of only having savings out of the steady-state (as is the case in the model we presented in this paper), we would also have savings in the steady-state. With private investments brought into the picture, it would make sense to postulate the existence of private banks and then bank money (deposits). High-powered money would cease to be the only form of money and the model would certainly be descriptively richer. In any case, with or without private banks and bank money, a crucial issue which is not addressed in this paper regards the reasons why banks –central and/or private– decide the specific interest rate (as we saw and discussed in (16), (17), and (18). The interest rate is not neutral and its specific level affects the steady-state position of the economy): this is, in our opinion, the potentially most fruitful extension of our model. Adding to the model, some kind of monetary rule –the Taylor rule or some other relation describing banks’ objectives– would make it possible to address other interesting issues related to the role of liquidity preference.

For instance, it would be possible to study how variations in liquidity preference (which, as we saw, modify output and employment and then, through some kind of Phillips curve, inflation) force the central bank to change the interest rate. This way, the central bank would probably manage to restore the target level of inflation, but what about output and employment? If the central bank is not pursuing an inflation targeting policy and, as is the case in the US, this is more oriented toward guaranteeing full employment, what would the consequences of variations in liquidity preference be on the equilibrium inflation rate? In other words: is it possible for the central bank to control both the inflation rate and the output (or output gap) *in a framework where liquidity preference is once again important*? The inclusion of a central bank with some well-specified objective in our model would also allow understanding why there are instances where monetary policy is not very effective. In our model economy, for instance, the central bank could decide to *increase* the interest rate to stimulate the economy (see discussion above), but it is perfectly possible for this not to work if, at the same time, people increase their liquidity preference (if, in the model, r goes up and γ_0 falls).

In a different model where the impact of higher interest rates on aggregate demand is negative (see, again, our previous discussion), the very same risk could

materialize: the central bank *lowers* the interest rate to boost activity, but this does not work because people increase their liquidity preference. So, regardless of the specific model, we work with interest rates that positively affect or negatively aggregate demand, with or without investments, etc.). The central message of our paper is that liquidity preference matters. The fact that money is endogenous does not necessarily move the balance of powers in favour of banks. The City and Wall Street continue to affect our lives.

REFERENCES

1. Asensio, A. (2017). Insights on endogenous money and the liquidity preference theory of interest. *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(3), 327-348.
2. Bertocco, G. (2018). The Zero Lower bound and the asymmetric efficacy of monetary policy: a view from the history of economic ideas. *Italian Economic Journal: A Continuation of Italian Economist Magazine and Journal of Economists*, Springer, Italian Society of Economists, 4(3), 549-566.
3. Bertocco, G., & Kalajzic, A. (2014). *The liquidity preference theory: A critical analysis, economics and quantitative methods*. Department of Economics, University of Insubria.
4. Carlin, W., & Soskice, D. (2015). *Macroeconomics: Institutions, instability, and the financial system*. Oxford: Oxford University Press.
5. Dafermos, Y. (2012). Liquidity preference, uncertainty, and recessions in a stock-flow consistent model. *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(4), 749-776.
6. Dow, S. (1997). Endogenous Money. In G. C. Harcourt, & P. A. Riach (Eds.), *A "second edition" of the general theory*, (pp. 61-78). London: Routledge.
7. Fontana, G., & Setterfield, M. (2009). *Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy*. New York: Palgrave MacMillan.
8. Godley, W., & M. Lavoie (2007). *Monetary economics. An integrated approach to credit, money, income, production and wealth*. New York: Palgrave MacMillan.
9. Kaldor, N. (1985). *Economics without equilibrium*. Cardiff: University College Cardiff Press.
10. Lavoie, M. (2009). Taming the new consensus: Hysteresis and some other post keynesian amendments. In G. Fontana & M. Setterfield, *Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy* (pp. 191-213). New York: Palgrave MacMillan.

11. Lavoie, M., & Reissl, S. (2018). *Further insights on endogenous money and the liquidity preference theory of interest* (Working Paper Series). ExSIDE, 1-33.
12. Pasinetti, L. (1981). *Structural change and economic growth: A theoretical essay on the dynamics of the wealth of nations*. Cambridge: Cambridge University Press.
13. Moore, B. (1988). *Horizontalists and Verticalists. The macroeconomics of the credit money*. Cambridge: Cambridge University Press.
14. Palley, T. (1994). Debt, aggregate demand, and the business cycle: An analysis in the spirit of Kaldor and Minsky. *Journal of Post Keynesian Economics*, 16(3), 371-390.
15. Palley, T. (2013). Horizontalists, verticalists, and structuralists: The theory of endogenous money reassessed. *Review of Keynesian Economics*, 1(4), 406-424.
16. Palley, T. (2017). The theory of endogenous money and the LM schedule: Prelude to a reconstruction of ISLM. *Brazilian Journal of Political Economy*, 37(1), 3-22.

TERMS OF TRADE SHOCKS AND TAXATION IN DEVELOPING COUNTRIES

Gonzalo Hernández
María Alejandra Prieto

Hernández, G., & Prieto, M. A. (2020). Terms of trade shocks and taxation in developing countries. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 613-634.

We find evidence suggesting that economies with a tax structure more oriented toward indirect taxes –rather than direct taxes– tend to mitigate the effect of terms of trade shocks on output fluctuations. This finding might be particularly important for lower-income countries since the negative welfare effects caused by macroeconomic volatility in the absence of consumption-smoothing mechanisms are more severe in developing economies exposed to external shocks. Additionally, some of these economies are attempting to reorient their tax structure toward more direct taxes following the standards in advanced economies.

G. Hernández

Departamento de Economía, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá-Colombia. Correo electrónico: gonzalo.hernandez@javeriana.edu.co

M. A. Prieto

Egresada del Programa de Economía, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá-Colombia. Correo electrónico: maria-prieto@javeriana.edu.co

Sugerencia de citación: Hernández, G., & Prieto, M. A. (2020). Terms of trade shocks and taxation in developing countries. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 613-634. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.80207>

Este artículo fue recibido el 7 de junio de 2019, ajustado el 14 de septiembre de 2019 y su publicación aprobada el 19 de septiembre de 2019.

Keywords: Tax structure; output fluctuations; developing economies; terms of trade.

JEL: E62; E32; F4; H2.

Hernández, G., & Prieto, M. A. (2020). Términos de intercambio y estructura tributaria en países en desarrollo. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 613-634.

Encontramos evidencia que sugiere que las economías con una estructura tributaria más orientada hacia los impuestos indirectos tienden a mitigar el efecto de los términos de intercambio en las fluctuaciones del producto. Este hallazgo podría ser particularmente importante para los países de bajos ingresos, ya que los efectos negativos sobre el bienestar causados por la volatilidad macroeconómica, en ausencia de mecanismos de suavización del consumo, son más graves en las economías en desarrollo expuestas a choques externos, y porque algunas de estas economías están intentando reorientar su estructura tributaria hacia impuestos directos, siguiendo los estándares de las economías avanzadas.

Palabras clave: estructura tributaria; fluctuaciones de producto; países en desarrollo; términos de intercambio.

JEL: E62; E32; F4; H2.

Hernández, G., & Prieto, M. A. (2020). Termos de intercâmbio e estrutura tributária em países em desenvolvimento. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 613-634.

Encontramos evidência que sugere que as economias com uma estrutura tributária mais orientada aos impostos indiretos tendem a mitigar o efeito dos termos de intercâmbio nas flutuações do produto. Isto poderia ser particularmente importante para os países de baixos ingressos, já que os efeitos negativos sobre o bem-estar causados pela volatilidade macroeconômica, em ausência de mecanismos de suavização do consumo, são mais graves nas economias em desenvolvimento expostas a choques externos, porque algumas destas economias estão tentando reorientar sua estrutura tributária aos impostos diretos, seguindo os padrões das economias avançadas.

Palavras-chave: estrutura tributária; flutuações de produto; países em desenvolvimento; termos de intercâmbio.

JEL: E62; E32; F4; H2.

INTRODUCTION

In recent years, several developing countries have started a process in order to be accepted as members of the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). Some of these economies, for example the Latin American ones, clearly do not fulfil the development standards that have been achieved by traditional OECD members. However, both the organization and the applicants refer to this initiative as an opportunity to revise governance practices and the institutional framework or, more generally, as a possibility to adjust growth and development strategies in middle-income economies.

The process includes the OECD delivering several economic policy recommendations and the candidates adopting benchmarks consistent with patterns already followed by the advanced economies. In regard to tax policy, for example, new members would be expected to have a tax structure less dependent on indirect taxes. While the ratio of indirect taxes to direct taxes was 1.05 in 2016 for OECD economies, that ratio was 2.52 for Non-OECD countries. The literature seems to contain recommendations in favour of more direct taxes and also claims that indirect taxes may limit the scope of after-tax redistribution. Opponents argue that indirect taxes are easier to collect in developing economies and redistribution policies could still occur through expenditure, not only through taxes.

However, in regard to the tax structure, direct redistribution is not the only aspect that should be considered. A tax structure may also affect how economies stabilize their output fluctuations that are often caused by external shocks in the case of developing economies. In fact, it is well known in the literature that (i) the macroeconomic performance in developing economies is volatile and sensitive to external shocks, and (ii) taxes can be automatic stabilizers of output fluctuations (i.e. the role of taxes in the Keynesian multiplier). In the absence of solid social safety nets and consumption-smoothing mechanisms in developing economies (i.e. access to credit), income volatility might lead to deeper asymmetrical welfare effects among “rich” and “poor”. Likewise, other phenomena such as unemployment hysteresis might deepen the negative welfare effects of the downturns. Undoubtedly, the role of the tax structure as a macroeconomic stabilizing mechanism is relevant. And, obviously, the motivation for and the importance of this topic go beyond the discussion on OECD membership.

Specifically, this paper attempts to empirically examine if the tax revenue structure (composition), in terms of indirect taxes vis à vis direct taxes, amplifies or mitigates the effect of terms of trade shocks on output fluctuations. Although we recognize the existence of other external shocks (i.e. U.S. interest rates) that can foster capital account flows and cyclical variations of output, our focus on the terms of trade responds to the well-established role of this variable as a key determinant of output fluctuations in developing countries. This will be discussed in more detail in the next section. Our empirical strategy consists of an econometric estimation that the amplifying effect of the tax structure has on the effect of a

terms of trade shock on annual growth rates in 51 countries included in the Revenue Statistics Dataset (Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD)), which is the largest source of comparable tax revenue data. The baseline regression includes an interaction term composed by an indicator of the terms of trade and a proxy of the tax structure (composition) in order to examine the amplifying/mitigating role of the tax structure.

The following sections succeed this introduction: related literature, data description, econometric strategy, estimates, and conclusions.

RELATED LITERATURE

Many countries have a high degree of macroeconomic external vulnerability. Macroeconomic shocks, for example, originate in international markets, where open-small economies have negligible market power, or as the consequence of changes in advanced economies' economic policy (e.g. U.S. interest rates). Indeed, these shocks may have both a short and long-term effect by altering the business cycle and economic growth trends (Agénor, McDermott, & Prasad, 2000; Aiolfi, Catão, & Timmermann, 2011; Basu & McLeod, 1991; Hoffmaister & Roldos, 2001; Kose & Riezman, 2013; Österholm & Zettelmeyer, 2008). Latin America, an example of the developing world, provides evidence that highlights the role of business cycles' external determinants (Hernández, 2018; Osterholm & Zettelmeyer, 2008). Osterholm and Zettelmeyer (2008) show that between fifty and sixty percent of the variation in Latin American annual GDP growth is accounted for by external shocks. Furthermore, Aiolfi, Catão, and Timmermann (2011) observe the commonality of the output fluctuations across Argentina, Brazil, Chile, and Mexico and highlight the importance of external global factors in explaining this common regional cycle.

The set of external shocks that can foster cyclical variations in domestic output is wide; however, our focus on the terms of trade responds to the well-established role of this variable as a key determinant of output fluctuations in developing countries. For instance, Mendoza (1995), provides evidence suggesting that terms of trade shocks may account for between 37% and 56% of the actual variability of the GDP in developing countries. In his intertemporal model, the main mechanism explaining the relationship between terms of trade shocks and output variation is the following: positive terms of trade shocks lead to an increase in the marginal profitability of the exportable sector, followed by an investment boom that accelerates the economy as a whole. The model also allows for a Dutch Disease mechanism: the positive terms of trade shock may be followed by an appreciation of the exchange rate, which has a negative effect on export competitiveness.

Other studies have also estimated the effect of terms of trade shocks (Broda, 2004; Hernández, 2013; Hoffmaister & Roldos, 2001). Hernández (2013), for example, estimates that one third of the variability in the short run output in Colom-

bia is explained by changes in the terms of trade. The econometric estimations of the magnitude of that effect usually depend on the assumption of exogeneity of the terms of trade shocks. Although our empirical strategy in this document does not rely on this assumption, it is worth mentioning since some of the regional subsamples analysed in this article are more likely to comply with that assumption. In fact, the assumption of exogenous terms of trade in developing economies is certainly reasonable since small economies face an infinitely elastic external demand for their goods and an infinitely elastic supply of imported goods. Despite some well-known exceptions (for example, Broda, 2004), which find a less severe effect of the terms of trade on output fluctuations, especially in countries with flexible exchange regimes, most of the literature suggests a positive effect of terms of trade on output fluctuations in developing countries, at least in the short-term. In the medium or long-term, Dutch Disease mechanisms may revert the initial positive effect.

Another reason to highlight the role of the terms of trade, in contrast to other external variables (i.e. financial variables), as a crucial source of domestic output variation has to do with recent developments in the financial configurations adopted by the monetary policy in developing economies, which have offered these economies additional protection before external financial shocks. Latin America is a clear example of this. After the “lost decade” (the eighties), characterized by particular sensitiveness to external financial shocks, most of the Latin American economies implemented a new financial configuration that includes a flexible exchange rate regime, free capital mobility, and an inflation target framework. According to Aizenman (2008), this setup requires an extremely conservative management of international reserves, which work as a collateral in the financial markets. As mentioned in Ocampo (2009), this conservative management of international reserves has protected Latin America from severe financial crisis spillovers in recent years; however, this has not limited domestic economies’ exposure to trade shocks. These shocks are a crucial external element of domestic output fluctuations.

Empirical analyses of the terms of trade effect take into account a generous set of control variables, and some of the econometric techniques decompose the output variability in order to separate the effect of the terms of trade on output from other sources of macroeconomic fluctuations; however, these analyses do not explicitly show that the domestic policy (e.g. fiscal policy) may define a macroeconomic context that might amplify or buffer the external shocks (which is the purpose of this document). There are many contributions that examine the effect of fiscal policy, taxes and spending, and output and optimal tax rates (Arnold, 2008; Auerbach & Gorodnichenko, 2012; Blanchard & Perotti, 2002; Branson, & Lovell, 2001; Engen & Skinner, 1996; Gavin, Haussman, Perotti, & Talvi, 1996; Lee & Gordon, 2005; Jones, Manuelli, & Rossi, 1993; Perotti, 2012). These insights, in combination with studies on automatic stabilizers (for example, Andrés & Doménech, 2006; Auerbach & Feenberg, 2000), motivate an empirical analysis on domestic policy as a transmitter of the terms of trade shocks.

An empirical approach to estimate how much the tax structure amplifies or mitigates terms of trade shocks is particularly important for developing economies. It is well known that these economies are usually very sensitive to external shocks and have a negligible control on the shocks; however, their tax policy might be used as a macroeconomic instrument to stabilize the impact of those external shocks. Even if the fiscal policy is not primarily intended to be used as an automatic stabilizer, policy makers should understand the macroeconomic side effect of changes in the tax structure. Once again, especially in poorer economies, the macroeconomic impacts have a more profound effect on welfare since people are less likely to cushion the windfalls.

DATA DESCRIPTION

The main component of our empirical strategy is the econometric estimation of the effect of the tax structure as a potential amplifier/mitigator of terms of trade shocks. In order to develop this econometric exercise, we use panel data that includes 51 countries and a time series from 1990 to 2016 (the most recent year that is available with updated information).

The size of the panel is basically determined by available information in the OECD dataset on tax revenues. This dataset is known as the most comprehensive source of tax information that allows comparisons across countries. Our sample includes information for countries that are classified in different ranges of income (e.g. middle-income economies or high-income economies).

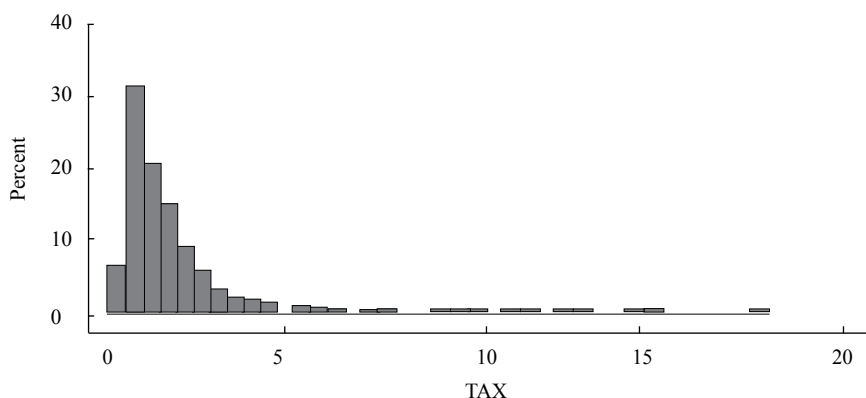
The OECD dataset has 4-digit level information in regard to the different sources of tax revenues; however, we only focus on two main categories: Taxes on Goods and Services (code 5000) and Taxes on Income, Profits, and Capital Gains (code 1000). We use these two codes to construct a proxy for the tax structure that reflects the composition of tax revenues in terms of indirect vis à vis direct taxes. Concretely, TAX (tax structure) corresponds to the ratio between indirect tax revenues (Taxes on Goods and Services) and direct tax revenues (Taxes on Income, Profits and Capital Gains)

Figure 1 shows the TAX histogram for the pooled database. There are a wide range of TAX observations: from 0.13 (Venezuela, 1990) to 18.1 (Bolivia, 1992). The mean (1.75) is close to the median (1.26). TAX is equal to 0.82 in the upper limit of the lowest quartile and is equal to 2.09 in the lower limit of the highest quartile.

Table 1 reports the TAX mean in four arbitrary periods: 1990-1996, 1997-2003, 2004-2009, and 2010-2016. Although the last two periods might be considered as pre- and post-Great Recession time frames, the main purpose of this subsampling is to describe the TAX stability over time in certain selected countries. For period 2010-2016 (the most recent), Table 1 also shows information on other tax revenue indicators that is useful for a more complete characterization: (i) Taxes on Goods and Services as a proportion of Total Tax Revenues, (ii) Taxes on Income, Profits,

Figure 1.

Tax Structure Histogram (TAX)



Source: Elaborated by the authors.

Table 1.

Tax structure

Time period:	1990-1996	1997-2003	2004-2009	2010-2016			
Variable:	Mean TAX (Tax on Goods and Services Revenues/Tax on Income, Profits and Capital Gains Revenues)			Mean TAX	Tax on Goods and Services Revenues/ Total Tax Revenues (%)	Tax on Income, Profits and Capital Gains Revenues/ Total Tax Revenues (%)	Total Tax Revenues/ GDP (%)
OECD	1.06	1.10	1.05	1.11	33	34	33
No- OECD	4.48	3.41	2.52	2.13	50	25	20
United States	0.41	0.36	0.39	0.38	18	47	25
Switzerland	0.44	0.51	0.50	0.49	22	46	27
Australia	0.52	0.50	0.48	0.49	28	57	27
Canada	0.56	0.52	0.50	0.49	23	48	32
Denmark	0.53	0.56	0.55	0.51	32	63	46
Ecuador	4.29	5.50	2.71	2.51	52	21	19
Argentina	6.47	3.42	2.94	2.79	50	18	31
Bolivia	14.22	5.25	3.82	2.80	59	21	25
Venezuela	0.48	1.66	1.36	2.36	65	28	15
Paraguay	3.25	4.34	4.42	3.88	58	15	17

Source: Elaborated by the authors, based on the OECD revenue statistics database.

and Capital Gains as a proportion of Total Tax Revenues, and (iii) Total Tax Revenues as a proportion of Gross Domestic Product (GDP). This descriptive table shows that, for OECD members, the average level of TAX has been quite stable. It was 1.06 in the 1990-1996 period and 1.11 in 2010-2016. Non-OECD economies report a significantly higher level of TAX: 4.48 in 1990-2016 and 2.13 in 2010-2016. The declining TAX trend in non-OECD economies is worth noting, especially from 1990 to 2009. Nevertheless, in general, lower-income economies rely more on indirect taxes.

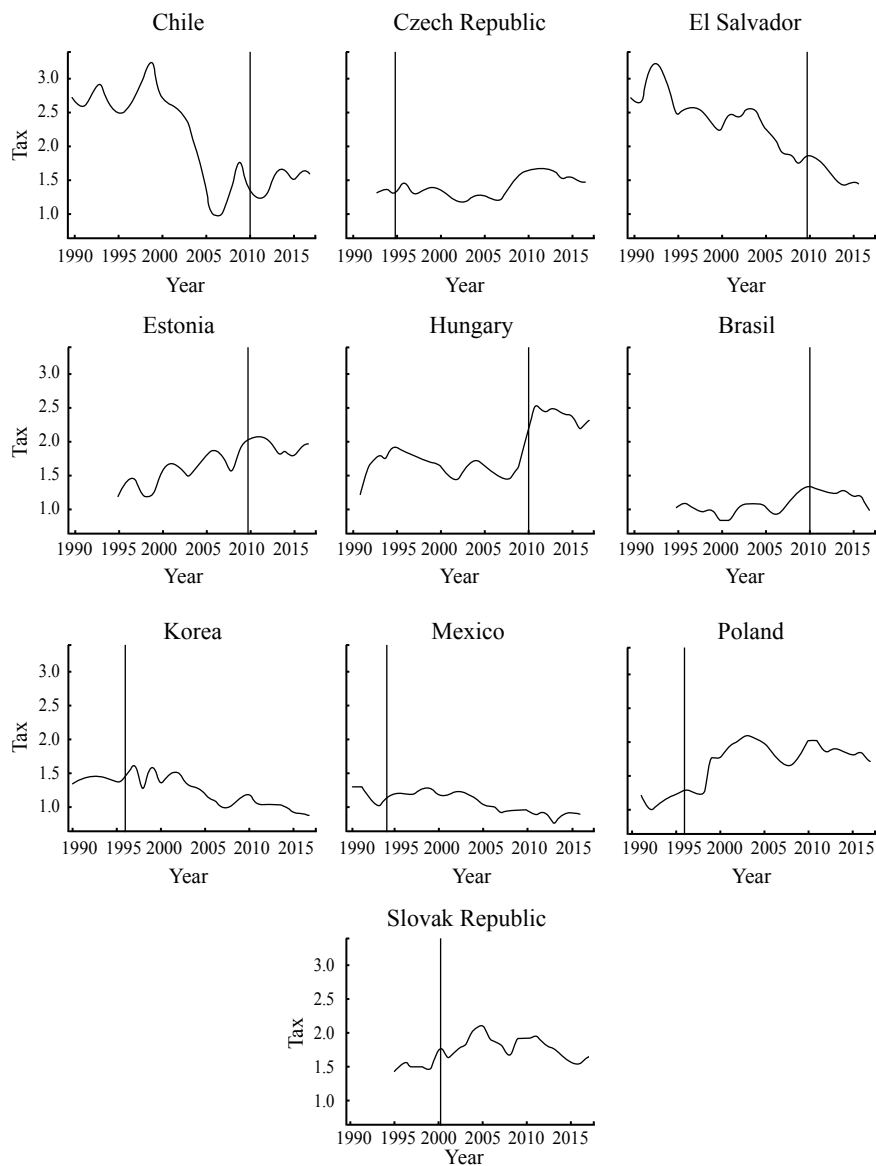
Table 1 also displays information on some selected economies that may provide a clear example of the heterogeneity in tax structures. We chose the five economies with the lowest level of TAX in 2016 and the five economies with the highest level in the same year. Not surprisingly, the first group includes countries such as the United States, Australia, and Denmark. The second group comprises five Latin American countries: Ecuador, Argentina, Bolivia, Venezuela, and Paraguay. These Latin American economies, only with the exception of Venezuela, have experienced a declining TAX trend. Bolivia has a serious fluctuation in TAX from 14.22 in 1990-1996 to 2.80 in 2010-2016 (five times less). It is also worth noticing that tax revenues, as a proportion of the GDP, are on average higher in more advanced economies.

Regarding other Latin American countries, Chile and Mexico, which have been OECD members since 2010 and 1994, respectively, are among the economies that have lower reductions in TAX. This pattern might be explained by the fact that these two countries changed their tax structure before other Latin American countries did. In 1990-1996, both in Chile and Mexico, TAX was already below the region's average. For a more general picture on the potential role of being an OECD member, Figure 2 shows the time series for TAX in ten countries that were recently accepted as OECD members (the vertical line shows the year when membership was granted). Except in the case of Estonia, recent members had TAX ratios below two when they joined the organization. In some cases, TAX increased after membership was granted; Hungary, for example, reached a ratio of 2.5 in 2011. However, in general, for these recent members, TAX stayed at relatively low levels. Figure 2, which shows Chile and Mexico, indicates that their entry into the OECD was preceded by reductions of the size of indirect tax revenues in relation to direct tax revenues.

In regard to the key external macroeconomic shock, the introduction already mentioned that we would focus on the terms of trade. Terms of trade (TOT) series were obtained from the World Development Indicators (WDI) for OECD economies and from The Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC) for Latin American economies. Figure 3 displays the TOT histogram. The distribution is centred at around one hundred (TOT is an index). One standard deviation is twenty points. The histogram clearly shows that most of the observations are in the range of the mean plus/minus two standard deviations.

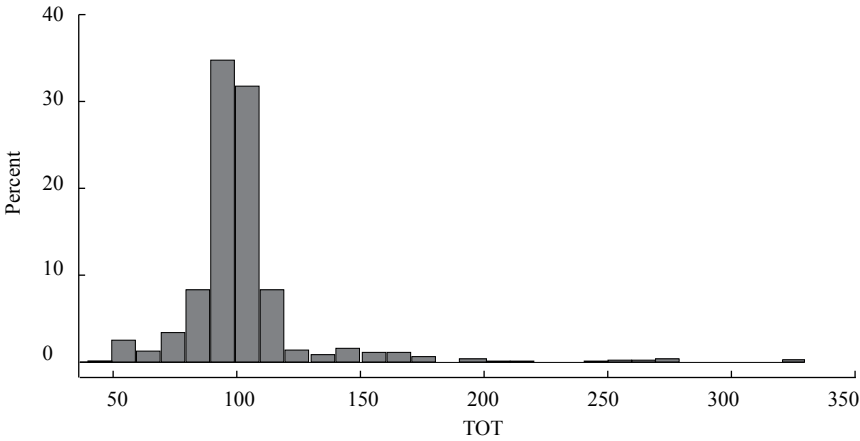
Figure 2.

TAX (ratio Indirect Tax Revenues over Direct Tax Revenues). Countries that were accepted as OECD members after 1990. The vertical lines show the years in which the countries were accepted as OECD members



Source: Elaborated by the authors.

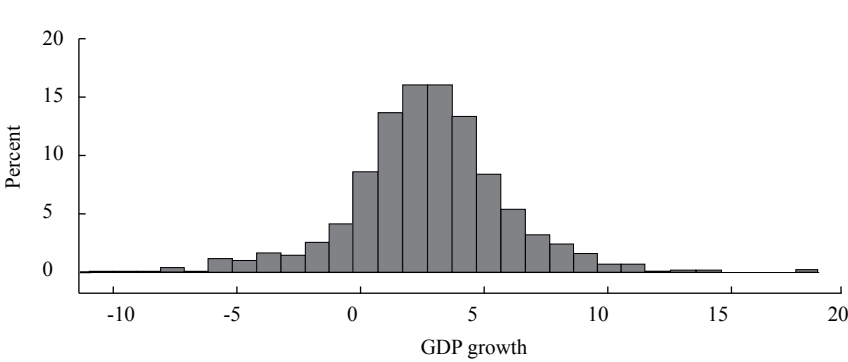
Figure 3.
Terms of trade (TOT) histogram



Source: Elaborated by the authors.

Since we evaluate the role of TAX before TOT shocks on output fluctuations, we use the GDP annual growth rates (World Development indicators) as a proxy of short-run output variations. This variable is named GRGDP. Figure 4 shows the GRGDP histogram. GRGDP observations range from -6.5 percent to 25.6 percent. GRGDP is centred around the mean (3 percent), the median is 3.1 percent.

Figure 4.
GDP annual growth rates histogram (GRGDP)



Source: Elaborated by the authors.

Finally, besides our key variables, our panel data includes information on Domestic Credit as a Percentage of GDP (DOMCRED), Savings as a percentage of GDP

(SAV_GDP), Trade balance as a Percentage of GDP (TB_GDP), Total Tax Revenues as a Percentage of GDP (TTR_GDP), and Government Spending as a Percentage of GDP (GOV_GDP). Some of these proxies correspond to other potential sources of external shocks that are different from the terms of trade; other variables characterize the general macroeconomic performance of the economy. For instance, Total Tax Revenues (as a proportion of GDP) might be especially important to test the robustness of the effect of the tax structure after controlling for the size of total revenues. It is possible that the tax structure is associated with the level of tax revenues as a proportion of GDP. Since this level may also be correlated with the annual growth rates, our coefficient associated with TAX might be biased if Total Tax Revenues were omitted. Likewise, Government Spending may react to the business cycle. Fiscal policy, in general, may be conditioned to the macroeconomic context (Kaminsky, 2010; Vegh & Vuletin, 2015). Data for these control variables were obtained from the World Development Indicators. Table 2 summarises all the variables, definitions, sources, and coverage of the entire dataset described in this section as well as some groups of countries that will be considered in the following empirical strategy.

Table 2.

Variable definitions, groups of countries, sources, and coverage

Variable or Group	Definition	Source	Coverage
<i>GRGDP</i>	Annual growth rate of real GDP	Authors' calculations based on World Development Indicators (WDI)	1990-2016
<i>TAX</i>	Tax on Goods and Services Revenues/ Tax on Income, Profits and Capital Gains Revenues. Total tax revenue on category 5000 (OECD) as a proportion of total tax revenue on category 1000 (OECD).	Authors' calculations based on OECD Revenue statistics	1990-2016
<i>TOT</i>	Terms of trade index	Authors' calculations based on World Development Indicators (WDI) and ECLAC	1990-2016
<i>TAX_TOT</i>	TAX and TOT interaction	Authors' calculations	1990-2016

(Continued)

Table 2.
Variable definitions, groups of countries, sources, and coverage

Variable or Group	Definition	Source	Coverage
Lower-income countries	Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Costa Rica, Czech Republic, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Estonia, Guatemala, Honduras, Hungary, Korea, Latvia, Mexico, Nicaragua, Panama, Paraguay, Peru, Poland, Slovak Republic, Turkey, Uruguay.		
Higher-income countries	Australia, Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Luxembourg, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States.		
Broda countries	Austria, Chile, Germany, Denmark, Hungary, Ireland, Italy, Netherlands, New Zealand, Poland, Slovak Republic, United States, Brazil, Costa Rica, Guatemala, Nicaragua	Broda, C., 2004. Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. <i>Journal of International Economics</i> , 63(1), pp.31-58.	
Control variables			
GOV_GDP	General government final consumption expenditure (as a proportion of GDP)	WDI	1990-2016
DOM_CRED	Domestic credit provided by financial sector (as a proportion of GDP)	WDI	1990-2016
SAV_GDP	Gross domestic savings (as a proportion of GDP)	WDI	1990-2016
TB_GDP	Trade balance (as a proportion of GDP)	WDI	1990-2016
TTR_GDP	Total tax revenue (as a proportion of GDP)	OECD	1990-2016

Source: Elaborated by the authors.

ECONOMETRIC STRATEGY

Our econometric strategy relies on the following econometric specification:

$$\begin{aligned} GRGDP_{j,t} = & \sum_{n=1}^2 \varphi_n GRGDP_{j,t-n} + \sum_{n=0}^1 \gamma_n TAX_{j,t-n} + \dots \sum_{n=0}^1 \beta_n TOT_{j,t-n} \\ & + \sum_{n=0}^1 \rho_n TAX * TOT_{j,t-n} + \delta Z_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \tag{1}$$

In addition to those variables already defined in section 3, TAX*TOT is an interaction term between the tax structure proxy (TAX) and terms of trade (TOT), Z is the set of control variables (DOMCRED, SAV_GDP, TB_GDP, TTR_GDP, and GOV_GDP), and $\varepsilon_{j,t}$ is the error term.

Using panel data analysis, we estimate φ , γ , β , ρ , and δ and pay particular attention to the coefficient associated with TAX*TOT (ρ), which relates to the role of the tax structure as an amplifying/mitigating mechanism of terms of trade shocks

$$\left(\frac{\partial GRGDP}{\partial TOT} = \beta + \rho TAX \right).$$

We use a Generalized Method of Moments (GMM) estimator instead of an Ordinary Least Square (OLS) estimator. An OLS estimator may lead to biased estimates for several reasons; we are particularly concerned about the potential endogeneity resulting from the fact that right-hand side variables might simultaneously be determined by the annual growth rates. Were that the case, the error term $\varepsilon_{j,t}$ would be correlated with right hand side variables in equation (1). Although terms of trade (TOT) are usually assumed as an exogenous variable in some developing economies, characterized as price takers in international markets, this may not be the case in our full sample including high-income countries. Several of these economies, representing a big part of world's gross domestic product, depart from the assumption of perfectly elastic demand of their exports or perfectly elastic supply of their imports. The endogeneity problem is perhaps more pervasive in the case of our proxy for the tax structure (TAX). In fact, it would be unreasonable to assume that the tax revenue composition is neutral to the business cycle. Not only the tax base but also the tax rate, for both indirect and direct taxes, may react to output shocks. In particular, developing economies tend to display a pro-cyclical fiscal policy in booms and an a-cyclical fiscal policy in non-severe downturns (Kaminsky, 2010). Therefore, governments facing political pressure to maintain the spending level during the windfalls certainly use taxes while they are restricted by international financial markets to issue new debt. It is true that, to some extent, policy makers internalize the political and economic effects of these new taxes on the business cycles; however, they may prefer to focus on the objective related to collecting more revenues. This aspect is crucial in the discussions on tax reforms.

Once it is decided to increase tax revenues, "direct or indirect taxes?" becomes the key question. Both represent benefits and costs for the government, facing inside and outside lags in the implementation of the tax increase. For example, in spite of the fact that indirect taxes might lead to undesired income and wealth redistribution, since they are usually regressive, these types of taxes, at least in developing economies, are easier to collect than direct tax revenues. Perhaps, due to the severe inequality in income, wealth, and political power, tax evasion seems to be more pervasive in the case of direct taxes. To conclude this line of analysis, governments might favour indirect taxes over direct taxes during windfalls. As a conclusion, the tax revenue composition would change depending on the stage of the business cycle. On the other hand, since OECD members have lower levels of TAX than the non-OECD economies, countries attempting to be part of this organization are encouraged to reduce the dependence on indirect taxes.

We use the Arellano-Bover GMM estimator to deal with the potential endogeneity. Instruments are lagged with the dependent and independent variables in equation (1). The GMM estimator controls for two possibilities: (i) the possibility of non-orthogonal error terms due to the inclusion of the lagged dependent variable on the right-hand side of the regression: lags of the dependent variable lead to a dynamic/autoregressive model, and these lags may be correlated with the unobserved individual-level effect, (ii) the possibility for non-strictly exogenous explanatory variables. This GMM estimator is undoubtedly more robust than the OLS estimator in our empirical strategy, even for cases where panels have dimensions $N > T$ (Roodman, 2006). It is well known that the Arellano-Bond estimator removes the unobserved effect after taking the first difference of equation (1); however, by construction, differences in the lags of the dependent variables will be correlated with the error term's differences (ε_{jt}). Therefore, the Arellano-Bond dynamic panel estimator uses higher order lags of the dependent variable besides the lags of the right-hand side variables to instrument TAX or TOT as well as the lags of the dependent variable.

The validity of the instruments is tested by the Sargan-test of over-identifying restrictions. Following Roodman (2006), if the model is over-identified, given the rank condition, a Wald test can be used to test the joint validity of the moment conditions. Similarly, following Arellano and Bond (1991), we also implement a serial correlation test on the residuals. First-order correlation is expected by construction; nevertheless, there must not be serial correlation in the order 2 error terms.

ESTIMATES

Table 3 summarizes the results obtained from our baseline regression. Column (1) reports the GMM estimates for the general econometric specification. This regression takes into account the set of control variables. The main result from this regression is the positive effect of TOT and the negative effect of lagged TOT on the annual growth rates of the GDP (GRGDP). The estimate associated with contemporaneous TOT (0.038) means that one standard deviation of TOT translates into 0.74 additional percentage points for the GRGDP. This effect is important. It corresponds to 22 percent of a GRGDP one standard deviation. This contemporaneous effect is reversed in the next year, given the negative estimate associated with the first TOT lag (-0.037). These estimates are consistent with a Dutch Disease effect following the positive contemporaneous effect of TOT. As mentioned in the literature review, the positive terms of trade shocks may lead to the appreciation of the exchange rate, which may then affect export competitiveness. Column (2) reports the results of a specific regression that is obtained after removing the right-hand side variables one by one that are not statistically significant in column (1). The purpose of this new regression is to examine a more parsimonious specification that avoids, to some degree, the variance inflation caused by many variables that could be correlated on the right-hand side. Column (2) confirms the interpretation provided in column (1).

Table 3.

Estimates. Baseline regression

Dependent variable: GRGDP				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GMM	GMM	GMM	GMM
	1990-2016	1990-2016	1990-2016	1990-2016
	ALL	ALL	Broda countries	Broda countries
TAX	-0.264 (0.502)		-1.630 (1.108)	-0.705* (0.379)
TAX_{t-1}	0.556 (0.526)		0.250 (1.284)	
TOT	0.037** (0.015)	0.038*** (0.009)	0.013 (0.013)	0.030*** (0.008)
TOT_{t-1}	-0.031** (0.014)	-0.037*** (0.010)	-0.019 (0.020)	-0.028*** (0.010)
TAX_TOT	-0.000 (0.006)		0.011 (0.009)	
TAX_TOT_{t-1}	-0.003 (0.007)		-0.006 (0.013)	
Lags of dependent variable				
$GRGDP_{t-1}$	0.032 (0.048)	0.032 (0.049)	-0.015 (0.110)	-0.023 (0.102)
$GRGDP_{t-2}$	-0.214*** (0.037)	-0.217*** (0.036)	-0.243*** (0.045)	-0.238*** (0.049)
Control variables				
TB_GDP	-0.366*** (0.060)	-0.371*** (0.057)	-0.274*** (0.082)	-0.271*** (0.079)
SAV_GDP	0.338*** (0.090)	0.340*** (0.084)	0.426*** (0.159)	0.434*** (0.151)
GOV_GDP	-0.489*** (0.094)	-0.478*** (0.103)	-0.382*** (0.103)	-0.368*** (0.099)
TTR_GDP	23.639*** (6.464)	23.770*** (5.533)	-7.093 (7.292)	-6.298 (7.318)
DOMCRED	-0.034*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	-0.047*** (0.010)	-0.046*** (0.009)
AR(1) test p-value	0.000	0.000	0.001	0.001
AR(2) test p-value	0.462	0.483	0.873	0.676
Sargan test (p-value)	0.391	0.455	0.307	0.347
Observations	980	981	372	372

(t-statistic), *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Source: Elaborated by the authors.

Finally, in columns (3) and (4), Table 3 shows the estimates of the econometric specification applied to a subsample of countries in our dataset that were previously defined in Broda (2004) as economies facing exogenous terms of trade: Austria, Chile, Germany, Denmark, Hungary, Ireland, Italy, Netherlands, New Zealand, Poland, the Slovak Republic, the United States, Brazil, Costa Rica, Guatemala, and Nicaragua. This group of economies is quite heterogeneous in relation to the level of economic development. We decided to examine if the coefficients estimated in columns (1) and (2) were similar to those obtained in (3) and (4). Interestingly, the estimates are similar in magnitude and statistical significance. We see these results as potential evidence that favours the assumption of exogenous terms of trade although we are controlling for potential endogeneity with the GMM estimator. With regards to our key variable ($TAX * TOT$), estimates in columns (1) to (4) show an estimate that is not statistically significant at the 10 percent level.

We then explored potential heterogeneous effects in different sets (Table 4). Beginning with the baseline specification, we included the interaction between TAX and TOT ($TAX * TOT$)—our key variable to explore the potential magnifying/mitigation effect of the tax structure—and a dummy that is equal to 1 depending on the following characteristics: (i) when the country has a level of TAX that is above the median of the full sample in 2016, (ii) when observations are above the median of the level of total tax revenues as a proportion of the GDP, and (iii) for observations corresponding to lower-income countries (when the level of income is below the median of the full sample). Columns (2) and (4), which are the more parsimonious versions of the regressions in columns (1) and (3), try to capture the heterogeneous effects of TAX above the median and high-tax revenue countries, respectively. Results show significant estimates for the new interaction terms. The signs of these estimates are opposed to the signs of the estimates of TOT and the first lag of TOT . This econometric evidence suggests that in countries with a higher level of TAX or a higher level of tax revenues (as a proportion of GDP) a tax structure more oriented to indirect taxes tends to better mitigate the effect of terms of trade shocks.

The clearest analysis in order to evaluate the effect of the tax structure in developing economies can be obtained from columns (5) and (6), which report the specification that includes an interaction term to evaluate the role of TAX as an amplifying/mitigating mechanism in lower-income countries. It is worth mentioning that the distribution of TAX is described by a higher mean and variance in lower-income economies than in higher-income economies. The mean in the sample of lower-income economies is 2.58 and the standard deviation is 1.99: three and five times greater than the mean and the standard deviation of TAX in higher-income economies, respectively. The analysis for lower income economies contributes to alleviate the potential problem of endogeneity resulting from terms of trade variation caused by output fluctuations. In comparison to high income economies, developing economies may be characterized as primary commodity exporters with very low international market power. The results show that both the coefficient associated with the new interaction term and the estimate related to $TAX * TOT$ are statistically significant.

Table 4.

Estimates. Regressions with the interaction term INTER (TAX or TTR/GDP above the median, and Lower-income countries)

Dependent variable: GRGDP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
	1990-2016	1990-2016	1990-2016	1990-2016	1990-2016	1990-2016
	INTER: TAX above the median	INTER: TAX above the median	INTER: TTR/GDP above the median	INTER: TTR/GDP above the median	INTER: Lower-income countries	INTER: Lower-income countries
TAX	-0.202 (0.462)		-0.350 (0.524)	-0.324* (0.182)	0.098 (0.520)	
TAX_{t-1}	0.472 (0.445)	0.318** (0.149)	0.603 (0.542)	0.300** (0.142)	0.228 (0.469)	
TOT	0.037** (0.015)	0.043*** (0.010)	0.036** (0.015)	0.037*** (0.009)	0.046*** (0.016)	0.044*** (0.010)
TOT_{t-1}	-0.032** (0.014)	-0.037*** (0.010)	-0.031** (0.014)	-0.038*** (0.010)	-0.040*** (0.015)	-0.044*** (0.010)
TAX_TOT	0.006 (0.013)		0.001 (0.006)		-0.066*** (0.022)	-0.065*** (0.021)
TAX_TOT_{t-1}	-0.009 (0.013)		-0.004 (0.007)		0.074*** (0.025)	0.077*** (0.024)
INTER	-0.006 (0.013)	-0.003* (0.002)	-0.011 (0.010)		0.062*** (0.021)	0.062*** (0.021)
INTER _{t-1}	0.007 (0.012)		0.023*** (0.009)	0.012*** (0.003)	-0.073*** (0.024)	-0.074*** (0.024)
Lags of dependent variable						
$GRGDP_{t-1}$	0.033 (0.048)	0.024 (0.049)	0.023 (0.048)	0.019 (0.050)	0.021 (0.046)	0.016 (0.046)
$GRGDP_{t-2}$	-0.215*** (0.037)	-0.212*** (0.036)	-0.215*** (0.034)	-0.211*** (0.034)	-0.210*** (0.035)	-0.210*** (0.035)
Control variables						
TB_GDP	-0.368*** (0.061)	-0.369*** (0.059)	-0.365*** (0.059)	-0.373*** (0.058)	-0.367*** (0.058)	-0.373*** (0.058)
SAV_GDP	0.338*** (0.090)	0.349*** (0.088)	0.349*** (0.093)	0.361*** (0.091)	0.354*** (0.088)	0.360*** (0.089)
GOV_GDP	-0.489***	-0.451***	-0.476***	-0.446***	-0.463***	-0.461***

(Continued)

Table 4.
Estimates. Regressions with the interaction term INTER (TAX or TTR/GDP above the median, and Lower-income countries)

	(0.095)	(0.098)	(0.090)	(0.097)	(0.101)	(0.104)
TTR_GDP	23.839*** (6.533)	24.619*** (6.375)	23.260*** (6.503)	23.150*** (6.496)	23.649*** (7.035)	23.150*** (7.000)
DOMCRED	-0.034*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.035*** (0.007)
AR(1) test						
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) test						
p-value	0.467	0.535	0.426	0.508	0.511	0.531
Sargan test						
(p-value)	0.336	0.493	0.390	0.428	0.389	0.452
Observations	980	980	980	980	980	980

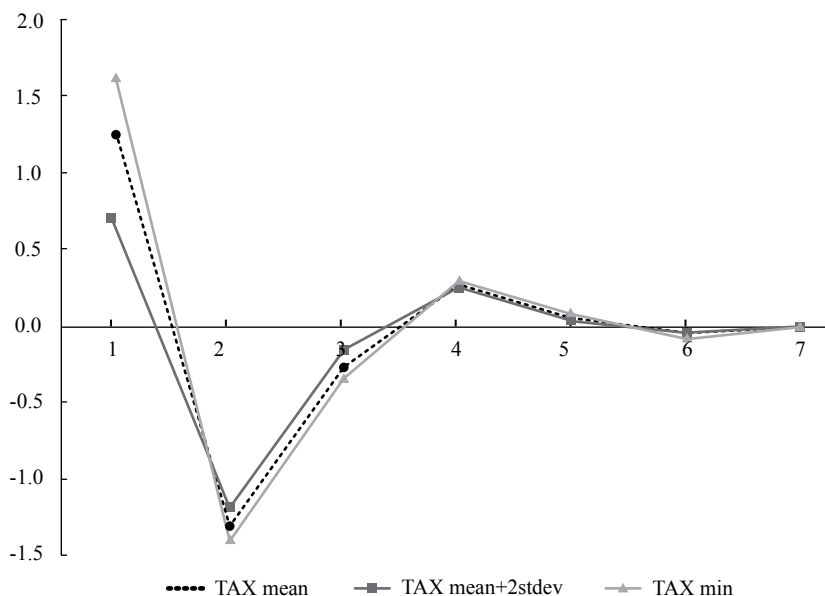
(*t*-statistic), **p* < 0.10, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01.

Source: Elaborated by the authors.

In order to provide a clearer picture of the dynamic effect of the terms of trade on the annual growth rates and the role of the tax structure, we used the estimates in column (5) to simulate the dynamic effect of a one standard deviation shock of the terms of trade on the annual growth rates. This simulation compares the effect in three scenarios that depend on the level of TAX: (i) for TAX at the mean of the sample for lower-income economies, (ii) for TAX at the mean plus two standard deviations of the sample for lower-income economies, and (iii) for TAX at the minimum level of the sample for lower-income economies. The mean plus two standard deviations (3.97) of TAX is 6.55 and TAX in the 75th percentile is 2.96. We did not use, for the last scenario, the mean minus two standard deviations, because that level is below the minimum value of the distribution. Figure 5 shows the results of the simulation. First, a tax structure more oriented toward indirect taxes better mitigates the volatility caused by a terms of trade shocks. For TAX in the level of the mean plus two standard deviations, after a 1 standard deviation shock in TOT, the additional annual growth rate in the first period would be almost 1 percentage point less than the annual growth rate if TAX were at the minimum level. In the second and the third period, since TOT leads to reductions in the annual growth rate, the higher TAX buffers the reductions. As mentioned before, this result is particularly important in developing economies where macro-economic volatility has deeper welfare effects on low-income or low-wealth citizens than in advanced economies. This evidence describes a potential cost that has not been explored when changes in tax structures favouring direct taxes are recommended.

Figure 5.

Effect of a terms of trade (TOT) shock in Lower-income economies. Effect of TOT on the annual growth rates (GRGDP) for three scenarios: (i) TAX at the mean, (ii) TAX at the mean plus two standard deviations, and (iii) TAX at the minimum level in the sample of lower-income economies



Source: Elaborated by the authors.

Nevertheless, our results present a more complex dynamic effect. The buffering effect of TAX with regards to terms of trade shocks is not the only element to be highlighted from the simulation. Once the aggregate effect of a terms of trade shock on growth is calculated (for a 5-year period), we observe that a one standard deviation variation in TOT ends up at the same GDP level (before the shock) after 5 years, when TAX is at the mean level. If TAX was at the mean plus two standard deviations (6.54), the GDP would be 0.07 percent below its level before the shock. When TAX is at the minimum (0.13), the GDP level would be higher 0.04 percentage points. Therefore, a higher TAX stabilizes the volatility caused by the terms of trade shocks by further mitigating the positive effects of TOT on growth (rather than its negative effects). This less obvious effect should also be considered in potential analyses on the welfare effects of different tax structures in lower-income economies.

CONCLUSIONS

Developing economies have permanently been exposed to external shocks that determine their output fluctuations and, with a few exceptions, these countries resemble the assumptions of a small and open economy. Although these external shocks have originated from multiple sources, recent vulnerability to external shocks have mainly been associated with terms of trade. In the nineties, Latin America, for example, followed a new plan for its financial configuration based on flexible exchange rates, inflation targeting, and free capital mobility; the sustainability of this required a large international reserve hoarding. These reserves, in the framework of a conservative monetary policy, limited the possibility of a financial crisis in the region. Therefore, this configuration left the terms of trade as the key source of external shocks. In fact, part of the recent Latin American macroeconomic performance has been determined by the commodity price boom that started in 2003 and the deterioration of the terms of trade as a consequence of the Great Recession.

The exposure to external shocks in developing economies has been vastly covered in the economic literature. However, as far as we know, less attention has been paid to how the tax structure operates as a propagation mechanism of these terms of trade shocks. Since it is well-known that the Keynesian multiplier may be affected by taxes, it is reasonable to empirically explore if the tax revenue structure matters as an amplifier of these shocks to small and open economies.

The main purpose of this paper was to develop an empirical analysis of the role of the tax structure before terms of trade variations. In spite of the fact that this analysis includes high-income economies, we highlighted our result for lower-income economies, where terms of trade are more likely to be exogenous and the incidence of terms of trade shocks are relatively more important. Specifically, we found that a tax revenue composition more oriented toward indirect taxes buffers the propagation of terms of trade shocks on output fluctuations. When TAX is at the level of the mean plus two standard deviations, a one standard deviation shock in TOT leads to an additional annual growth rate in the first period that is almost 1 percentage point less than the annual growth rate if TAX were at the minimum level. Then, in the next periods (second and third), since TOT leads to reductions in the annual growth rate, the higher TAX buffers the reductions. The aggregate effect of a terms of trade shock on growth shows that a one standard deviation variation in TOT ends up with more growth after five years when TAX is lower. A higher level of TAX stabilizes the volatility caused by the terms of trade shocks by mitigating more the positive effects of TOT on growth rather than the negative effects. This effect should also be considered in potential analyses on the welfare effects of different tax structures in lower-income economies.

Econometric results in this document provide a clear policy implication in relation to recommendations of changing the tax structure to reduce the share of indirect taxes. Although it is well known that a tax structure favouring indirect taxes in developing economies creates the advantage of an easier tax collection, it also gen-

erates the cost associated with regressive taxes on the poor and the middle class, especially if this tax policy is not accompanied by fiscal spending oriented toward redistribution. In this regard, the OECD might be right in favouring a tax composition less dependent on indirect taxes. However, the effects of the tax structure as an amplifier of output fluctuations cannot be neglected. Our empirical strategy offers a result for our group of lower-income countries that is not obvious: changes in the type of tax revenue in favour of direct taxes bring higher macroeconomic volatility. Contrary to high-income economies, lower-income countries are characterized by incomplete credit markets and weak social safety nets. Therefore, the action of consumption-smoothing mechanisms is limited, and these developing economies face adverse welfare effects derived from macroeconomic volatility.

REFERENCES

1. Agénor, P. R., McDermott, C. J., & Prasad, E. S. (2000). Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts. *The World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285.
2. Aiolfi, M., Catão, L. A., & Timmermann, A. (2011). Common factors in Latin America's business cycles. *Journal of Development Economics*, 95(2), 212-228.
3. Aizenman, J. (2008). Large hoarding of international reserves and the emerging global economic architecture. *The Manchester School*, 76(5), 487-503.
4. Andrés, J., & Doménech, R. (2006). Automatic stabilizers, fiscal rules and macroeconomic stability. *European Economic Review*, 50(6), 1487-1506.
5. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
6. Arnold, J. (2008). *Do tax structures affect aggregate economic growth?* (Working Paper, 643). OECD Economics Department.
7. Auerbach, A. J., & Feenberg, D. R. (2000). The significance of federal taxes as automatic stabilizers. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 37-56.
8. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
9. Basu, P., & McLeod, D. (1991). Terms of trade fluctuations and economic growth in developing economies. *Journal of Development Economics*, 37(1-2), 89-110.
10. 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.

11. Branson, J., & Lovell, C. K. (2001). A growth maximising tax structure for New Zealand. *International Tax and Public Finance*, 8(2), 129-146.
12. Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics*, 63(1), 31-58.
13. Engen, E. M., & Skinner, J. (1996). Taxation and economic growth. *National Bureau of Economic Research No. 5826*.
14. Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R., & Talvi, E. (1996). *Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, procyclicality, and limited creditworthiness* (Working Paper, 269). IDB.
15. Hernández, G. (2013). Terms of trade and output fluctuations in Colombia. *CEPAL Review*, (110).
16. Hernández, G. (2018). Output Co-movement between Latin America and the United States: the Export Structure Matters. *International Review of Applied Economics*, <https://doi.org/10.1080/02692171.2018.1511690>
17. Hoffmaister, A. W., & Roldos, J. E. (2001). The sources of macroeconomic fluctuations in developing countries: Brazil and Korea. *Journal of Macroeconomics*, 23(2), 213-239.
18. Jones, L. E., Manuelli, R. E., & Rossi, P. E. (1993). Optimal taxation in models of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 101(3), 485-517.
19. Kaminsky, G. L. (2010). Terms of trade shocks and fiscal cycles. *National Bureau of Economic Research No. 15780*.
20. Kose, M. A., & Riezman, R. (2013). Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa. In *International Trade Agreements and Political Economy*, 369-394.
21. Lee, Y., & Gordon, R. H. (2005). Tax structure and economic growth. *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 1027-1043.
22. Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 101-137.
23. Ocampo, J. A. (2009). Latin America and the global financial crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 33(4), 703-724.
24. Österholm, P., & Zettelmeyer, J. (2008). The effect of external conditions on growth in Latin America. *IMF Staff Papers*, 55(4), 595-623.
25. Perotti, R. (2012). The effects of tax shocks on output: not so large, but not small either. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 214-237.
26. Roodman, D. (2006). *How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata* (Working Paper, 103). Center for Global Development.
27. Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2015). How is tax policy conducted over the business cycle? *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3), 327-370.

ETNICIDAD, ESPACIO Y DESARROLLO HUMANO EN COMUNIDADES POBRES URBANAS: LA COMUNA 6 EN CARTAGENA DE INDIAS, COLOMBIA

Aarón Espinosa-Espinosa
Maristella Madero-Jirado
Gabriel Rodríguez-Puello
Luis C. Díaz-Canedo

A. Espinosa-Espinosa

Universidad Tecnológica de Bolívar, Cartagena, Colombia. Correo electrónico: aespinos@utb.edu.co

M. Madero-Jirado

Universidad Tecnológica de Bolívar, Cartagena, Colombia. Correo electrónico: maristellamj@gmail.com

G. Rodríguez-Puello

Universidad Tecnológica de Bolívar, Cartagena, Colombia. Correo electrónico: grodriguezpuello@gmail.com

L. C. Díaz-Canedo

Universidad Tecnológica de Bolívar, Cartagena, Colombia. Correo electrónico: ldiaz@utb.edu.co

Sugerencia de citación: Espinosa-Espinosa, A., Madero-Jirado, M., Rodríguez-Puello, G., & Díaz-Canedo, L. C. (2020). Etnicidad, espacio y desarrollo humano en comunidades pobres urbanas: la comuna 6 en Cartagena de Indias, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 635-665. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.77333>

Este artículo fue recibido el 18 de enero de 2019, ajustado el 28 de julio de 2019 y su publicación aprobada el 26 de agosto de 2019.

Espinosa-Espinosa, A., Madero-Jirado, M., Rodríguez-Puello, G., & Díaz-Canedo, L. C. (2020). Etnicidad, espacio y desarrollo humano en comunidades pobres urbanas: la comuna 6 en Cartagena de Indias, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 635-665.

Cartagena de Indias registra la mayor exclusión social entre las principales ciudades colombianas. Este artículo evalúa el nivel de desarrollo humano y los determinantes de la pobreza en la comuna 6, donde predomina la población afro-colombiana. Con el marco analítico de pobreza urbana, capacidades y estructura de oportunidades, y una base *ad hoc* para estimar un modelo *probit* como estrategia empírica, se elabora un perfil de pobreza diferenciado para esta extensa zona, con un enfoque espacial. Los resultados muestran que las variables laborales, étnicas –con evidencia concluyente a favor de blancos– y capital social explican las privaciones en esta comuna.

Palabras clave: pobreza y bienestar; desigualdad; estructura de oportunidades; desarrollo humano; Cartagena de Indias.

JEL: D63; I00; I31; R50.

Espinosa-Espinosa, A., Madero-Jirado, M., Rodríguez-Puello, G. & Díaz-Canedo, L. C. (2020). Ethnicity, space and human development in poor urban communities: Commune 6 in Cartagena de Indias, Colombia. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 635-665.

Cartagena de Indias has the highest social exclusion among the main cities in Colombia. This paper evaluates human development and the determinants of poverty in the commune 6, where the Afro-Colombian population predominates. Based on the structure of the analytical framework of urban poverty, capabilities and opportunities, and an *ad hoc* database with probit model as an empirical strategy, we elaborate a differentiated poverty profile for this large area, applying spatial criteria. The results reveal that the labour ethnic variables –with conclusive evidence in favour of white people– and social capital explain the deprivations in this community.

Keywords: Poverty and welfare; inequality; opportunities structure; human development; Cartagena de Indias.

JEL: D63; I00; I31; R50.

Espinosa-Espinosa, A., Madero-Jirado, M., Rodríguez-Puello, G. & Díaz-Canedo, L. C. (2020). Etnia, espaço e desenvolvimento humano em comunidades pobres urbanas: a comuna 6 em Cartagena de Indias, Colômbia. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 635-665.

Cartagena de Indias registra a maior exclusão social entre as principais cidades colombianas. Este artigo avalia o nível de desenvolvimento humano e os determinantes da pobreza na comuna 6, onde predomina a população afro-colombiana.

Com o marco analítico de pobreza urbana, capacidades e estrutura de oportunidades, uma base *ad hoc* para estimar um modelo *probit* como estratégia empírica, elabora-se um perfil de pobreza diferenciado para esta extensa zona, com um enfoque espacial. Os resultados mostram que as variáveis étnicas de trabalho—com evidência conclusiva a favor de brancos—capital social explicam as privações nesta comuna.

Palavras-chave: pobreza bem-estar; desigualdade; estrutura de oportunidades; desenvolvimento humano; Cartagena de Indias.

JEL: D63; I00; I31; R50.

INTRODUCCIÓN

Desde su ascenso como colonia del Imperio español, y una vez erigida en puerto estratégico durante los siglos XVII y XVIII, Cartagena de Indias se configuró como un territorio segregado, con una notoria desigualdad en lo económico y social (Aguilera y Meisel, 2009). A casi quinientos años de la fundación española a celebrarse en 2033, y después de más de doscientos años de vida republicana tras el grito de independencia de 1811, se le reconoce como una urbe bicéfala que, por una parte, tiene la mayor producción petroquímica y turística y la más moderna infraestructura portuaria del país; y por otra, recibe creciente atención debido a la magnitud y persistencia de su pobreza.

De hecho, Cartagena es considerada como la más excluyente entre las grandes ciudades colombianas (Ayala y Meisel, 2016). Esto ha generado la reacción de diversos sectores políticos y de la sociedad civil que suscribieron el llamado Pacto por Cartagena, un programa de inversiones públicas nacionales de casi USD 650 millones con el que se pretende poner fin a la miseria en las zonas más atrasadas, de aquí a 2033 (Ayala y Meisel, 2017).

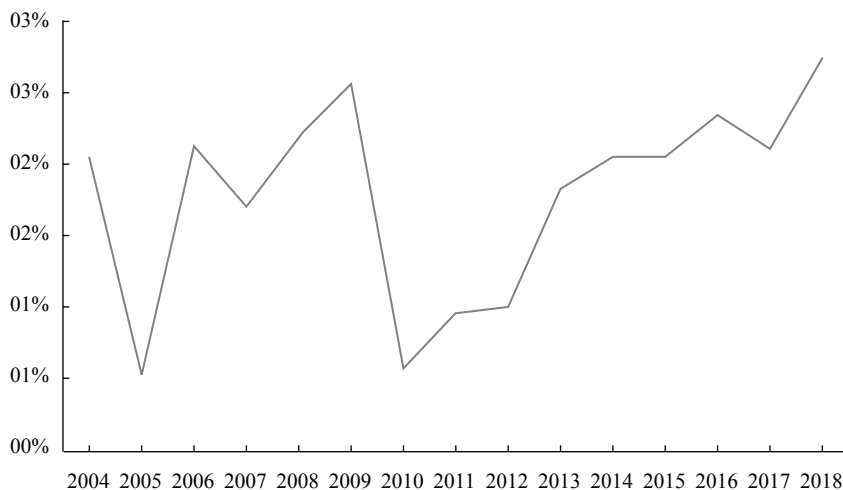
La pobreza no solo ha recibido creciente atención en los medios de comunicación (Figura 1), sino también en los esfuerzos investigativos. A partir del análisis sobre pobreza en los barrios de Cartagena (Pérez y Salazar, 2007), los estudios se orientaron a examinar el fenómeno de manera agregada y compararon su naturaleza y magnitud frente a otras ciudades colombianas. Desde entonces, la pobreza se ha planteado como eje de diversos análisis que se orientan a medir la magnitud de la vulnerabilidad (Rueda y Espinosa, 2010), las desigualdades raciales en el mercado laboral y de otras oportunidades (Romero, 2011), los patrones de especialización productiva (Acosta, 2013) y, más recientemente, la exclusión y la segregación espacial en sectores de la población históricamente rezagados (Ayala y Meisel, 2016, 2017; Espinosa, Ballestar y Utría, 2018).

Estos trabajos lograron conectar la pobreza con fenómenos del desarrollo urbano y económico, e identificar patrones de localización y trampas de pobreza que no solo son causadas por la falta de capacidades de las personas, sino también por procesos de largo plazo que estrecharon la estructura de oportunidades. Aunque valoran la condición étnica de la población y ofrecen evidencia sobre los efectos de la discriminación y la segregación racial (principalmente la de afrocolombianos), ninguno aborda empíricamente si esta condición y otras del contexto local determinan la pobreza urbana. Esto implica responder si, además de variables tradicionales como las laborales y del hogar, la etnia y la localización de las personas en el territorio inciden sobre aquella. Y si, consecuentemente, lo local-comunitario, entendido como capacidades de agencia y capital social, aportan a esta explicación.

En este contexto, y sobre la base de la discusión propuesta, por una parte, por autores como Wilson (1999, 2015) y Power y Wilson (2000), y por otra, por Sen (2000, 2005) y Nussbaum (2012), se analiza el caso de la Unidad Comunera de Gobierno

Figura 1.

Noticias sobre pobreza en Cartagena (2004-2018) (% del total)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Google Trends.

6 de Cartagena (de ahora en adelante comuna 6), que reúne el 12 % de la población local y representa un conglomerado diverso y muy activo en lo social y cultural. Está conformada por cinco barrios, clasificados en los niveles más bajos (1 y 2) del Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (Sisbén).

El objetivo del trabajo es evaluar el desarrollo humano y analizar empíricamente los determinantes de la pobreza en esta comuna. Para lograrlo, se parte de la discusión sobre la “nueva pobreza urbana” (Wilson, 1999, 2015) y del papel que el territorio, lo étnico y la estructura de oportunidades desempeñan en esta. El trabajo intenta superar el enfoque socioeconómico tradicional al aportar evidencia sobre el papel de las capacidades individuales y la gestión comunitaria, y las relaciona al mismo tiempo con la estructura de oportunidades de los grupos poblacionales que la habitan y con características como las étnicas, las espaciales y el capital social. Aunque muchas de estas variables han sido usadas sistemáticamente en diversos estudios internacionales (Chen y Wang, 2015; Giang y Pfau, 2009; Machado y Pérez, 2010; Niles y Peck, 2008; Oluoko-Odingo, 2009; Tuñón, Piñeiro y Coll, 2017), y algunas han sido dirigidas al estudio de la pobreza rural local (Prieto, 2011), se pueden considerar novedosas en el análisis de la pobreza urbana en el mundo urbano de Cartagena y la Costa Caribe (Espinosa, 2017).

Se propone alcanzarlo con una base de datos *ad hoc* que permite abordar el papel del espacio con un enfoque también novedoso: no se centra en el barrio como unidad de análisis (Pérez y Salazar, 2007; Rueda y Espinosa, 2010), sino en contornos

(llamados anillos) equidistantes de un cuerpo de agua estructurante del territorio, la ciénaga de la Virgen, que otorga un perfil diferenciado de dotaciones y vulnerabilidades para los hogares.

La contribución del estudio radica en mostrar que la pobreza y, por ende, la calidad de vida, no solo estarían asociados a las desigualdades latentes en capacidades y oportunidades, sino también al lugar que las personas ocupan en el territorio. Estas particularidades acentúan las desventajas relativas al sexo y la etnia, y apuntan a mostrar cómo las políticas públicas deben considerar las acciones comunitarias si, como en este caso, son efectivas para reducir las privaciones.

La sección que sigue a esta introducción contiene el marco conceptual con el que se analizan la pobreza y, de manera trasversal, los efectos del territorio y de la estructura de oportunidades, además de los principales hallazgos de la literatura de la pobreza urbana en Cartagena. En la tercera sección, se describe la metodología, la estrategia empírica y los datos utilizados resultantes de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) aplicada especialmente en este territorio. En la cuarta sección, se muestran los principales resultados del análisis descriptivo de la pobreza y el desarrollo humano, de capacidades básicas y de la estructura de oportunidades. En esta última sección, se utiliza un enfoque poblacional y espacial que permite diferenciar la incidencia de la pobreza. En la quinta sección, se describen y discuten los resultados del ejercicio empírico para establecer el peso explicativo de las variables utilizadas. Por último, se presentan las conclusiones y algunos elementos de discusión.

MARCO CONCEPTUAL Y ESTUDIOS LOCALES

Pobreza, oportunidades y territorio

Tres aspectos clave del desarrollo urbano contemporáneo son la concentración de la mayor parte de la actividad económica en las ciudades, la diversidad de dinámicas sociales, políticas y culturales que inciden sobre la población, y la configuración de patrones de localización que tienden a concentrar espacialmente a poblaciones con características más o menos similares; estos aspectos se asocian estrechamente a la desigualdad económica. Wilson (1999, 2015) vincula este fenómeno con el mercado laboral y se refiere a una “nueva pobreza urbana”, es decir, aquella que conforman barrios pobres y segregados donde la mayoría de sus habitantes son desempleados, han desistido de sus trabajos o nunca han hecho parte del mercado laboral.

El proceso de segregación se vincula a la tensión entre la decisión de escoger un lugar donde vivir y los atributos que ofrece. Para Power y Wilson (2000), ello determina quién llega, se queda o se va de un lugar. No obstante, como señalan estos autores, no solo el territorio y sus características definen quienes lo habitan, sino también las personas y sus capacidades. En consecuencia, la concentración de personas pobres y con pocas oportunidades en barrios con baja calidad de vida

implica prestar atención a las acciones y reglas de juego que procuren la igualdad, especialmente la basada en criterios raciales (Wilson, 2015).

La persistencia de la desigualdad remarca la importancia de la estructura de oportunidades, entendida como la posibilidad de acceso a bienes, servicios o al desempeño de actividades (Kaztman, 1999b, p. 21), y vinculada a la situación de pobreza de la población. Es casi inevitable que personas más vulnerables y con menos fuerza económica se concentren en áreas de mayor dificultad y con menos oportunidades (Power y Wilson, 2000, p. 4), como ha sucedido a largo plazo en el caso cartagenero (Espinosa et al., 2018). La estructura de oportunidades se puede evaluar en el ámbito de las capacidades; de hecho, para Nussbaum (2012), la pobreza comprende situaciones de privación material (de productos e ingresos) y de oportunidades fundamentales. Estas opciones se restringen debido a limitaciones sociales y circunstancias personales que impiden su aprovechamiento (Sen, 1993, 2000).

Las capacidades tienen fuertes nexos con la calidad de vida. La “capacidad” de una persona “refleja las combinaciones alternativas de funciones que la persona puede lograr, y de las cuales puede elegir una colección” (Sen, 1993, p. 30). El bienestar de las personas, entonces, puede evaluarse desde el punto de vista de su capacidad para lograr “funcionamientos” de valor personal y social (Nussbaum y Sen, 1993). Esta noción de *bienestar* llega a igualar a una definición de calidad de vida (Ruta, Camfield y Donaldson, 2007), supera la mera medición cuantitativa y examina los aspectos que posibilitan el ejercicio de las capacidades, es decir, ofrece un marco de evaluación de aquellas.

El concepto de *calidad de vida* es heterogéneo y considera aspectos tanto externos u objetivos de las condiciones de vida de las personas como subjetivos del individuo acerca de sus condiciones de vida (Veenhoven, 2000). Por ello, tiene sentido que para Sen el bienestar de una persona se entienda desde la calidad de vida, lo que permite asimilar el desarrollo como generación de capacidades y por su carácter multidimensional.

Sin embargo, para conectar capacidades, estructura de oportunidades y calidad de vida, se atribuye especial papel al Estado, como agente en procesos de mitigación de pobreza. Kaztman (1999b, p. 24) afirma que “las instituciones del Estado son particularmente importantes en la conformación de oportunidades que, a través de su impacto en la producción, distribución y uso de activos, facilitan el acceso a los canales de movilidad e integración social”, y que algunas de sus funciones deben apuntar a proveer nuevos activos o renovar los que ya han sido agotados. Un ejemplo es la provisión de educación gratuita, “cuya eficacia como estructura de oportunidad depende de la utilidad que muestren los logros educativos que se obtienen por esa vía para que los jóvenes puedan incorporarse a trabajos productivos”. Su relevancia se sustenta al identificar la falta de capital humano transmitido entre generaciones como uno de los aspectos determinantes de la pobreza (Chen y Wang, 2015, p. 373).

Estudios locales

Según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), en 2018, la pobreza moderada y la extrema afectaban, respectivamente, al 25,9 % y al 3,4 % de la población cartagenera. Una parte considerable de esta se ubica en una zona del territorio alejada de la Cartagena turística, cuyo eje es el centro histórico. En esta “otra Cartagena”, se han presentado diversos patrones de localización y trampas de pobreza, resultados de procesos de largo plazo que estrecharon la estructura de oportunidades.

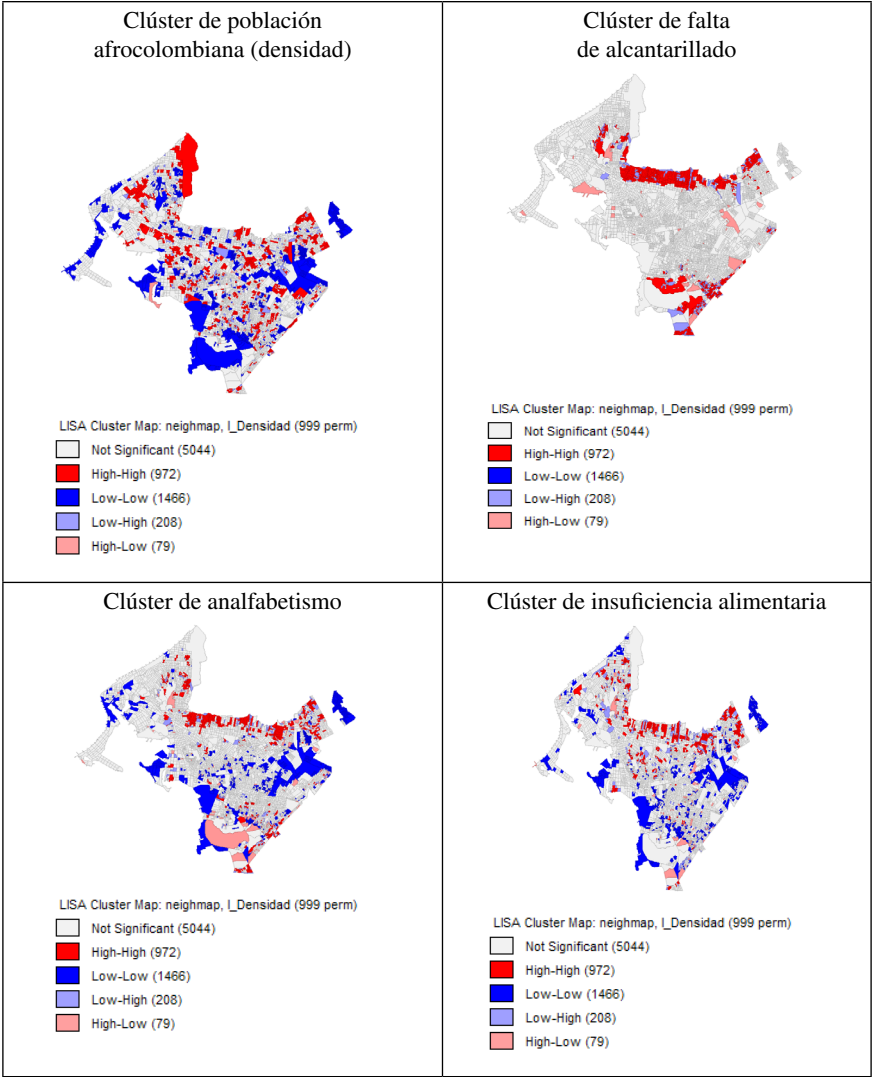
Al analizar la pobreza en los barrios de Cartagena, Pérez y Salazar (2007) identificaron la comuna 6 como uno de los territorios con mayor tasa de pobreza material y menor acceso a energía, alcantarillado, recolección de basuras y gas. El indicador que utilizan para describirla es el porcentaje de población de bajos ingresos, con las encuestas continuas de hogares del DANE entre 2001 y 2004. En particular, muestran que en la comuna 6 se presentan pocas oportunidades educativas y alta incidencia de la inmigración (en sentido estricto, desplazados por la violencia¹), la informalidad y la localización de población afro. Sin embargo, no usan estrategias empíricas para explicar la pobreza a escala barrial.

Son Rueda y Espinosa (2010) quienes utilizan la base de información elaborada por Pérez y Salazar (2007) para explicar empíricamente la incidencia de este conjunto de factores. Los resultados muestran que las variables que mejor explican la pobreza son el nivel educativo y la condición de inmigrante. La condición de afrodescendiente —su peso en el total de la población del barrio— resultó con débil significancia estadística. Estos autores omitieron variables clave como el sexo, el jefe y el entorno del hogar, y no hallaron efectos positivos de la educación para cerrar brechas debidas al trabajo informal y la condición racial.

Por último, Espinosa et al. (2018), con información censal de 2005, encuentran que la segregación residencial de la población afrodescendiente se relaciona estrechamente con la falta de capacidades básicas (p. ej., hambre y analfabetismo). A partir de indicadores locales de asociación espacial que permiten definir patrones de autocorrelación en unidades específicas en el territorio, estos autores identifican clústeres en la comuna 6 que se concentran en la franja más cercana a la ciénaga de la Virgen (Figura 2). Los autores concluyen que el desarrollo urbano local no ha generado resultados esperados en calidad de vida, sino que, por el contrario, “han resultado en clubes de perdedores, siendo estos últimos, en gran parte, de la población afrocolombiana de Cartagena” (p. 24).

¹ Este aparente sesgo en la presentación de los resultados se debe a la pregunta de la *Encuesta continua de hogares* (ECH), que no pregunta las causas de la inmigración. Esta discusión es pertinente, ya que existe la tendencia a denominar el desplazamiento como un acto migratorio, cuando por excelencia a este último lo media la decisión voluntaria y no forzada de trashumancia.

Figura 2.
Clústeres de población afrocolombiana y de aspectos de la calidad de vida en Cartagena



Fuente: elaboración propia.

Un vacío de la literatura que define los determinantes de la pobreza urbana en Cartagena se identifica en variables relacionadas, de nuevo, con la estructura de oportunidades y el capital social. Una primera aproximación empírica la hace Prieto (2011) para una zona reducida del área rural que incorpora variables de capital

social. Aunque no fueron estadísticamente significativas al explicar la determinación de mejores salarios, sí lo fueron al explicar una variable dicótoma de pobreza.

Por lo anterior, el análisis que se propone en este trabajo es novedoso en dos sentidos: a) incorpora variables que no han sido utilizadas en estudios que evalúan la pobreza urbana cartagenera y regional como las étnicas —no solo enfocadas en lo afro— y de capital social, y b) porque es común que los estudios analicen la pobreza por barrios, homogeneicen la unidad de análisis según patrones tradicionales, y no usen alternativas que atiendan a la naturaleza de la expansión urbana, como ocurre con los anillos concéntricos que aporta este estudio.

DEMOGRAFÍA, POBREZA Y ESTRUCTURA DE OPORTUNIDADES EN LA COMUNA 6

Perfil de la población

La comuna 6 está ubicada en la zona suroriental de Cartagena (Figura 3). La conforman los barrios Olaya Herrera, Fredonia, Nuevo Paraíso, Villa Estrella y El Pozón (Figura 4)², que suman un área de 46,1 km² (casi el 10 % del territorio local). Es una de las zonas de mayor riesgo ambiental, a lo que se suma su persistente vulnerabilidad social. La primera se debe a su cercanía a la ciénaga de la Virgen y al estar atravesada por canales de aguas pluviales y caños (Calicanto Viejo, Matute, Calicanto Nuevo, Chiamarí, El Limón, Isla de León), que exponen a la población al aumento del nivel del mar y a las precipitaciones. Además, el deterioro de los canales por la sedimentación y las basuras arrojadas por los mismos habitantes agrava el riesgo de inundaciones.

Según la ECV aplicada en el estudio, la comuna 6 cuenta con 97 573 habitantes, de los cuales el 49,2 % son mujeres y el 50,8 % son hombres. Los grupos étnicos predominantes son los afrocolombianos y mestizos, con el 45,9 % y el 29,4 % de la población, respectivamente. El territorio también lo habitan blancos (7 %) e indígenas (2,2 %). El 87 % de la población pertenece al nivel 1 del Sisbén, que la caracteriza como una población pobre y vulnerable. En promedio, los hogares lo integran 4,8 personas, donde más de dos inactivos son sostenidos por cada cuatro de la fuerza laboral. La comuna cuenta, además, con 1321 personas con discapacidad, la mayor de la ciudad.

El 30,1 % de la población es menor de 14 años y el 18,4 % se encuentran entre los 15 y 24 años, lo que evidencia grandes retos de formación de capital humano, ciudadanía y oportunidades de generación de ingreso para esta comunidad.

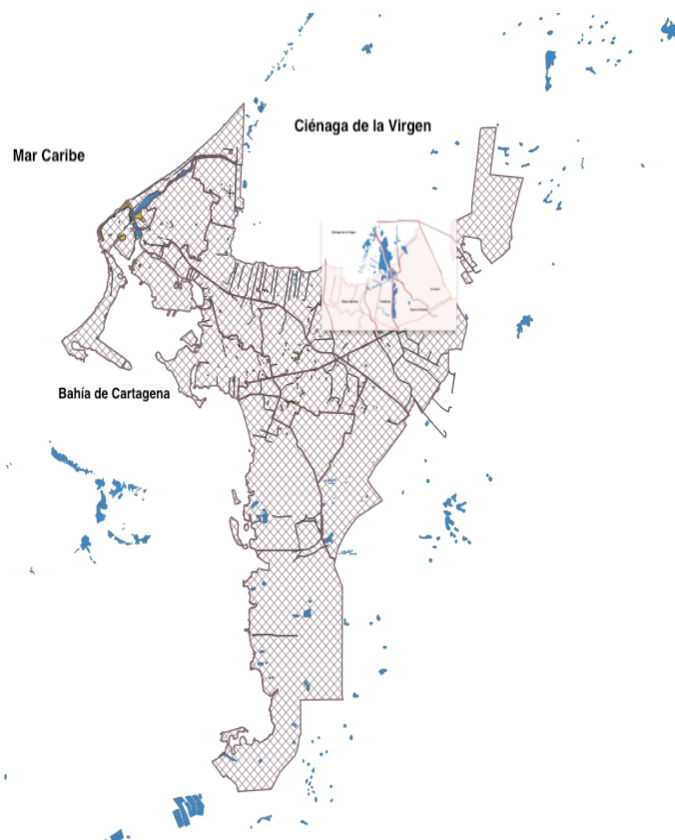
En la comuna 6, se cuentan alrededor de 15 910 unidades de vivienda. El 59 % pertenecen al estrato 1; y el 41 % restante, al estrato 2. A pesar de asentar más de 60 organizaciones comunitarias, el nivel de confianza en su labor es bajo y se des-

² La división por anillos se muestra en el Anexo 1.

conoce su incidencia en la superación de la pobreza. Solo el 18 % de la población confía o confía mucho en ellas, el 84 % no confía en las instituciones públicas o privadas y el 46 % no participa en ninguna organización.

Figura 3.

Cartagena dividida por comunas (énfasis en la comuna 6)

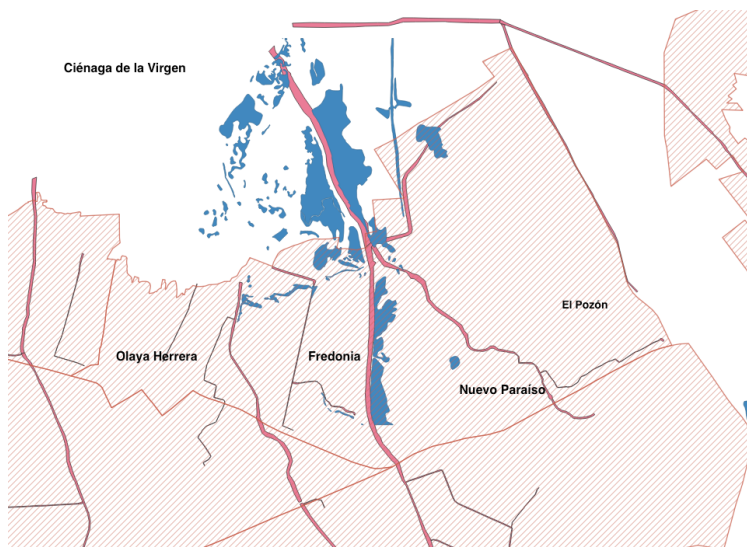


Fuente: elaboración propia.

Las comunidades cuentan con menos de 1 m² de parques y parques de bolsillo (<100 m²) por habitante, lo que muestra un déficit de mobiliario urbano. Sin embargo, esto no es considerado por los habitantes como el principal problema de espacio físico: el anillo 1 está relacionado con la contaminación de la ciénaga de la Virgen con canales o caños (74 %); el anillo 2, con las inundaciones (69 %); y el anillo 3, con el ruido (55 %). El 1 % de los hogares encuestados están satisfechos con los espacios comunitarios, aunque el 85 % crean que son importantes o muy importantes.

Figura 4.

Comuna 6 en Cartagena de Indias.



Fuente: elaboración propia.

Pobreza, calidad de vida y estructura de oportunidades

En la comuna 6, el 67,7 % de la población (cerca de 66 050 personas) se encuentran en situación de pobreza moderada. Este porcentaje es 2,5 veces mayor que la cifra correspondiente a Cartagena (26,6 %). La mayor incidencia la tiene el anillo 1, donde cerca de tres cuartas partes son pobres. En el anillo 3, las privaciones afectan una franja apreciable: el 60,3 % de la comunidad (Tabla 1A).

En cuanto a la población en pobreza extrema, los resultados son inquietantes. Más de una quinta parte (21,4 %) vive por debajo de la línea de indigencia. Esta pobreza es cinco veces más alta que en Cartagena; de nuevo, en el anillo 1 es mayor la incidencia (Tabla 1A). La pobreza extrema se relaciona con el hambre, y esta, a su vez, con la falta de renta. El hambre afecta en mayor medida a los anillos 1 y 2, donde más del 60 % de la población no ingirió alimentos por falta de dinero (Tabla 1A).

Los grupos poblacionales más afectados por la pobreza moderada y extrema son las mujeres y los indígenas (Tabla 1B). Las privaciones de los indígenas son una de las más preocupantes de cualquier grupo social en Cartagena: representan menos del 5 % de la población, pero el 36 % de sus miembros viven en pobreza extrema. A su vez, blancos y afrocolombianos sufren en menor grado los efectos de la pobreza moderada.

La mayor incidencia de las pobreza se vincula a la baja dotación de capacidades individuales y colectivas, y a las escasas oportunidades de la población. Conexa-

mente, la teoría de capital humano plantea que la familia –a través de sus jefes– ejerce una influencia crucial en el estatus socioeconómico de un individuo, que puede determinar si una persona cae en la pobreza (Chen y Wang, 2015). Para empezar, el nivel de educación –medido por los años de escolaridad alcanzados– es bajo en comparación con el de un cartagenero representativo e, incluso, con grupos en desventaja como los que habitan las zonas rurales (Tabla 1A). Son notorias las brechas educativas a favor de hombres y personas autorreconocidas como blancas, en perjuicio de mujeres y grupos étnicos afro e indígenas (Tabla 1B).

Según Wilson (1999) y Power y Wilson (2000), en el mercado de trabajo se comprende mejor la desigual distribución de oportunidades. En primer lugar, la tasa de ocupación en la comuna 6 es muy inferior a la de Cartagena. En 2014, año de aplicación de la ECV, se logró la máxima tasa de ocupación de Cartagena en los últimos quince años. Este indicador solo es favorable para hombres, blancos e indígenas, que cuentan con tasas de ocupación superiores al promedio (Tablas 1A y 1B). En segundo lugar, las oportunidades laborales se restringen más para su población trabajadora: padecen una tasa de desempleo superior en casi el doble a la general, lo que indica, por una parte, que por falta de capacidades y activos productivos esta población no aprovecha las fases expansivas de crecimiento económico; y por otra, que desempeñan actividades laborales muy inestables.

En particular, la fuerza laboral del anillo 2 es la más afectada por el desempleo de larga duración, aquella desocupación que supera los seis meses. Este afecta principalmente a mujeres, indígenas y blancos (Tablas 1A y 1B), y acentúa la inseguridad económica tanto como el trabajo informal, esto es, cuando un trabajador no aporta al sistema de pensiones.

La informalidad representa un canal de transmisión de pobreza: se ha comprobado que la vulnerabilidad del jefe del hogar se transmite al resto de miembros por la renta insuficiente y la escasa protección social (Rueda y Espinosa, 2010). En la comuna 6, la informalidad afecta a 9 de 10 jefes de hogar, en especial, en los anillos 1 y 2 (Tabla 1A), y a mujeres e indígenas (Tabla 1B).

Un complemento al análisis de capacidades como oportunidades económicas reales y respuesta a la situación de pobreza son los negocios puestos en marcha por la comunidad y la posesión de activos productivos como la vivienda, necesaria para el apalancamiento financiero. Aunque se desconocen datos para Cartagena, en la comuna 6 se observan disparidades en la capacidad de emprendimiento y generación de ingresos entre anillos y grupos de población. Los más rezagados: el anillo 1 (Tabla 1A) y hombres, afrocolombianos y mestizos (Tabla 1B).

Estas desigualdades también son notorias en la posesión de vivienda. Menos de la mitad de la población (41 %) cuenta con vivienda propia (Tabla 1A). Las diferencias en la propiedad son desventajosas para indígenas y afro, y para las mujeres (Tabla 1B). Sin embargo, en la comuna la posesión es menor que en otras comunidades donde predomina población afrocolombiana y la pobreza es más elevada, como en San Basilio de Palenque, corregimiento donde el 81 % de los hogares es propietario de vivienda y el 83 % es pobre (Aleán y Espinosa, 2014).

Tabla 1A.
Capacidades básicas y estructura de oportunidades en la comuna 6

Lugar de residencia	Pobreza moderada (línea de pobreza) %	Pobreza extrema (línea de indigencia) %	Incidencia del hambre* %	Ingreso por habitante (COP de 2014) %	Escolaridad (promedio años de educación) %	Tasa de desempleo %	Trabajo informal %	Trabajo informal (jefe del hogar) %	Tasa de ocupación %	Negocio propio %	Vivienda propia %
Anillo 1	73,3	26,4	65,2	205 341	7,14	12,7	5,6	79,8	50,2	14,9	31,1
Anillo 2	68,2	19,5	60,4	234 382	7,68	14,8	6,9	70,1	51,7	19,2	46,2
Anillo 3	60,3	17,5	48,3	293 247	8,8	12,6	5,3	57,6	50,0	19,2	47,0
T o t a l Comuna	67,7	21,4	58,5	241 422	7,83	13,4	5,9	69,7	50,7	17,7	41,0
Cartagena	26,2	4,2	—	605 435	9,94	7,8	1,6	58,4	56,5	—	—
Cartagena rural	58,9	23,3	—	—	8,37	13,6		66,7	43,8	—	—

Fuente: elaboración propia según ECV, Fundación Social (FS), Econometría. Datos de zona rural: tomados de Espinos y Alvis (2013). * Porcentaje de la población que no consumió alimentos por falta de dinero.

Tabla 1B.
Capacidades básicas y estructura de oportunidades según grupos de población en la comuna 6

Grupo/ condición	Participa- ción por- cional en población total %	Pobreza mode- rada (línea de pobreza) %	Pobreza extrema (línea de indigen- cia) %	Ingreso por habi- tante %	Escolari- dad (pro- medio años de educa- ción) %	Tasa de desem- pleo %	Tasa de desempleo de larga duración (>6 meses) %	Trabajo informal % (jefe del hogar)	Tasa de ocupación %	Negocio propio %	Vivienda propia %
Hombres	50,8	61,0	14,2	254 686	8,05	11,0	0,5	69,9	55,9	10,3	42,9
Mujeres	49,2	69,8	23,4	237 706	7,76	14,1	7,4	69,8	49,2	19,8	40,7
Blancos	7,0	60,2	22,0	260 826	8,88	18,9	7,6	63,5	50,9	17,8	47,9
Afro	45,9	64,9	19,3	223 964	7,47	13,2	6,5	71,0	50,4	16,7	42,4
Indígenas	2,2	77,9	36,1	185 114	7,80	21,7	9,3	64,5	53,2	20,9	27,1
Mestizo	29,4	70,1	16,7	253 869	8,24	11,5	6,6	67,5	49,9	16,7	39,2
Total comuna	100 %*	67,7	21,4	241 422	7,83	13,4	5,9	69,7	50,7	17,7	41,0

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.*El 100 % corresponde a la suma de hombres y mujeres. Los grupos étnicos relacionados suman el 77,5 % de la población.

Las diferencias en calidad de hábitat se amplían a lo ancho del territorio. El porcentaje de hogares que ha sufrido inundaciones leves o graves, contaminación de basuras y otros aspectos es muy elevado en los anillos 1 y 2. En general, se trata de comunidades muy vulnerables a episodios ambientales: el clima extremo y la contaminación afectan a hombres y mujeres por igual, pero un poco más a blancos e indígenas que a afro y mestizos (Tabla 2).

Tabla 2.
Pobreza, vulnerabilidad ambiental y gestión comunitaria en la comuna 6

Área/grupo social	Pobreza moderada (línea de pobreza) %	Pobreza extrema (línea de indigencia) %	Vulnerabilidad ambiental %	Gestión comunitaria %
Anillo 1	73,3	26,4	91,3	6,3
Anillo 2	68,2	19,5	93,2	5,3
Anillo 3	60,3	17,5	78,4	8,8
Hombres	61,0	14,2	86,0	7,1
Mujeres	69,8	23,4	88,7	6,6
Blancos	60,2	22,0	90,3	3,4
Afro	64,9	19,3	88,9	6,7
Indígenas	77,9	36,1	91,9	0,5
Mestizo	70,1	16,7	87,2	9,1
Total	67,7	21,4	88,2	6,7

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

En la comuna 6, la pobreza se relaciona inversamente con la capacidad de gestión comunitaria (Tabla 2). Esta se define como un conjunto de actividades orientadas a la promoción de la agencia individual y colectiva, como participación ciudadana mediante medios que se conocen y se utilizan, como confianza en miembros de la organización comunitaria y como acceso a información y toma de decisiones. Esto último es clave para conocer canales de gestión de proyectos y propuestas orientadas a generar capacidades y aprovechar oportunidades.

La gestión comunitaria es muy baja en los anillos 1 y 2 y en indígenas, mientras que la mayor actividad la presentan mestizos y afro (Tabla 2). ¿Esta capacidad colectiva ha desempeñado un papel positivo en la reducción de la pobreza en la comuna 6? En la siguiente sección, se indagan empíricamente esta y otras relaciones.

METODOLOGÍA Y DATOS

El análisis de la sección anterior identifica la magnitud de la pobreza monetaria, las capacidades individuales y comunitarias, y otros aspectos que condicionan la calidad de vida; sin embargo, no es suficiente para lograr el objetivo propuesto:

explicar las relaciones entre pobreza, espacio y desarrollo humano en comunidades étnicas urbanas de Cartagena.

Para analizar la pobreza, se considera la dimensión del ingreso. Bajo esta noción, una persona es pobre si su ingreso per cápita se encuentra por debajo de la línea de pobreza (LP), definida como el umbral monetario que le permite acceder a una canasta normativa de bienes y servicios (alimentos, vestuario, educación, transporte, entre otros) deseables socialmente. Este umbral lo determina la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (Mesep) del Departamento Nacional de Planeación (DNP) y el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) en COP 233 361, correspondiente a las zonas urbanas de las trece principales áreas metropolitanas.

En la estimación, se optó por un modelo binario (tipo *probit*) que tiene la siguiente estructura general (ecuación 1):

$$P_{ij} = \Phi\left(x_{ij}^T \beta\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\alpha}^{x_{ij}^T \beta} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (1)$$

Donde P_{ij} es la probabilidad de ocurrencia del evento de ser pobre de un individuo integrante del hogar i que habita un lugar de la comuna 6 (anillo j). Las variables explicativas X la integran características del hogar (jefe, presencia de niños, etnia de sus integrantes, edad, sexo, escolaridad y situación laboral) (Tabla 3). Igualmente, incluye un vector de variables del entorno: ambientales (acceso efectivo a servicios públicos, exposición a vulnerabilidad), capital social (participación y agencia ciudadana) y percepción de seguridad. Las demás variables no consideradas se recogen en un término de error.

Se plantea un modelo *probit* por su potencial de interpretación estructural en modelos de elección discreta que en nuestro caso significa modelizar una variable latente mediante una función índice: la pobreza monetaria. Este modelo también permite incluir adecuadamente variables cualitativas e identificar insumos para políticas públicas territoriales. Frente a otras alternativas, como el modelo de probabilidad lineal (MPL), aporta ventajas en el término de varianza (homocedasticidad), no acotamiento de las estimaciones y no subestimación de los parámetros.

Los datos utilizados se recolectaron mediante una base de datos *ad hoc*, la ECV, realizada en 2014 por la firma Econometría para la Fundación Social. Esta cuenta con representatividad por anillos, que dividen el territorio longitudinalmente y describen sectores organizados entre una vía principal, la avenida Pedro Romero, y el mayor cuerpo de agua interno, la ciénaga de la Virgen. La ECV recoge información de personas y hogares, y dispone de una amplia batería de preguntas sobre su entorno. Cuenta, además, con 3076 observaciones individuales que componen 932 hogares de la comuna 6.

La ECV divide el territorio en anillos para entender con fiabilidad las características de quienes habitan la comuna 6. Siendo este un territorio que ha crecido informalmente con rellenos a la ciénaga, las condiciones socioeconómicas se precarizan a mayor proximidad a este cuerpo de agua. En el anillo 1, se encuentran los hogares más cercanos a la ciénaga; en el anillo 2, los del sector intermedio; y en el anillo 3, la población más cercana a la vía Pedro Romero.

A continuación, se presentan las variables utilizadas.

Tabla 3.

Variables utilizadas en la estimación

Variable	Descripción	Tipo
Pobreza	1: si el ingreso per cápita está por debajo de LP; 0 en caso contrario.	Dummy (D)
Integrantes del hogar	Número de personas del hogar.	Continua (C)
Niños en el hogar	1: si hay niños menores de 6 años; 0: lo contrario.	D
Edad	Edad del jefe del hogar.	C
Escolaridad del jefe del hogar	Años de educación del jefe.	C
Sexo del jefe del hogar	1: si es hombre; 0: mujer.	D
Trabajo formal del jefe del hogar	1: si realizó aportes de seguridad social como salud o pensión; 0: lo contrario.	D
Acceso a acueducto	1: vivienda con acceso; 0: lo contrario.	D
Acceso a alcantarillado	1: vivienda con acceso; 0: lo contrario.	D
Vulnerabilidad ambiental	1: si el hogar ha sufrido contaminación (ciénaga, canales o caños), falta de árboles y áreas verdes, basura en calles, inundaciones; 0: lo contrario.	D
Otros miembros del hogar ocupados	1: si una o más personas del hogar trabajan, y 0 lo contrario.	D
Participación ciudadana	1: si conoce y ha utilizado mecanismos como acción popular, tutela, derechos de petición, acción de grupo, acción de cumplimiento, voto popular, revocatoria del mandato, cabildo abierto, referendo; 0: lo contrario.	D
Gestión comunitaria	1: si conoce y utiliza mecanismos para presentar proyectos y propuestas a entidades públicas o privadas como banco de proyectos, convocatorias y licitaciones públicas, rutas de atención para poblaciones específicas; 0: lo contrario.	D

(Continúa)

Tabla 3.

Variables utilizadas en la estimación

Variable	Descripción	Tipo
Confianza en organizaciones comunitarias	1: si la persona que responde o alguien del hogar confía mucho o confía en organizaciones; 0: lo contrario.	D
Etnias	1: si se autorreconoce como afro, mestizo, blanco e indígena; 0: lo contrario.	Ordenada (O)
Seguridad en el barrio y entorno	1: si percibe con mucha frecuencia o frecuencia que ocurran robos y amenazas, maltrato dentro del hogar, invasión del espacio público, abuso sexual infantil, abuso sexual a otros grupos, homicidios, riñas/peleas con agresión física, conflictos entre vecinos por mascotas o animales, por exceso de ruido; 0: lo contrario.	D
Condiciones de seguridad	1: si las condiciones de seguridad en la zona de residencia hacen que su vida corra peligro; 0: en caso contrario.	D

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

Este conjunto de variables permite explicar la incidencia de la pobreza en la comuna 6, de modo que son seleccionadas cuidadosamente para evitar relaciones endógenas con la variable explicada. Por ejemplo, la vulnerabilidad ambiental, el acceso a servicios públicos y la educación, que estarían determinados por el nivel de ingresos. Sin embargo, en el primer caso, los barrios y las zonas de más altos ingresos son igualmente vulnerables que los barrios pobres debido a los efectos del aumento de la marea que ha generado el cambio climático (Stein y Moser, 2014).

Por su parte, desde 1995 se ejecuta un plan maestro de acueducto y alcantarillado que ha reducido de forma notoria brechas de cobertura entre hogares ricos y pobres. En este sentido, se ha documentado que las brechas en alcantarillado más bien son significativas para explicar otras fuentes de vulnerabilidad local como las enfermedades que afectan la pobreza (Toro y Espinosa, 2017). Por último, a partir del carácter intergeneracional de la pobreza que plantean Power y Wilson (2000) en sus estudios de pobreza urbana, y Sen (2000, 2005) y Nussbaum (2012) en el ámbito de capacidades, se introduce el nivel escolaridad del jefe del hogar. En el estudio que hacen para Colombia, Núñez, Ramírez y Cuesta (2005) regresan esta variable para capturar el mismo efecto del bajo nivel de capital humano de los padres, tal como lo plantean Chen y Wang (2015).

RESULTADOS: ANÁLISIS Y DISCUSIÓN

Determinantes de la pobreza

El ejercicio empírico muestra que el conjunto de variables utilizadas explica satisfactoriamente la incidencia de la pobreza en la comuna 6. La mayoría de los coeficientes (que indican efectos marginales) presentan signos que se ajustan a los esperados y son estadísticamente significativos (Tabla 4). Se estimó un modelo básico (modelo 1), a partir del que se hacen extensiones para controlar por tipo de variables: ambientales (modelo 2), capital social (modelo 3), étnicas (modelo 4) y seguridad (modelo 5). Por último, se incluyeron todas las variables explicativas (modelo 6).

Las variables laborales son las que mejor explican la incidencia de la pobreza en la comuna 6. La más importante es la calidad del empleo del jefe del hogar: si este cuenta con un trabajo formal, reduce la probabilidad de ser pobre de cualquiera de los miembros hasta en 20 puntos porcentuales (pp), comparado con aquellos hogares donde el jefe no cotiza salud y pensión (Tabla 4, modelo 1). La segunda variable más significativa también es laboral: el número de personas ocupadas distintas del jefe. El riesgo de ser pobre se reduce en 14 pp por cada integrante adicional del hogar que se ocupe. Ambos resultados remarcen lo planteado por Wilson (1999) y Power y Wilson (2000), quienes señalan el mercado de trabajo como el espacio donde se refleja la desigual distribución de las oportunidades.

Con menor importancia, la presencia de niños menores de 6 años y el tamaño del hogar explican la pobreza. La presencia de uno o más niños menores aumenta el riesgo de ser pobre de cualquier miembro en 10 pp; a su vez, un integrante adicional aumenta en 4 pp la probabilidad de cualquier miembro. Este último resultado es consistente con los hallazgos de trabajos sobre Cartagena y la Costa Caribe (Del Risco y Martelo, 2015; Rueda y Espinosa, 2010), en los que se observa la relación directa entre la pobreza y la presencia de infantes en el hogar. Sin embargo, el efecto marginal de un niño adicional en un hogar de la comuna 6 es el doble del observado en aquellos ámbitos.

Justamente, los resultados muestran la desventaja de mujeres cabeza de hogar frente a hombres que cumplen un papel similar. Si el jefe es mujer, la probabilidad de ser pobre aumenta en 4 pp frente a hogares donde son hombres. Esto refleja las condiciones inequitativas en las que la mujer de la comuna 6 accede a oportunidades laborales, en particular, en cómo la afectan las mayores tasas de desempleo (incluso de larga duración) y de informalidad laboral (Tabla 1B).

Las condiciones ambientales no resultaron significativas como variables explicativas de la pobreza, aunque muestren los signos esperados (modelo 2). Esto indicaría que no existen diferencias sustanciales en el nivel de afectación ambiental en los hogares cuando se consideran su localización en el territorio, condición étnica o sexo.

Debido a la diversa y consistente agencia comunitaria en la comuna, aspecto documentado por estudios previos (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2006) y más recientes (Fundación Social y Econometría, 2014), se estimó el efecto de un conjunto de variables de capital social. Según el ejercicio empírico, las tres variables consideradas resultan con los signos esperados, aunque la única significativa es la gestión comunitaria, esto es, si sus miembros conocen y utilizan canales –comunitarios, económicos o de cualquier tipo– para presentar proyectos y propuestas a entidades públicas o privadas. Según las estimaciones, realizar esta gestión reduce la probabilidad de ser pobre hasta 13 pp frente a quienes no la hacen, lo que indica el papel clave de la promoción y el fortalecimiento del capital social en la lucha contra la pobreza local (Tabla 4, modelos 3 y 7).

Como muestra Sabatini (2006), citado por Espinosa et al. (2018), la concentración espacial de grupos sociales puede fortalecer el capital social y los procesos de construcción y preservación de identidades mediante la generación de externalidades de vecindad. En la comuna 6, se muestra que la gestión comunitaria potencia la transformación social, porque morigera la desventaja que provoca la segregación.

Respecto de las variables étnicas, se evidencia la ventaja relativa de los blancos (grupo de referencia) frente al resto de comunidades; sin embargo, no hay evidencia concluyente para los afrocolombianos (el signo es positivo, aunque no significativo para explicar su incidencia en la pobreza). Por el contrario, las personas que se autorreconocen como mestizas son las más vulnerables: la probabilidad de ser pobre de este grupo aumenta en 8 pp frente al grupo de referencia (Tabla 4, modelo 4).

Según la ECV, la población mestiza la conforman grupos de desplazados asentados recientemente en la comuna 6. Estos grupos se han insertado con dificultades en el mercado laboral, lo que podría aumentar su perfil de riesgo de caer en la pobreza. En resumen, aun en presencia de validez estadística de las tres categorías étnicas, se demostraría a) la ventaja del grupo autorreconocido como blancos frente al resto y b) que existen grupos más vulnerables cuando se comparan con los afrocolombianos, lo que contradice la evidencia de algunos estudios locales (Ayala y Meisel, 2016, 2017). Por último, las variables de seguridad incorporadas no son significativas para explicar la incidencia de la pobreza en la comuna 6, aunque presenten los signos esperados (modelo 5).

Tabla 4.

Resultados de estimación de modelo *probit* (efectos marginales)

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Variables del hogar y del jefe						
Número de integrantes del hogar	0,05***	0,05***	0,05***	0,05***	0,05***	0,05***

(Continúa)

Tabla 4.Resultados de estimación de modelo *probit* (efectos marginales)

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Presencia de niños (< 6 años)	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***
Edad del jefe del hogar	0,01**	0,01***	0,01***	0,01**	0,01**	0,01**
Edad del jefe al cuadrado	-0,00**	-0,00**	-0,00**	-0,00**	-0,00**	-0,00**
Escolaridad del jefe (años de educación)	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***
Sexo del jefe (1 = hombre; 0 = mujer)	-0,04**	-0,04**	-0,04**	-0,04**	-0,04**	-0,04**
Trabajo del jefe (1 = no informal; 0 = informal)	-0,21***	-0,21***	-0,20***	-0,20***	-0,21***	-0,20***
Otros miembros del hogar que trabajan	-0,14***	-0,14***	-0,14***	-0,14***	-0,14***	-0,14***
Variables ambientales						
Acceso a acueducto		-0,05				-0,05
Acceso a alcantarillado		-0,01				-0,01
Vulnerabilidad ambiental		0,02				0,02
Variables de capital social						
Participación ciudadana (mecanismos que conoce y usa)			-0,03			-0,03
Confianza en organizaciones comunitarias			0,01			0,01
Gestión comunitaria (canales para presentar proyectos/ propuestas)			-0,12***			-0,13***
Étnicas (grupo de referencia: blancos)						
Afro				0,02		0,02
Mestizos				0,06**		0,07**
Otros				0,07**		0,07**
Variables de percepción de seguridad						
Seguridad en el barrio-entorno					-0,02	-0,02
Percepción de que la vida corre peligro					-0,03	-0,02
N.º de observaciones	3706	3706	3706	3706	3706	3706
(% de observaciones bien clasificadas)	72,3 %	72,6 %	71,9 %	72,0 %	71,9 %	71,2 %

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

Relaciones: pobreza, raza y espacio

Según la ECV, y algunos estudios sobre poblamiento del territorio (De Ávila, 2015), buena parte de los habitantes de la comuna 6 se localizó en la zona aledaña a la ciénaga de la Virgen, porque no tuvieron más oportunidades de escoger lugar de residencia, esto es, llegaron a la zona por ser pobres. Sin embargo, se desea estimar el efecto contrario: la pobreza causada por la localización en una zona con precarias dotaciones de hábitat y de infraestructura. Esta doble causalidad limitaría el alcance explicativo del estudio.

Para evitar esta endogeneidad, se estimó el efecto del espacio con variables instrumentales construidas con la escasa información disponible en la ECV, sin que se obtuvieran resultados consistentes. Alternativamente, para subsanar esta situación, se estimó el efecto por fuera del modelo *probit* inicial y se dejaron los resultados como pronósticos y no como causales. Para complementar los primeros resultados (Tablas 1A y 1B), se estimaron interacciones entre variables espaciales y étnicas, para establecer cómo cambia el riesgo de ser pobre en cada grupo (Tabla 5). Con esto se obtienen los cambios marginales que se interpretan como probabilidades de ser pobre para cada combinación de anillos y etnias. Según Williams (2012), estas probabilidades permiten calcular predicciones ajustadas de impactos de variables e interacciones específicas. Por el tamaño de la población, se pone el acento en la población afrocolombiana y en los grupos de mestizos y blancos³.

Tabla 5.

Interacciones entre variables étnicas y geográficas en la comuna 6

		Afro	Mestizos	Blancos	Otros
Anillo 1	0 0	1,9	1,7	1,8	1,7
	0 1	1,5	1,9	1,5	2,1
	1 0	2,4	2,3	2,3	2,1
	1 1	2,1	2,3	1,6	2,8
Anillo 2	0 0	2,0	2,0	2,0	1,8
	0 1	1,9	1,9	1,3	2,4
	1 0	2,3	1,8	1,9	1,8
	1 1	1,5	2,2	2,0	2,4
Anillo 3	0 0	2,4	2,1	2,1	2,0
	0 1	1,9	2,3	1,8	2,6
	1 0	1,5	1,5	1,6	1,5
	1 1	1,6	1,6	0,9	1,5

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

³ Lamentablemente, el tamaño de la población indígena y rom no permiten ser tratados como grupos independientes en la estimación. En este sentido, los resultados podrían interpretarse como que el grupo “Otros” (que integran ambos) comparten un perfil de vulnerabilidad similar.

Se observa que, con excepción de los blancos, para cualquier grupo étnico el efecto marginal de ubicarse en el anillo 1 es positivo y significativo, lo que confirma la frágil calidad de vida de quienes habitan esta parte del territorio. La mayor desventaja es de indígenas y rom (Otros), para quienes la probabilidad de ser pobre por residir en el anillo 1 aumenta en 0,8 pp (Tabla 6).

En el extremo contrario, están quienes habitan el anillo 3. Quienes logran más ventajas por localizarse en este anillo son indígenas y rom (−1,1 pp), seguido de los blancos (−0,9 pp), mestizos (−0,6 pp) y afro (−0,3 pp). En otras palabras, si la persona se ubica en el anillo 3, el efecto marginal sobre la pobreza es negativo, independiente de la etnia (Tabla 6).

En el anillo 2, los resultados son disímiles para los grupos étnicos. El efecto marginal sobre la pobreza es negativo para los afrocolombianos (−0,4 pp), los únicos que “sacan ventaja” por localizarse en esta parte del territorio. Localizarse allí aumenta el riesgo de ser pobre a blancos (0,7 pp) y mestizos (0,4 pp), mientras que para indígenas y rom el efecto marginal no es significativo.

Tabla 6.
Efectos marginales de interacciones entre variables étnicas y espaciales en la comuna 6

	Etnia	Anillo 1	Anillo 2	Anillo 3
Afro	Y vive en	0,6***	−0,4***	−0,3**
	No es y vive en	0,5***	0,3*	−0,9***
Mestizo	Y vive en	0,4**	0,4*	−0,7***
	No es y vive en	0,6***	−0,2	−0,6***
Blanco	Es y vive en	0,1	0,7**	−0,9***
	No es y vive en	0,6***	−0,1	−0,6***
Otros	Es indígena o rom y vive en	0,8***	−0,1	−1,1***
	No es y vive en	0,5***	−0,02	−0,5***
Hombre	Vive en	−0,2	0,1	0,1
Mujer	Vive en	0,9***	−0,1	−0,8***

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

Estos mismos efectos del espacio se reproducen al considerar el análisis por sexo, entre los que se destaca el efecto marginal de ser mujer. En particular, serlo y residir en el anillo 1 aumenta el riesgo de ser pobre en 0,9 pp, mientras que vivir en el anillo 3 lo reduce en 0,8 pp (Tabla 7).

Los efectos de estas interacciones también se presentan entre sexo y etnia. Se destaca la amplia desventaja de indígenas y rom, hombres o mujeres (Tabla 7). Otro resultado es la ventaja de las mujeres blancas, quienes reducen el riesgo de ser pobres en 0,6 pp frente a cualquier otra mujer. Por su parte, los hombres afro-

colombianos reducen la probabilidad de ser pobres en 0,7 pp frente a otros de la comunidad.

Tabla 7.
Efectos marginales de interacciones entre sexo y etnia en la comuna 6

Sexo	Afrocolombiano	Mestizo	Blanco	Otro (indígena y rom)
Hombre y se autorreconoce como	-0,7***	0,3	-0,3	0,9***
Mujer y se autorreconoce como	-0,1	0,01	-0,6***	0,4***

Fuente: elaboración propia según ECV, FS, Econometría.

En síntesis, en esta sección, se mostró el papel del espacio como factor que se asocia estrechamente con la pobreza en la comuna 6, en particular, para quienes residen en los anillos 1 y 3. Si como se señaló este ejercicio no comporta relación de causalidad, sí resulta útil para construir un perfil de vulnerabilidad social por grupo poblacional que permita priorizar intervenciones en el territorio. Las iniciativas de agentes públicos y privados, como las del Pacto por Cartagena 2033, deben contemplar explícitamente las diferencias étnicas y de sexo en la comunidad.

CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

Este trabajo permitió evidenciar el bajo nivel de desarrollo humano y las desventajas en la calidad de vida de una franja significativa de la población cartagenera de la comuna 6. El rasgo más notorio es la alta incidencia de la pobreza moderada y extrema, ligado a las desventajas en capacidades y el acceso a activos y oportunidades frente al resto de la población cartagenera.

Los resultados ilustran una faceta particular del desarrollo urbano local ligado estrechamente a la inserción en el mercado laboral de comunidades atrasadas, tal como lo plantea Wilson (1999, 2010 y 2015) sobre las llamadas pobreza urbanas. Si bien estos concuerdan con los argumentos del autor sobre la existencia de barrios pobres y segregados con alto nivel de desocupación y baja participación laboral, el trabajo permite ampliar esta visión y documentar descriptiva y empíricamente, primero, el papel de la calidad laboral de los integrantes del hogar y, segundo, su composición demográfica. Wilson centra su análisis en las condiciones de los afroamericanos; en la comuna 6, es notorio el rezago relativo de los afrocolombianos en el contexto cartagenero, mas no respecto de otros grupos de la misma comuna, frente a los que presenta mejor calidad de vida.

De igual forma, el marco de referencia de capacidades permite capturar las brechas poblacionales, cuyo alcance analítico era limitado en anteriores trabajos sobre la pobreza cartagenera y regional. Se muestra cómo, para esta comunidad, la pobreza

no solo la define el territorio, sus características y el lugar de residencia (anillos), sino también las capacidades individuales y colectivas que definen el lugar que ocupan en la sociedad local. Siguiendo a Katzman (1999a, 1999b y 2003), este resultado también remarca la necesidad de generar una estructura de oportunidades que se materialice en el acceso a un amplio conjunto de bienes públicos y de mérito (educación, servicios públicos, hábitat, entre otros).

A efectos de posibles intervenciones, los grupos sociales más afectados comparten rasgos comunes: alta exposición a riesgos ambientales y laborales (desempleo de larga duración e informalidad) y menor posesión de activos productivos y gestión comunitaria. Sin embargo, el ejercicio empírico no arroja resultados concluyentes sobre el papel explicativo de la vulnerabilidad ambiental. En el capital social, el aporte del trabajo consiste en a) mostrar sus considerables aportes en la reducción de la pobreza y b) apuntar a transformar la gestión comunitaria y su impacto deseado, y enfocarlos en la generación de capacidades y acceso a mecanismos jurídicos y a la disponibilidad de recursos y activos para elevar la calidad de vida.

Una conclusión adicional es que la pobreza y las desigualdades no están homogéneamente distribuidas en la comuna 6; por el contrario, son marcadas dentro de esta. Si bien las desigualdades halladas son latentes al considerar el sexo y la etnia, también se asocian al lugar que las personas ocupan en el territorio. Esta conclusión se aprecia para quienes habitan el anillo 1, por lejos, el grupo humano más rezagado.

Sin embargo, aunque el estudio ofrece esta perspectiva étnica y espacial sobre la pobreza urbana, puede mejorar su alcance analítico. En ausencia de información georreferenciada en nuestra base de datos, es pertinente hacia futuros trabajos contar con información de cada hogar, tanto para mejorar el análisis espacial de datos –y sus extensiones a lo causal– como para la focalización de las intervenciones. Esto mismo se extiende a la escogencia de otras variables instrumentales para evitar la endogeneidad manifiesta.

Diversas políticas públicas subyacen al trabajo. Las estrategias deben apuntar a aspectos relativos a personas y composición de los hogares, y en especial a factores laborales y del entorno que pueden potenciarse mediante la gestión comunitaria. Una iniciativa como el Pacto por Cartagena 2033, por ejemplo, que promueve grandes inversiones en los territorios pobres, aún no se plantea cómo potenciar su impacto para lograr una participación comunitaria efectiva (Lane, 1994). Este trabajo ofrece pistas sobre este problema, cuando corrobora que las inequidades entre grupos étnicos y anillos pueden compensarse con la acción colectiva informada y coordinada, antes que con la mera participación comunitaria.

En cuanto al mercado laboral, el trabajo evidencia la necesidad de diseñar políticas públicas de lucha contra la pobreza que aumenten las oportunidades económicas en la comuna 6, con el empleo o el emprendimiento, y con mejor educación actual (incluso la enfocada en el trabajo) y futura. Aquí vale la pena recordar lo que plantea Wilson (2015) en cuanto a no definir solo los problemas de los grupos étnicos

—en su caso afroamericanos— en términos raciales, para encontrar soluciones que no solo sean de orden racial, como las que resultan de adecuar estas capacidades a las necesidades productivas de la ciudad y su entorno, y mejorar la integración económica y social de la población.

RECONOCIMIENTOS

Los autores agradecen los valiosos comentarios de Armando Galvis, Javier Pérez, Julio Romero y Augusto Otero. De igual manera, los de los asistentes al IX Encuentro de la Asociación Colombiana de Estudios Regionales y Urbanos (Ascer). Una versión preliminar se publicó bajo el título “Pobreza y desarrollo humano en la Unidad Comunera de Gobierno 6 de Cartagena (Colombia)”, en la serie de documentos de trabajo *Encuentros*, del Laboratorio de Investigación e Innovación en Cultura y Desarrollo (L+iD) de la Universidad Tecnológica de Bolívar.

REFERENCIAS

1. Acosta Ordóñez, K. (2013). Cartagena: entre el progreso industrial y el rezago social. *Economía & Región*, 7(1), 5-67. Recuperado de <https://revistas.utb.edu.co/index.php/economiayregion/article/view/38>
2. Aguilera Díaz, M. M., & Meisel Roca, A. (2009). *Tres siglos de historia demográfica en Cartagena de Indias*. Cartagena, Colombia: Banco de la República. Recuperado de <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9307>
3. Aleán Pico, A., & Espinosa Espinosa, A. (2014). *Desarrollo económico inclusivo en San Basilio de Palenque, Bolívar*. Cartagena, Colombia: Programa de la Naciones Unidas para el Desarrollo.
4. Ayala-García, J., & Meisel-Roca, A. (2016). *La exclusión en los tiempos del auge: el caso de Cartagena* (Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana, 246). Recuperado de <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/6947>
5. Ayala-García, J., & Meisel-Roca, A. (2017). *Cartagena libre de pobreza en 2033* (Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana, 257). Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/es/dtser-257>
6. Chen, K. M., & Wang, T. M. (2015). Determinants of poverty status in Taiwan: A multilevel approach. *Social Indicators Research*, 123(2), 371-389. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0741-4>
7. De Ávila Pertuz, O. (2015). Los desterrados del paraíso: turismo, desarrollo y patrimonialización en Cartagena a mediados del siglo XX. En A. Abello Vives & F. J. Flórez Bolívar, *Los desterrados del paraíso: raza, pobreza y cultura en Cartagena de Indias* (pp. 123-146). Cartagena, Colombia: Maremagnum.

8. Del Risco Serje, K., & Martelo Amaya, J. E. (2015). *Determinantes de la pobreza en la región caribe colombiana* (tesis de grado, Universidad de Cartagena, Cartagena, Colombia). Recuperado de <http://190.242.62.234:8080/jspui/handle/11227/2095>
9. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2018). *Indicadores de pobreza monetaria (anexos de pobreza)*. Recuperado de <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/pobreza-y-condiciones-de-vida/pobreza-y-desigualdad/pobreza-monetaria-y-multidimensional-en-colombia-2018>
10. Espinosa Espinosa, A. (2017). *Veinte años de investigación sobre pobreza y desigualdad social en el Caribe colombiano, 1997-2017*. Trabajo presentado en Seminario Estudios sobre el Caribe Colombiano: Balance de 20 años, Cartagena, Colombia.
11. Espinosa Espinosa, A., Ballesteros Avilez, J., & Utría Payares, A. (2018). Segregación residencial de afrodescendientes en Cartagena, Colombia. *Economía & Región*, 12(1), 95-132. Recuperado de <https://revistas.utb.edu.co/index.php/economiayregion/article/view/190>
12. Fundación Social y Econometría. (2014). *Levantamiento de la línea de base de los proyectos sociales directos que planea realizar la Fundación Social en Cartagena: informe final de resultados*. Cartagena, Colombia: Autor.
13. Giang, L. T., & Pfau, W. D. (2009). Vulnerability of Vietnamese elderly to poverty: Determinants and policy implications. *Asian Economic Journal*, 23(4), 419-437. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8381.2009.02022.x>
14. Kaztman, R. (1999a). *Segregación residencial y desigualdades sociales en Montevideo*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/28664>
15. Kaztman, R. (Coord.). (1999b). *Activos y estructuras de oportunidades: estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/28651>
16. Kaztman, R. (2003). *La dimensión espacial en las políticas de superación de la pobreza*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5761>
17. Lane, R. E. (1994). Quality of life and quality of persons: A new role for government? *Political Theory*, 22(2), 219-252. <https://doi.org/10.1177/0090591794022002002>
18. Machado, A. F., & Pérez Ribas, R. (2010). Do changes in the labour market take families out of poverty? Determinants of exiting poverty in Brazilian metropolitan regions. *Journal of Development Studies*, 46(9), 1503-1522. <https://doi.org/10.1080/00220380903318079>

19. Niles, M. D., & Peck, L. R. (2008). How poverty and segregation impact child development: Evidence from the Chicago Longitudinal Study. *Journal of Poverty*, 12(3), 306-332. <https://doi.org/10.1080/10875540802198495>
20. Núñez, J., Ramírez, J. C., & Cuesta, L. (2005). *Determinantes de la pobreza en Colombia, 1996-2004* (Documento CEDE, 60). Uniandes.
21. Nussbaum, M. (2012). *Crear capacidades: propuesta para el desarrollo humano*. Barcelona, España: Paidós.
22. Nussbaum, M., & Sen, A. (1993). *The quality of life*. Oxford, RU: Oxford University Press.
23. Oluoko-Odingo, A. A. (2009). Determinants of poverty: Lessons from Kenya. *GeoJournal*, 74(4), 311-331. <https://doi.org/10.1007/s10708-008-9238-5>
24. Pérez V., G. J., & Salazar Mejía, I. (2007). *La pobreza en Cartagena: un análisis por barrios* (Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, 98). Recuperado de <http://files.juan-carlos-valdelamar-villegas.webnode.es/200000022-295e72b533/Pobrez%20aen%20Cartagena.pdf>
25. Power, A., & Wilson, W. J. (2000). *Social exclusion and the future of cities* (Research Paper, 35). LSE STICERD. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1158926
26. Prieto Bustos, W. O. (2011). Determinantes de la pobreza en Isla Grande. *Semestre Económico*, 14(28), 35-47. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3714353>
27. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2006). *Diagnóstico y Plan Estratégico Participativo de la Unidad Territorial de Intervención 2 en el Distrito de Cartagena de Indias*. Cartagena, Colombia: Autor.
28. Romero, P. J. (2011). ¿Discriminación laboral o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros. En L. Bonilla Mejía (Ed.), *Dimensión regional de las desigualdades en Colombia* (pp. 121-164). Cartagena, Colombia: Banco de la República. Recuperado de <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9292>
29. Rueda, F., & Espinosa Espinosa, Á. (2010). Will the poor of today be the poor of tomorrow? The determinants of poverty and vulnerability in Cartagena Colombia. *Economía & Región*, 4(1), 47-71. Recuperado de <https://revistas.utb.edu.co/index.php/economiayregion/article/view/208>
30. Ruta, D., Camfield, L., & Donaldson, C. (2007). Sen and the art of quality of life maintenance: Towards a general theory of quality of life and its causation. *The Journal of Socio-Economics*, 36(3), 397-423. <https://doi.org/10.1016/j.soccec.2006.12.004>
31. Sabatini, F. (2006). *La segregación social del espacio en las ciudades de América Latina*. Washington, D. C., EE. UU.: Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de <https://publications.iadb.org/en/publication/15146/la-segregacion-social-del-espacio-en-las-ciudades-de-america-latina>

32. Sen, A. (1993). Capability and well-being. En M. Nussbaum & A. Sen (Eds.), *The quality of life* (pp. 30-53). Oxford, RU: Oxford University Press.
33. Sen, A. (2000). *Desarrollo y libertad*. Ciudad de México, México: Planeta.
34. Sen, A. (2005). Human rights and capabilities. *Journal of Human Development*, 6(2), 151-166. <https://doi.org/10.1080/14649880500120491>
35. Stein, A., & Moser, C. (2014). Asset planning for climate change adaptation: Lessons from Cartagena, Colombia. *Environment and Urbanization*, 26(1), 166-183. <https://doi.org/10.1177/0956247813519046>
36. Toro González, D., & Espinosa Espinosa, A. (2017). Acueducto y alcantarillado para la inclusión y la transformación social. En J. Bonet y D. Ricciulli (Eds.), *Casa Grande Caribe* (pp. 159-191). Cartagena, Colombia: Banco de la República. Recuperado de <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9720>
37. Tuñón, I., Piñeiro, S. P., & Coll, A. (2017). La pobreza infantil en clave de derechos humanos y sociales: definiciones, estimaciones y principales determinantes (2010-2014). *Población & Sociedad*, 24(1), 101-133. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6065994>
38. Veenhoven, R. (2000). The four qualities of life. *Journal of Happiness Studies*, 1(1), 1-39. <https://doi.org/10.1023/A:1010072010360>
39. Williams, R. (2012). Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects. *The Stata Journal*, 12(2), 308-331. <https://doi.org/10.1177/1536867X1201200209>
40. Wilson, W. J. (1999). When work disappears: New implications for race and urban poverty in the global economy. *Ethnic and Racial Studies*, 22(3), 479-499. <https://doi.org/10.1080/014198799329396>
41. Wilson, W. J. (2010). Why both social structure and culture matter in a holistic analysis of inner-city poverty. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 629(1), 200-219. <https://doi.org/10.1177/0002716209357403>
42. Wilson, W. J. (2015). New perspectives on the declining significance of race: A rejoinder. *Ethnic and Racial Studies*, 38(8), 1278-1284.

EFFECTOS DE PROPAGACIÓN DE LOS MERCADOS FINANCIEROS ESTADOUNIDENSES EN LOS COLOMBIANOS

Giovanny Sandoval-Paucar

Sandoval-Paucar, G. (2020). Efectos de propagación de los mercados financieros estadounidenses en los colombianos. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 667-702.

Este artículo cuantifica y analiza los efectos de los choques originados en los mercados estadounidenses sobre los principales mercados financieros colombianos durante el periodo de 2003 a 2015. La metodología utilizada es un modelo de vectores autorregresivos (VAR) estructural que emplea la heterocedasticidad que existe en los datos para la identificación y la estimación de los coeficientes de transmisión financiera. Se encuentra que los mercados estadounidenses generan efectos *overall spillovers* significativos sobre el mercado accionario colombiano. A su vez, los resultados reflejan la posición dominante del mercado de bonos estadounidenses como el motor de los efectos de desbordamiento.

Palabras clave: choques financieros; precios de activos; modelos SVAR-IH; heterocedasticidad.

JEL: F36; F32; G15; C15.

G. Sandoval-Paucar

Fundación Universitaria Los Libertadores, Bogotá, Colombia.

Correo electrónico: giovanny.sandoval@correounivalle.edu.co

Sugerencia de citación: Sandoval-Paucar, G. (2020). Efectos de propagación de los mercados financieros estadounidenses en los colombianos. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 667-702. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.77091>

Este artículo fue recibido el 29 de diciembre de 2018, ajustado el 17 de abril de 2019 y su publicación aprobada el 24 de abril de 2019.

Sandoval-Paucar, G. (2020). Spillover effects of US financial markets in Colombian financial markets. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 667-702.

This paper aims to analyse and quantify the effects of shocks originated in the US financial markets on the major Colombian financial markets during the period 2003-2015. The employed methodology is a structural VAR model that uses the heteroskedasticity existing in the data to achieve the identification and estimation of the financial transmission coefficients. It was discovered that US markets generate significant overall spill over effects on the Colombian stock market. In turn, the results reflect the dominant position of the US bond market as the engine of spill over effects.

Keywords: Financial shocks; asset price; SVAR-IH models; heteroskedasticity.

JEL: F36; F32; G15; C15.

Sandoval-Paucar, G. (2020). Efeitos de propagação dos mercados financeiros estadunidenses nos colombianos. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 667-702.

Este artigo quantifica e analisa os efeitos dos choques originados nos mercados estadunidenses sobre os principais mercados financeiros colombianos durante o período de 2003 a 2015. A metodologia utilizada é um modelo de vetores auto regressivos (VAR) estrutural empregado pela heterocedasticidade que existe nos dados para a identificação e estimação dos coeficientes de transmissão financeira. Observa-se que os mercados estadunidenses geram efeitos *overall spillovers* significativos sobre o mercado acionário colombiano. Por sua vez, os resultados refletem a posição dominante do mercado de títulos estadunidenses como o motor dos efeitos de transbordamento.

Palavras-chave: choques financeiros; preços de ativos; modelos SVAR-IH; heterocedasticidade.

JEL: F36; F32; G15; C15.

INTRODUCCIÓN

La integración de los mercados financieros internacionales se ha intensificado en años recientes y contribuido a la unificación del espacio económico y financiero. Por varias décadas, la integración financiera global impactó de forma estructural las economías de los países que han participado en ella y cambiado los patrones de comportamiento de las principales variables macroeconómicas y financieras como el PIB, la tasa de desempleo, la inflación, el comercio y los flujos financieros (Bernanke, 2007; Eichengreen y Gupta, 2015).

La globalización financiera también ha supuesto importantes desafíos para los mercados financieros de las economías emergentes. Durante los periodos de crisis, este proceso global impacta las economías de mercados emergentes a través de diferentes canales de transmisión que se manifiestan en salidas de capitales y presiones cambiarias que impulsan la depreciación de la moneda local y aumentan el costo de financiamiento externo para los agentes del mercado (Eichengreen y Gupta, 2015). Sin embargo, cuando se presentan periodos de relativa calma o expansión, las economías emergentes registran ciertas diferencias en las magnitudes y las direcciones de las respuestas a los choques internacionales, como lo señala Ocampo (2007) y Cesa-Bianchi, Pesaran, Rebucci, Xu y Chang (2012), en parte, debido al cambio de la escena económica internacional que ha implicado el surgimiento de China como nuevo protagonista.

Por lo anterior, la integración financiera y los canales de transmisión de las perturbaciones entre los mercados financieros constituyen un proceso complejo, sobre el que no se tiene una comprensión absoluta (Ehrmann, Fratzscher y Rigobon, 2011). Bernanke (2007) indica que la transmisión de los choques financieros entre los mercados es un debate abierto entre los investigadores y los responsables de la política económica por la poca comprensión acerca de la fuerza y el alcance de estos vínculos. A su vez, Ehrmann et al. (2011) plantean que la comprensión de los vínculos nacionales e internacionales entre los mercados financieros requiere de una modelación completa y exhaustiva de todos los mecanismos de transmisión. Por tanto, el complejo proceso de transmisión de los choques financieros que emanan de los principales mercados de los Estados Unidos a los principales mercados colombianos requiere una modelación completa y exhaustiva de todos los canales de transmisión que intervienen.

El análisis empírico de este fenómeno es de enorme interés debido a las implicaciones que tiene en muchos ámbitos. Por ejemplo, afecta la política monetaria (Bernanke, 2007), el diseño de portafolios de inversión (Prasad, Rogoff, Wei y Kose, 2005), la regulación de los recursos de capital del sector financiero (Ostry, 2012), la valoración de activos financieros (Bollerslev, Cai y Song, 2000) y la identificación, la medición, el control y la cobertura de los riesgos financieros (Stiglitz, 2010), entre otros. Así pues, el estudio de la transmisión financiera internacional es un asunto de transcendental importancia a la luz de las perturbaciones

y convulsiones de distinta naturaleza que han tenido lugar en la economía y en las finanzas internacionales durante las décadas más recientes.

El análisis empírico de este trabajo se centra en el periodo de enero de 2003 y enero de 2015, con los retornos diarios de siete precios de activos: las tasas de interés a corto plazo, los rendimientos de los bonos y la rentabilidad del mercado de capital en ambas economías, así como el tipo de cambio. Para ello, se busca, en primer lugar, analizar el grado de interdependencia básica entre los siete precios de los activos seleccionados por medio del coeficiente de correlación móvil. En segundo lugar, estimar la transmisión financiera desde los mercados de dinero, bonos, valores y el tipo de cambio de los Estados Unidos a los mercados de Colombia. En tercer lugar, determinar la existencia de efectos de desbordamientos directos e indirectos desde los mercados estadounidenses hacia los principales mercados financieros colombianos. Por último, conocer la importancia relativa de las perturbaciones internacionales respecto de las perturbaciones nacionales en los mercados financieros colombianos.

Los resultados del trabajo evidencian los efectos de desbordamiento indirectos de los mercados financieros estadounidenses sobre el mercado accionario colombiano. La transmisión internacional más fuerte de los choques de los Estados Unidos se deriva del mercado de bonos. En cuanto a la interdependencia entre los mercados nacionales, el resultado más relevante es que una parte importante del comportamiento de los mercados financieros colombianos se explica por los precios de los activos nacionales. Por otra parte, en periodos de crisis financieras, los mercados financieros estadounidenses explican en promedio alrededor del 8 % de los movimientos de los mercados financieros colombianos, mientras que los mercados nacionales representan el 40 % de la variación de los precios de los activos colombianos.

El artículo está organizado en cinco secciones, además de esta introducción. En la segunda sección, se hace un recuento breve de la literatura acerca de los vínculos financieros internacionales y nacionales. La metodología basada en la identificación a través de la heterocedasticidad se describe en la tercera sección. En la cuarta sección, se exponen las fuentes de información y las series con las que se trabajó. La sección quinta resume los resultados empíricos, se centra en los efectos de desbordamiento de los mercados internacionales y los resultados de la descomposición de la varianza. Y la última sección, expone las conclusiones e implicaciones de la investigación.

REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura académica ha dedicado un gran esfuerzo al estudio de la transmisión de los choques financieros entre los mercados. Ehrmann et al. (2011) plantean que en los años recientes la investigación ha evolucionado en dos corrientes distintas de pensamiento. La primera línea se enfoca en la propagación de choques financieros

en los mercados nacionales de una economía y sus determinantes. La segunda corriente analiza la transmisión de los choques en los mercados financieros internacionales.

Una corriente de investigación está surgiendo con los trabajos de Dungey y Martin (2007), Andersen, Bollerslev, Diebold y Vega (2007) y Ehrmann et al. (2011), que buscan modelar los canales de transmisión entre los vínculos nacionales e internacionales de los precios de los activos de forma integral.

Vínculos financieros a nivel nacional

Los primeros trabajos sobre los efectos de desbordamiento a través de los mercados financieros nacionales de los Estados Unidos están representados por las investigaciones de Shiller y Beltratti (1992), Campbell y Ammer (1993), y en cierta forma, Barsky (1989), quienes estudian la relación entre los mercados accionarios y los mercados de bonos y encuentran una correlación positiva entre ambos mercados. Sin embargo, Baele, Bekaert y Inghelbrecht (2010) evidencian una asociación (*coupling*) negativa en los comovimientos de las acciones y de los bonos. En cuanto a la interrelación de los precios de las acciones y las decisiones de política monetaria, Ehrmann y Fratzscher (2004) y Bernanke y Kuttner (2005) encontraron que los movimientos del mercado accionario estadounidense reaccionan fuertemente a las perturbaciones en las tasas de interés de los fondos federales. Sin embargo, Rigobon y Sack (2003) muestran que las perturbaciones en el mercado de valores son un factor significativo en la determinación de la política monetaria. Lütkepohl y Netšunajev (2017) investigan la interacción entre la política monetaria de los Estados Unidos y el mercado de valores y concluyen que a corto plazo el mercado de valores responde a las actividades del mercado de dinero.

Vínculos financieros a nivel internacional

En relación con los trabajos de precios de activos individuales, las investigaciones de Hamao, Masulis y Ng (1990) como Lin, Engle e Ito (1994) estudian la interdependencia entre los principales mercados de valores, e identifican efectos de desbordamiento desde los mercados de valores de los Estados Unidos a los mercados de valores del Reino Unido y Japón, tanto para los rendimientos como para la varianza condicional. Igualmente, Becker, Finnerty y Friedman (1995) como Connolly y Wang (2003) investigan la existencia de efectos de desbordamiento entre mercados financieros internacionales maduros y encuentran que las noticias macroeconómicas y la información pública de los mercados son un canal de transmisión relativamente importante. Bekaert, Hodrick y Zhang (2009) estudian los efectos de desbordamiento en los retornos de veintitrés países, sin encontrar evidencia de un incremento en la tendencia de las correlaciones en los retornos en general y solo descubren cierta tendencia alcista de las correlaciones en los retornos de los mercados bursátiles europeos. Diebold y Yilmaz (2009a) examinan la interdependencia entre diecinueve mercados bursátiles, y muestran que los

efectos de desbordamiento en los retornos presentan una ligera tendencia creciente sin fuertes variaciones, mientras que los efectos de desbordamiento en las volatilidades reflejan un comportamiento explosivo sin una tendencia definida. Jeanneret (2017) proporciona evidencia del efecto del riesgo de incumplimiento soberano en Europa sobre los mercados de valores europeos y estadounidenses a través de la amenaza de una desaceleración económica. De Santis y Zimic (2018) analizan los efectos de desbordamiento entre los rendimientos de los bonos soberanos de los Estados Unidos y países europeos y hallan que la fuente de riesgo sistemático en 2010 fueron los bonos soberanos griegos. Shen (2018) sugiere que los mercados bursátiles asiáticos están altamente integrados en los mercados de los Estados Unidos desde el punto de vista de transmisión de riesgo.

Por otra parte, los trabajos de Griffin y Karolyi (1998), Kaminsky y Reinhart (2000), Belke, Dubova y Volz (2018) como de Finta, Frijns y TouraniRad (2017) representan la rama de la literatura que intenta explicar los efectos de desbordamiento a través de los vínculos reales y financieros.

La corriente del contagio en los mercados financieros internacionales está representada por Forbes y Rigobon (2002), Corsetti, Pericoli y Sbracia (2005), Rodríguez (2007), Bekaert, Ehrmann, Fratzscher y Mehl (2014) y Ehrmann y Fratzscher (2017), quienes investigan el papel de contagio para un amplio conjunto de países y clases de activos.

También hay muchos estudios que consideran los mercados financieros de América Latina, por ejemplo, Bae, Karolyi y Stulz (2003), Wongswan (2009), Diebold y Yilmaz (2009b), Markwat, Kole y Van Dijk (2009), Chuliá, Guillén y Uribe (2017), entre otros. Ellos investigan la propagación de los efectos de desbordamiento de los principales mercados financieros internacionales hacia los mercados emergentes (y algunos casos analizan a Colombia).

Vínculos financieros desde un enfoque integral

Ehrmann et al. (2011) estudian la transmisión financiera entre los mercados de valores, dinero, bonos y tipo de cambio entre los Estados Unidos y la zona euro en un marco integral, y encuentran que la transmisión de los choques es más fuerte entre los precios de los activos de la misma clase. Además, documentan que la transmisión directa de los choques suele amplificarse por medio de los efectos de desbordamiento indirectos a través de terceros mercados.

Dungey y Martin (2007) investigan los efectos de desbordamiento y contagio financiero en la crisis de Asia Oriental de 1997 a 1998 entre mercados de valores y de divisas de varios países, resultados que proporcionan una fuerte evidencia de la existencia de estos dos efectos en el periodo analizado.

Andersen et al. (2007) analizan las respuestas de los mercados de acciones, bonos y de divisas de los Estados Unidos, Alemania y el Reino Unido a las noticias macroeconómicas de los Estados Unidos con datos de alta frecuencia, y

evidencian vínculos contemporáneos en todos los mercados y países, incluso después de establecer variables de control a los efectos de las noticias macroeconómicas.

Los autores más recientes de esta corriente son Diebold y Yilmaz (2012), Jung y Maderitsch (2014), Louzis (2015), Belke y Dubova (2018), entre otros.

METODOLOGÍA

En este artículo, se emplea un modelo VAR estructural con diferentes regímenes de volatilidad para estimar la propagación de las perturbaciones desde los mercados de los Estados Unidos hacia los mercados de dinero, bonos, acciones y tipo de cambio en Colombia. La estimación de la propagación de los choques se realiza modelando cada precio de los activos con una metodología multifactorial y luego se emplea la heterocedasticidad que existe en los datos para la identificación y estimación de los coeficientes de transmisión financiera contemporáneos.

La presentación de la metodología se basa en Ehrmann et al. (2011)¹, pero se diferencia de la propuesta de estos autores en la selección de las variables exógenas y el método de identificación de los regímenes de heterocedasticidad. Ehrmann et al. (2011) incluyen un conjunto de noticias macroeconómicas en los Estados Unidos y la zona euro, el precio del petróleo y un factor común en el modelo de forma estructural. En cambio, en este trabajo, se emplean factores comunes no observables a través del análisis de componentes principales (ACP) que se obtiene de un conjunto de mercados accionarios, bonos, dinero y tipos de cambio². Además, Ehrmann et al. (2011) identifican los regímenes de heterocedasticidad por medio del cálculo de varianzas móviles, mientras que en este artículo se emplea un modelo de vectores autorregresivos de cambio de régimen (MSVAR) para definir los regímenes de heterocedasticidad.

Índice sintético multidimensional

En cuanto a la construcción del índice sintético multidimensional que representa los factores comunes no observables, se emplea el ACP. La relación entre las series observadas w_t y los factores no observables z_t es explicada por la ecuación (1):

$$w_t = \alpha_t + Bz_t + e_t \quad (1)$$

donde α_t es el vector de intercepto, B es la matriz de *loading* y e_t es un vector aleatorio de los errores. Se supone que el vector aleatorio e_t no está correlacionado con la variable latente z_t .

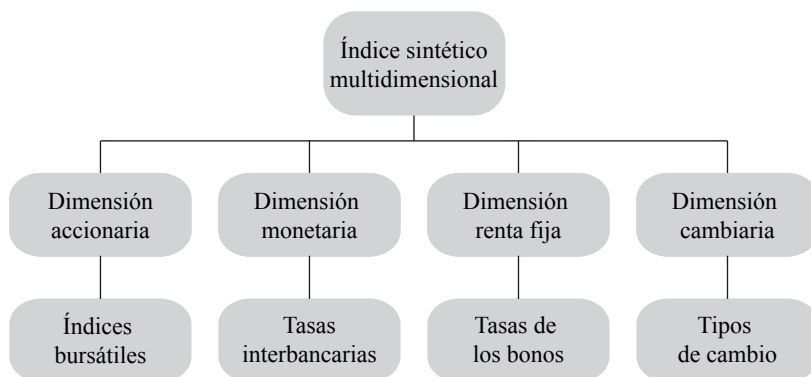
¹ Ehrmann et al. (2011) recomiendan consultar a Wright (1928), Sentana y Fiorentini (2001) y Rigobon (2003) para la derivación teórica de la metodología.

² El índice sintético está compuesto por los mercados de acciones, bonos, dinero y tipo de cambio de los siguientes países: Canadá, Brasil, México, Argentina, Chile, Perú, el Reino Unido, Zona Euro, Rusia, Grecia, Turquía, Japón, Hong Kong, China, Singapur, Australia, otros mercados de los Estados Unidos, índice VIX, petróleo y oro (Tabla A2.).

La elaboración del índice contempla los siguientes pasos. Primero, se separan las variables por tipo de activo: acciones, bonos, tasa de interés y tipos de cambio. Segundo, se construye un índice sintético para cada tipo de activo. Y, luego, con los cuatro índices resultantes, se calcula un índice compuesto por las cuatro dimensiones de tipo de activo (acciones, bonos, tasa de interés y tipo de cambio), como se muestra en la Figura 1.

Figura 1.

Índice sintético multidimensional



Fuente: elaboración propia.

Regímenes de heterocedasticidad

Para la definición de los regímenes de heterocedasticidad, se emplea un MSVAR en su forma más general (ecuación (2)):

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$ es un vector de series de tiempo de dimensión n que incluye tasas de interés a corto plazo (r_t), rendimientos a largo plazo de los bonos (b_t) y retornos de los mercados de valores (s_t) para cada una de las dos economías, y el retorno del tipo de cambio (e_t); v es una matriz de interceptos; $A_1, \dots, A_p$ son matrices que contienen los parámetros autorregresivos; ε_t es un vector de ruido blanco tal que $\varepsilon_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$; s_t es una variable aleatoria que activa el comportamiento de y_t para cambiar de un régimen a otro. En general, S_t sigue un proceso de Markov de primer orden, que implica que el régimen actual S_t depende del régimen de hace un periodo, S_{t-1} , denotado con la ecuación (3):

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (3)$$

donde p_{ij} da la probabilidad de transición de un régimen a otro. Para m regímenes, estas probabilidades de transición se pueden recopilar en una matriz de transición ($m \times m$) indicada como P :

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix}$$

$$\text{con } \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \text{ donde } i = 1, 2, \dots, m \text{ y } 0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad (4).$$

Se estima un modelo tipo Hamilton en que la media y varianza de las series son los regímenes dependientes. Con el suavizamiento de los regímenes de probabilidad, se define la variable que identifica los regímenes de volatilidad.

Identificación a través de heterocedasticidad

Siguiendo a Ehrmann et al. (2011), se supone un modelo de comportamiento de forma estructural (ecuación (5)):

$$Ay_t = \vartheta + \Pi(L)y_{t-1} + \Psi(L)z_t + \mu_t \quad (5)$$

donde y_t es un vector $y_t \equiv (r_t^{US}, b_t^{US}, s_t^{US}, r_t^{Col}, b_t^{Col}, s_t^{Col}, e_t)$ de los siete precios de los activos endógenos, es decir, tasas de interés a corto plazo (r_t), rendimientos a largo plazo de los bonos (b_t) y retornos de los mercados de valores (s_t) para cada una de las dos economías, y el retorno del tipo de cambio (e_t). $\Pi(L)$ captura los efectos rezagados de las variables endógenas y_t y $\Psi(L)$ los efectos rezagados y contemporáneos de los factores comunes no observables z_t . Los factores comunes no observables z_t se estiman con ACP. La matriz A 7×7 captura las interacciones contemporáneas con los mercados de activos.

En atención a que la matriz A no es diagonal, los coeficientes no se pueden estimar con las técnicas estándar. De hecho, el punto de partida para la identificación es la representación de la posibilidad de heterocedasticidad en los datos. Bacchiocchi (2011) redefine el modelo VAR estructural de la ecuación (1) como sigue (ecuación (6)):

$$Ay_t = \vartheta + \Pi(L)y_{t-1} + \Psi(L)z_t + (I_t + BD_t)\mu_t \quad (6)$$

donde los residuos de forma reducida ε_t están relacionados con los residuos estructurales μ_t de la siguiente manera (ecuación (7)):

$$A\mu_t = C_t\varepsilon_t \quad (7).$$

La matriz C_t representa la posible heterocedasticidad y se define de la siguiente forma (ecuación (8)):

$$C_t = (I_t + BD_t) \quad (8).$$

A su vez, Schneider (2013) define una versión generalizada de la ecuación (8) de la siguiente forma (ecuación (9)):

$$C_t = (B + ED_t) \quad (9)$$

donde la matriz genérica D_t es una matriz de selección que elige apropiadamente las columnas de B a participar en cada estado particular de volatilidad. La matriz B modela los impactos contemporáneos de los choques y la matriz E modela los posibles cambios en los impactos contemporáneos de los choques. La heterocedasticidad, por tanto, se concibe como diferentes regímenes de volatilidad que podrían aplicarse a una o más variables en el sistema.

De acuerdo con Ehrmann et al. (2011), los enfoques de identificación más utilizados son la descomposición de Cholesky y las restricciones de signo. La descomposición de Cholesky implica imponer demasiadas restricciones iguales a cero, lo que limita cualquier tipo de modelación, y las restricciones de signo conducen a una admisión extremadamente grande del espacio paramétrico. Por lo anterior, se emplea la identificación con heterocedasticidad (IH). A su vez, Ehrmann et al. (2011) indican que esta metodología aprovecha el comportamiento heteroscedástico de las variables financieras para resolver el problema de la identificación.

La metodología de identificación con heterocedasticidad soluciona el problema de identificación con la existencia de regímenes heteroscedásticos acompañados de dos supuestos. Primero, supone que los choques estructurales no están correlacionados, y segundo, asume que la matriz A es estable en el tiempo (regímenes de volatilidad).

Por último, la metodología de identificación con heterocedasticidad se puede combinar con otros supuestos, como restricciones de exclusión o de signo.

Restricciones de exclusión

El sistema de ecuaciones del modelo de comportamiento se identifica por la heterocedasticidad en los datos; sin embargo, se imponen algunas restricciones adicionales por las particularidades de los mercados colombianos. Para imponer restricciones razonables, se escribe la matriz A del modelo de forma estructural como sigue:

De manera que los parámetros α indican las perturbaciones entre los precios de activos nacionales dentro de los Estados Unidos y Colombia, los parámetros β los choques internacionales y γ son las perturbaciones desde y hacia el tipo de cambio peso-dólar de Colombia.

Matriz 1. *Matriz A del modelo de forma estructural*

$$\begin{pmatrix} r^{US} \\ b^{US} \\ s^{US} \\ r^{Col} \\ b^{Col} \\ s^{Col} \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \gamma_{17} \\ \alpha_{21} & 1 & \alpha_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} & \gamma_{27} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & \beta_{34} & \beta_{35} & \beta_{36} & \gamma_{37} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 1 & \alpha_{45} & \alpha_{46} & \gamma_{47} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \alpha_{54} & 1 & \alpha_{56} & \gamma_{57} \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & 1 & \gamma_{67} \\ \gamma_{71} & \gamma_{72} & \gamma_{73} & \gamma_{74} & \gamma_{75} & \gamma_{76} & 1 \end{pmatrix}$$

Las restricciones de exclusión impuestas para la estimación del modelo aparecen en la matriz 2. La hipótesis que sustenta estas restricciones es la siguiente:

1. La economía colombiana es pequeña y abierta, de modo que se descarta cualquier efecto de los principales mercados financieros colombianos sobre los principales mercados financieros estadounidenses.

Matriz 2. *Restricciones de exclusión a los choques*

$$\begin{pmatrix} r^{US} \\ b^{US} \\ s^{US} \\ r^{Col} \\ b^{Col} \\ s^{Col} \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{12} & \alpha_{13} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & \alpha_{23} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 1 & \alpha_{45} & \alpha_{46} & \gamma_{47} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \alpha_{54} & 1 & \alpha_{56} & \gamma_{57} \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & 1 & \gamma_{67} \\ \gamma_{71} & \gamma_{72} & \gamma_{73} & \gamma_{74} & \gamma_{75} & \gamma_{76} & 1 \end{pmatrix}$$

Procedimiento de estimación

El procedimiento de estimación es el siguiente:

1. Construir una variable índice multidimensional (z_t) con el análisis de componentes principales de un conjunto de mercados accionarios, bonos, dinero y tipos de cambio.
2. Estimar un modelo VAR con la ecuación (5). La elección del rezago óptimo se realiza por medio de los criterios de información de Hannan-Quinn. A partir de este paso, recuperó los residuos de forma reducida, que contienen solo los efectos contemporáneos.

3. A partir de los residuos de forma reducida, se definen los regímenes heteroscedásticos, con la estimación de un modelo Markov-Switching vector autorregresivo (MSVAR).
4. Estimar los parámetros de interés por medio de la siguiente función de log-verosimilitud de Schneider (2013) (ecuación (10)):

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{Tn}{2} \log 2\pi + T \log |A| - \sum_T \log |B + ED_t| - \frac{1}{2} \sum_T tr \left[u_t^* u_t^{*'} A_t^* (B^* + E^* D)^{-1'} (B^* + E^* D)^{-1} A^* \right] \quad (10).$$

5. Calcular las funciones impulso-respuesta estructural condicional (SIRF, por sus siglas en inglés) y la descomposición de la varianza estructural condicional (SFEVD, por sus siglas en inglés), que se calculan siguiendo a Schneider (2013)³. De acuerdo con este autor, “condicional” significa que las SIRF y SFEVD deben ser interpretadas como resultados de las simulaciones dinámicas que se crean dentro de cada régimen específico.
6. Emplear la técnica de *bootstrap* basado en los residuos para evaluar la significancia de los coeficientes, SIRF y SFEVD estimadas.

DATOS

El análisis empírico se centra en los vínculos financieros entre los mercados monetarios, los mercados de bonos, los mercados de valores y los mercados de divisas de Colombia y de Estados Unidos, en el periodo de 2003 a 2015. Para los Estados Unidos, se incluye la tasa de interés de los fondos federales como representación de la tasa de interés de corto plazo, la tasa de los bonos del Tesoro a diez años como la tasa de interés de largo, y el índice Dow Jones para el mercado de valores. Para Colombia, se utiliza la tasa interbancaria para la tasa de interés de corto plazo, la tasa de interés de los títulos de tesorería (TES) a diez años para la tasa de interés de largo plazo y el índice general de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) para el mercado de valores. El tipo de cambio es peso-dólar. Cada una de las siete variables se expresa desde el punto de vista de las diferencias de los log de los precios de los activos. Todas las series presentan las características típicas de heterocedasticidad, asimetría, exceso de curtosis y estacionariedad⁴. Los criterios de información de Hannan-Quinn indican estimar un VAR con dos rezagos. En la Tabla A1. del Anexo 1, se describen las nomenclaturas de las series de tiempo utilizadas.

³ Véase Schneider (2013) para la derivación teoría de las funciones de impulso-respuesta y descomposición de la varianza.

⁴ Los resultados de las pruebas de estacionariedad Dickey-Fuller aumentada, Phillips-Perron y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin a los rendimientos de las series de tiempo, por razones de brevedad no se presentan en detalle; están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

El índice sintético multidimensional incluye una muestra de datos de 22 países. De estos países, se emplean cuatro mercados financieros: mercado accionario, bonos, tipo de cambio e interbancario, que conforman una base de datos de 69 mercados financieros más dos mercados de materias primas (oro y petróleo) y el índice de riesgo del S&p500 y totalizan 74 mercados financieros para la elaboración de este índice.

RESULTADOS

Esta sección se dedica a la presentación de los resultados. Como se hace imposible una descripción exhaustiva de todos los resultados por cuestiones de espacio, se presentan los resultados más importantes y, en particular, se realiza una amplia descripción de los efectos de las perturbaciones en los mercados estadounidenses sobre los mercados colombianos.

Análisis de correlación móvil

El análisis de correlación móvil permite tener una primera aproximación al grado de integración financiera entre los principales mercados colombianos y los principales mercados de los Estados Unidos. El cálculo de la correlación móvil en una ventana de 180⁵ días entre los mercados de dinero, bonos y acciones de Colombia y los Estados Unidos y la tasa de cambio muestra una alta integración de los mercados de acciones y bonos colombianos con los mercados financieros de los Estados Unidos (Figura 2).

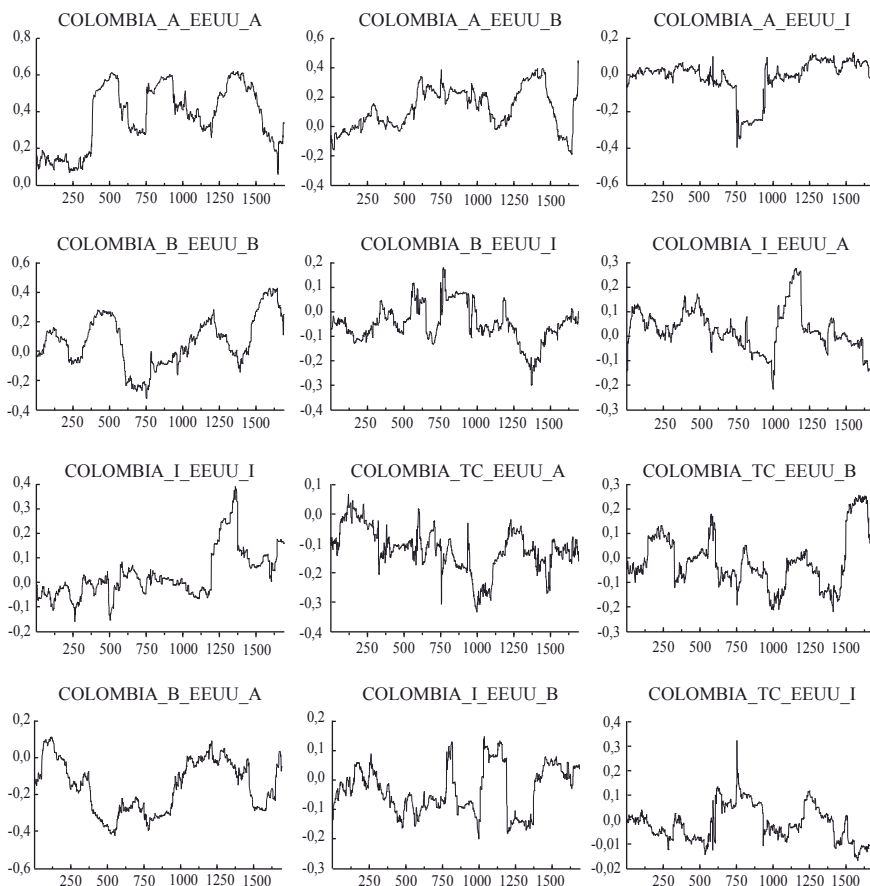
Análisis de *spillovers*

De acuerdo con Ehrmann et al. (2011), las estimaciones de los coeficientes del modelo en forma estructural representan los efectos contemporáneos en cada una de las ecuaciones (matriz A); en cambio, los coeficientes del modelo en forma reducida constituyen los vínculos directos e indirectos a través de los precios de los activos (matriz A^{-1}). Ehrmann et al. (2011) definen los vínculos indirectos como efectos de desbordamiento de los choques que se producen con la influencia de otros precios de activos.

⁵ La ventana de 180 días es seleccionada dado que presenta un comportamiento tendencial (serie no estacionaria) y la menor pérdida de datos. Las ventanas de tiempo de 10, 20, 30, 60 y 90 días no fueron seleccionadas al presentar un comportamiento no tendencial (series estacionarias). La ventana de 360 días no fue elegida por la pérdida de datos (20 %). Los resultados de las pruebas de estacionariedad, por razones de brevedad no se presentan en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

Figura 2.

Correlación móvil en una ventana de 180 días



Nota: se presenta el cálculo de la correlación móvil para una ventana de 180 días entre los mercados financieros colombianos y los mercados financieros estadounidenses.

Fuente: elaboración propia.

Efectos directos⁶

Los efectos *spillover* de los mercados financieros de los Estados Unidos a los mercados financieros colombianos son los siguientes (ecuaciones (11), (12), (13) y (14)):

⁶ Los resultados detallados de la estimación del modelo SVAR (IH) en su forma estructural y reducida, que incluye las repeticiones de Bootstrap (1000), por razones de brevedad no se presentan en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

$$r_t^{col} = 0,0073.r_t^{US} + 0,0053.b_t^{US} + 0,0131.s_t^{US} - 0,0248.b_t^{Col} + 0,0161.s_t^{Col} + 0,0794.e_t + 0,0005.z_t \quad (11).$$

$$b_t^{col} = -0,0072.r_t^{US} + \mathbf{0,1328}.b_t^{US} - 0,0102.s_t^{US} + \mathbf{0,0744}.r_t^{Col} + 0,0811.s_t^{Col} - 0,1094.e_t + \mathbf{00491}.z_t \quad (12).$$

$$s_t^{col} = 0,0036.r_t^{US} - \mathbf{0,0652}.b_t^{US} - 0,0134.s_t^{US} + 0,0124.r_t^{Col} - \mathbf{0,2389}.b_t^{Col} + \mathbf{0,6891}.e_t - \mathbf{0,1349}.z_t \quad (13).$$

$$e_t^{col} = 0,0032.r_t^{US} - 0,0094.b_t^{US} - \mathbf{0,0499}.s_t^{US} - \mathbf{0,0422}.r_t^{Col} + 0,0311.b_t^{Col} - \mathbf{0,1612}.s_t^{Col} + \mathbf{0,0287}.z_t \quad (14).$$

Los *spillovers* de los Estados Unidos a los principales mercados financieros colombianos son considerablemente pequeños y, en general, son estadísticamente no significativos. El mercado de acciones de los Estados Unidos influye significativamente en el mercado cambiario colombiano, y a través de este mercado incide indirectamente en el mercado accionario colombiano, por lo que una apreciación de la moneda colombiana lleva a un aumento de los precios de las acciones. A su vez, el mercado de bonos estadounidense genera efectos significativos en los mercados de bonos y acciones colombianos, y por medio de estos mercados provoca efectos en los mercados de acciones y cambiario colombiano, por lo que un incremento en la tasa de interés de los bonos estadounidenses genera un incremento en la tasa de interés de los bonos colombianos y una caída de los precios de las acciones; lo anterior se explica en parte por el efecto de recomposición de portafolio de los inversionistas. También este incremento de la tasa de interés de los bonos de los Estados Unidos provoca una caída de los precios de las acciones y una depreciación de la moneda, lo que se explica en parte por la atracción de los flujos de capital hacia activos más líquidos y “cero” riesgo, como los bonos del Tesoro estadounidense.

Por último, el mercado interbancario colombiano es poco sensible a las turbulencias de los mercados internacionales. Por otra parte, el índice sintético multidimensional tiene efectos significativos en los mercados de bonos, acciones y tasa de cambio colombianos.

En cuanto a los efectos contemporáneos entre los mercados colombianos, sus magnitudes son muy pequeñas. El mercado interbancario influye significativamente en los mercados de bonos y la tasa de cambio. No obstante, solo existe una interdependencia significativa entre los mercados de acciones y la tasa de cambio.

Efectos globales

Los efectos *overall spillovers* de los mercados financieros de los Estados Unidos a los mercados financieros colombianos tienen la siguiente estimación (ecuaciones (15), (16), (17) y (18)):

$$r_t^{col} = -0,0076.r_t^{US} - 0,0008.b_t^{US} - 0,0094.s_t^{US} - \mathbf{0,9949.r_t^{col}} + 0,0222.b_t^{col} - 0,0009.s_t^{col} - 0,0821.e_t + 0,0005.z_t \quad (15).$$

$$b_t^{col} = 0,0071.r_t^{US} - \mathbf{0,1163.b_t^{US}} - 0,0720.s_t^{US} - \mathbf{0,0754.r_t^{col}} - \mathbf{0,9761.b_t^{col}} - 0,0869.s_t^{col} + 0,0409.e_t + \mathbf{0,0491.z_t} \quad (16).$$

$$s_t^{col} = \mathbf{-0,0069.r_t^{US}} + \mathbf{0,0779.b_t^{US}} + \mathbf{0,0954.s_t^{US}} + 0,0297.r_t^{col} + \mathbf{0,1907.b_t^{col}} - \mathbf{0,8829.s_t^{col}} - \mathbf{0,6270.e_t} - \mathbf{0,1349.z_t} \quad (17).$$

$$e_t^{col} = -0,0016.r_t^{US} - 0,0128.b_t^{US} + 0,0351.s_t^{US} + 0,0348.r_t^{col} - \mathbf{0,0620.b_t^{col}} + \mathbf{0,1397.s_t^{col}} - \mathbf{0,8941.e_t^{col}} - \mathbf{0,0287.z_t} \quad (18).$$

Los efectos de la transmisión de los *overall spillovers* de los Estados Unidos a los principales mercados financieros colombianos tienen magnitudes muy pequeñas. En general, los mercados interbancario y cambiario colombiano son pocos sensibles a los choques en los mercados financieros estadounidenses.

Los resultados de la ecuación (16) muestran la existencia de efectos de desbordamiento significativos de la tasa de interés de los bonos estadounidenses sobre el mercado de bonos colombiano. Este hallazgo coincide con Baele et al. (2010) y Ehrmann et al. (2011), quienes encuentran alto grado de comovimiento de las tasas de los bonos debido a la asignación internacional de las carteras.

El hallazgo más interesante está presente en la ecuación (17) de los rendimientos del mercado bursátil colombiano. Los resultados muestran la existencia de efectos de desbordamiento significativos de todos los precios de los activos de los Estados Unidos al mercado de acciones colombiano, lo que sugiere que los precios de las acciones son el mercado más sensible a los mercados estadounidenses. Un aumento de la tasa de interés del mercado interbancario estadounidense genera una caída de los precios de las acciones colombianas. Un choque positivo en los mercados de bonos y acciones de los Estados Unidos provoca un aumento en los precios de las acciones colombianas.

Por otra parte, el índice sintético multidimensional tiene efectos significativos en los mercados de bonos, acciones y tasa de cambio colombianos.

En cuanto a los *overall spillovers* entre los mercados colombianos, estos son relativamente más grandes que las estimaciones de los coeficientes en el modelo estructural. De igual manera, se mantiene la interdependencia significativa entre los mercados de acciones y tipo de cambio. Por último, el liderazgo en la influencia relativa pasa del mercado interbancario al mercado de bonos.

Los resultados del análisis de *overall spillovers* son coherentes con los hallazgos de Ehrmann et al. (2011), en los que los vínculos de mercado-cruzado y la transmisión indirecta de los choques financieros a través de terceros mercados son muy relevantes para la comprensión integral de las relaciones entre los mercados financieros.

Análisis de descomposición de varianza

En esta sección, se analiza la influencia relativa de los mercados estadounidenses y nacionales sobre los mercados colombianos. La Tabla 1 muestra la descomposición de la varianza de cada uno de los mercados colombianos en los tres regímenes de volatilidad. Cada casilla de la Tabla 1 indica la proporción de la varianza total de cada uno de los mercados colombianos (columnas) que se explica por los choques sobre los siete precios de los activos μ_i (filas). Como lo establece Ehrmann et al. (2011), los números en cursiva y subrayado son los errores estándar para medir la significación estadística de los coeficientes estimados.

Se confirman algunos resultados conocidos de la literatura, pero esta vez para el caso colombiano, referente a que las perturbaciones idiosincráticas⁷ de los mercados explican la mayor parte de sus respectivas varianzas. Se encuentra que la mayor parte de las respectivas varianzas se explican por las perturbaciones idiosincráticas propias, que oscilan entre el 53 % y el 99,2 %.

Para medir la proporción de las varianzas de los activos colombianos explicada por los activos estadounidenses en los regímenes de volatilidad 1, 2 y 3, se toma un promedio de todos los efectos de los mercados estadounidenses en los mercados colombianos en cada régimen, y se obtiene que estos representan aproximadamente el 3,2 %, el 1 % y el 1,7 % de la varianza, respectivamente. En particular, los mercados estadounidenses logran explicar alrededor del 7 % de la varianza de los bonos colombianos en el primer régimen de volatilidad.

Por el contrario, se encuentra que la transmisión de los choques entre los mercados colombianos en los tres regímenes de volatilidad son responsables de cerca del 9 %, el 17 % y el 9 % de la varianza, respectivamente. Conviene subrayar que los mercados nacionales logran explicar el 44,3 % de la varianza de la tasa de cambio en el segundo régimen de volatilidad.

En resumen, los choques en los mercados financieros estadounidenses tienen un efecto relativamente bajo sobre los mercados financieros colombianos, aunque, en

⁷ Las perturbaciones idiosincráticas son choques propios de los mercados financieros; por ejemplo, choques en la oferta o demanda que surgen por factores intrínsecos del mercado financiero.

Tabla 1.
Descomposición de varianza en los regímenes de volatilidad

Régimen 1					Régimen 2					Régimen 3				
	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t		r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	
r_t^{US}	0,19 %	0,98 %	0,53 %	0,88 %	0,02 %	0,00 %	0,00 %	0,01 %		0,19 %	0,34 %	0,32 %	0,82 %	
	<u>0,25 %</u>	<u>0,73 %</u>	<u>0,50 %</u>	<u>0,54 %</u>	<u>0,02 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,01 %</u>		<u>0,25 %</u>	<u>0,26 %</u>	<u>0,30 %</u>	<u>0,50 %</u>	
	0,04 %	5,53 %	2,61 %	0,64 %	0,21 %	0,46 %	0,42 %	0,49 %		0,04 %	1,94 %	1,58 %	0,60 %	
b_t^{US}	<u>0,04 %</u>	<u>1,36 %</u>	<u>0,97 %</u>	<u>0,36 %</u>	<u>0,23 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>0,16 %</u>	<u>0,28 %</u>		<u>0,04 %</u>	<u>0,50 %</u>	<u>0,59 %</u>	<u>0,34 %</u>	
		***	***	*		***	***	*			***	***	*	
	0,00 %	0,28 %	0,40 %	0,67 %	0,04 %	0,10 %	0,28 %	2,22 %		0,00 %	0,10 %	0,24 %	0,62 %	
s_t^{US}	<u>0,01 %</u>	<u>0,33 %</u>	<u>0,33 %</u>	<u>0,25 %</u>	<u>0,21 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>0,23 %</u>	<u>0,87 %</u>		<u>0,01 %</u>	<u>0,11 %</u>	<u>0,20 %</u>	<u>0,24 %</u>	
				***				**					***	
	99,24 %	1,23 %	0,22 %	0,62 %	90,64 %	0,02 %	0,01 %	0,08 %		99,05 %	0,43 %	0,14 %	0,58 %	
r_t^{Col}	<u>0,36 %</u>	<u>1,20 %</u>	<u>0,40 %</u>	<u>0,66 %</u>	<u>3,21 %</u>	<u>0,02 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,09 %</u>		<u>0,38 %</u>	<u>0,42 %</u>	<u>0,24 %</u>	<u>0,62 %</u>	
	***				***					***				
	0,07 %	90,20 %	3,54 %	1,91 %	4,99 %	98,44 %	7,44 %	19,36 %		0,21 %	96,15 %	6,53 %	5,43 %	
b_t^{Col}	<u>0,04 %</u>	<u>2,72 %</u>	<u>2,58 %</u>	<u>0,63 %</u>	<u>2,83 %</u>	<u>1,27 %</u>	<u>5,26 %</u>	<u>5,74 %</u>		<u>0,13 %</u>	<u>1,45 %</u>	<u>4,63 %</u>	<u>1,74 %</u>	
	*	***		***	*	***		***		*	***		***	
	0,06 %	1,47 %	71,49 %	4,13 %	2,49 %	0,96 %	89,30 %	24,86 %		0,11 %	0,93 %	78,35 %	6,97 %	
s_t^{Col}	<u>0,04 %</u>	<u>1,92 %</u>	<u>5,95 %</u>	<u>1,44 %</u>	<u>1,45 %</u>	<u>1,25 %</u>	<u>5,33 %</u>	<u>7,15 %</u>		<u>0,06 %</u>	<u>1,23 %</u>	<u>5,76 %</u>	<u>2,36 %</u>	
	*		***	***	*		***	***		*		***	***	
	0,40 %	0,31 %	21,19 %	91,15 %	1,62 %	0,02 %	2,56 %	52,97 %		0,40 %	0,11 %	12,84 %	84,99 %	
e_t	<u>0,25 %</u>	<u>0,42 %</u>	<u>5,42 %</u>	<u>1,73 %</u>	<u>0,99 %</u>	<u>0,03 %</u>	<u>0,82 %</u>	<u>5,56 %</u>		<u>0,25 %</u>	<u>0,15 %</u>	<u>3,65 %</u>	<u>2,64 %</u>	
			***	***			***	***				***	***	

Nota: se presenta la proporción de la varianza de cada serie que se explica por los distintos *shocks* estructurales. Los números sin cursiva ni subrayado representan la descomposición de la varianza. Los números en cursiva y subrayados son los errores estándar. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

primera instancia, puede resultar contraintuitivo; esto se explicará con mayor profundidad en las secciones de robustez y conclusiones. Por otra parte, la transmisión de los choques entre los mercados colombianos es relativamente importante en la explicación de la varianza de estos.

Robustez de los resultados

En este apartado, siguiendo a Ehrmann et al. (2011), se realiza un análisis de robustez a las estimaciones del modelo. Este análisis se puede dividir en cuatro grupos. En primer lugar, se revisa si diferentes enfoques para la construcción del índice sintético tienen una influencia importante en los resultados. En segundo lugar, se analizan los efectos de la posición del ciclo económico de los Estados Unidos o el impacto de las mayores crisis financieras internacionales en el periodo de estudio. En tercer lugar, se cambia el número de regímenes del modelo de referencia, para probar si los resultados estimados se ven afectados. Por último, se describen los efectos de modificar el papel del índice sintético en el modelo de referencia. En consideración a la extensión del análisis de robustez, meramente se esbozarán los resultados más importantes. La Tabla 2 muestra las estimaciones de los coeficientes del modelo de forma estructural que constituyen la base del análisis; cada columna representa una prueba de robustez. Además, para facilitar la comparación, los resultados de las estimaciones del modelo de referencia se muestran en la primera columna.

Cambios en la construcción del índice sintético

En este apartado, se modifica la estructura del índice sintético para evaluar la solidez de los resultados. Se construyen dos índices sintéticos⁸ con el ACP, para crear dos series de datos que capturen el movimiento común del conjunto de datos alternativo. El primer índice se elabora con la selección de los principales mercados financieros internacionales. El segundo índice se basa en la ubicación geográfica de los mercados para su construcción: por un lado, se dividen las variables por su ubicación geográfica: Norteamérica, Europa Central, Europa Oriental, Asia, América Latina, Oceanía y “materias primas”; por otro, se construye un índice sintético para cada ubicación geográfica. Y tercero, con los siete índices resultantes, se calculó un índice compuesto por las siete dimensiones geográficas.

La segunda columna de la Tabla 2 representa la prueba de robustez referente al índice sintético compuesto por los principales mercados financieros internacionales de los datos disponibles⁹. En comparación con las estimaciones del modelo de referencia, la magnitud y el signo de los efectos de desbordamiento de los mercados estadounidenses cambian. Entonces, ambas pruebas sugieren que, al modificar

⁸ La composición detallada de los índices sintéticos de la prueba de robustez, por razones de brevedad no se presenta en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

⁹ Los resultados de la estimación del segundo índice sintético, por razones de brevedad no se presentan en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

Tabla 2.

Prueba de robustez. Parámetros estimados de forma estructural

Modelo referente		Índice sintético principal	Periodo recesión de EE. UU.	Periodos de crisis financieras	2 Regímenes	4 Regímenes	Exclusión del V. exógena
Transmisión nacional							
EE. UU.							
α_{12}	-0,0435**	0,0153	-0,7802	-0,1856	-0,0341	120,0024	0,0989
α_{13}	0,0327	-0,8861***	1,8079***	-0,4099	-0,7721***	68,2298	-2,1644***
α_{21}	0,0053	-0,0139	0,0618	0,0191	0,0268	-0,0821	-0,0784***
α_{23}	-0,6871**	-1,3096**	-0,2869	0,6152**	2,1918*	-10,2475*	-1,5983***
α_{31}	0,0028	0,0133***	-0,0158*	0,0032	0,0081	-1,4814***	0,1339***
α_{32}	0,1123**	0,2425***	0,0931	-0,1381***	-0,3681**	-0,0109	0,7172***
Colombia							
α_{45}	0,0247	0,0388**	-0,0339*	0,0001	0,0261	-11,1688***	0,0211
α_{46}	-0,0161	-0,0079	-0,0033	0,0061	-0,0203	-1,699*	0,0082
α_{54}	-0,0744*	-0,1258**	0,1398	0,0352	-0,0754	34,9203*	-0,0686***
α_{56}	-0,0811	0,0159	0,3824	1,6821***	0,1277	-0,4961	0,2719**
α_{64}	-0,0124	-0,0031	-0,1329	0,0831	0,0195	0,0232	0,0171
α_{65}	0,2389***	0,1565	-1,3402**	-2,4754***	0,0767	0,0497	-0,0057
Transmisión internacional							
EE. UU. a Colombia							
β_{41}	-0,0073	0,0011	-0,0054**	-0,0006	-0,0005	-0,0808	-0,0005
β_{42}	-0,0053	-0,0096	-0,0063	-0,0019	0,0052	1,4446**	0,0053
β_{43}	-0,0131	0,0129	0,0011	-0,0087	-0,02	-0,8136	0,0013
β_{51}	0,0072	0,006	0,0063	0,0016	0,0023	-0,121	0,003
β_{52}	-0,1328***	0,1429***	0,0238	0,0471	-0,0889***	0,0713	-0,0584***
β_{53}	0,0102	0,0603	0,0102	-0,0663	0,0611	-0,1736	0,0705
β_{61}	-0,0036	-0,0003	-0,0113	-0,0175	-0,0031	-0,0054*	0,0047
β_{62}	0,0652***	0,0716***	0,0443	0,2601***	0,0666***	0,0670***	-0,0083
β_{63}	0,0134	-0,0411	-0,135	0,0916	-0,0008	0,0223	-0,3978***

(Continúa)

Tabla 2.

Prueba de robustez. Parámetros estimados de forma estructural

Modelo referente		Índice sintético principal	Periodo recesión de EE. UU.	Periodos de crisis financieras	2 Regímenes	4 Regímenes	Exclusión del V. exógena
Efectos tasa de cambio							
γ_{47}	-0,0794	-0,0146	0,0522***	-0,0043	-0,0801	2,0313*	-0,0028
γ_{57}	0,1094	-0,2559	0,8413**	-0,2171**	-0,0091	0,0896	-0,1453***
γ_{67}	-0,6891***	-0,3339	1,046	0,5972*	-0,2746	-0,1154**	-0,0609
γ_{71}	-0,0032	-0,0021	-0,0038	0,0007	0,001	0,0039	-0,0034
γ_{72}	0,0094	0,0012	0,0094	-0,017	-0,0026	-0,0153*	0,0068
γ_{73}	0,0499**	0,0721***	0,0488	0,0085	-0,0014	0,0093	0,0689***
γ_{74}	0,0422*	0,0199	-0,0936	0,0247	0,0394	0,0134	0,0179
γ_{75}	-0,0311	0,0054	-0,8373***	0,1166**	-0,0446	-0,0168	-0,0206
γ_{76}	0,1612***	0,076	-1,7941***	-0,0856**	0,044	0,0037	0,0051

Nota: se presentan los coeficientes estimados del modelo de referencia con un número de variaciones del modelo. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

tanto el número de mercados como la multidimensionalidad del índice sintético, la magnitud de los vínculos entre los mercados se puede ver afectada.

Ciclo económico de los Estados Unidos y las crisis financieras

La prueba de robustez de la posición del ciclo económico estadounidense se presenta en la tercera columna de la Tabla 2. De acuerdo con Andersen et al. (2007), en los periodos de contracción económica, los vínculos de efectos cruzados entre los países se fortalecen. Por consiguiente, el modelo se reestima para los datos del periodo de recesión de la economía de los Estados Unidos (de 12-2007 a 6-2009); este último se establece en función de la clasificación del National Bureau of Economic Research (NBER). Los resultados no permiten establecer con claridad si los efectos de desbordamientos de los mercados estadounidenses se intensifican o desacoplan en el periodo de la crisis económica.

No obstante, en la Tabla 3, se amplió el análisis a la descomposición de la varianza, donde se observa que el porcentaje de explicación de las varianzas por parte de las perturbaciones idiosincráticas propias de cada mercado colombiano disminuye de un 87 % a un 50 % en el periodo de crisis económica en los Estados Unidos.

En contraste, se presenta un aumento en la importancia relativa de los mercados estadounidenses y nacionales en la explicación de las varianzas de los mercados colombianos. La varianza de los mercados colombianos explicada por la evolución de los mercados estadounidenses aumenta a un 4 %. La tasa interbancaria de los Estados Unidos logra explicar el 8 % de la varianza de la tasa de interés de los bonos colombianos en el tercer régimen y la tasa de interés de los bonos del Tesoro estadounidense definen el 7 % de la varianza de la tasa de interés interbancaria colombiana en el primer régimen.

Mientras la transmisión de los choques en los mercados nacionales incrementa su participación en la explicación de la varianza de los mercados colombianos al 47 % de un nivel del 11 % en promedio, particularmente, la tasa de cambio se convierte en el mercado catalizador de la crisis económica de los Estados Unidos.

Ehrmann et al. (2011) plantean que los vínculos entre los mercados internacionales difieren durante las crisis financieras internacionales. Por tanto, el modelo de referencia se reestima en tres nuevas versiones: la primera versión toma los datos de las crisis financieras ocurridas durante el periodo de análisis; la segunda versión emplea los datos del periodo de la crisis *subprime*; y la tercera versión utiliza los datos del periodo de crisis de la deuda europea¹⁰. De esta forma, la prueba de robustez de la columna cuatro hace referencia a los datos de los periodos de crisis financieras. De igual modo que en el periodo de recesión económica de los Estados Unidos, no se observa con claridad si los efectos de desbordamientos se intensifican o desacoplan. Para refinar el análisis, en la Tabla 4, se amplió la perspectiva de análisis a la descomposición de la varianza; de manera análoga al periodo de recesión económica de los Estados Unidos, aumenta el porcentaje de explicación de los mercados estadounidenses y los mercados nacionales en la varianza de los mercados colombianos. Los mercados financieros estadounidenses explican en promedio alrededor del 8 % de los movimientos de los mercados financieros colombianos. La tasa de interés de los bonos del Tesoro estadounidense explica el 8 % de la varianza de la tasa de interés de los bonos colombianos y el 5 % del mercado accionario en el tercer régimen.

Entretanto, los mercados nacionales representan en promedio el 40 % de la variación de los precios de los activos colombianos. Los choques de los mercados nacionales en los tres regímenes de volatilidad son responsables de aproximadamente el 86 %, el 82 % y el 76 % de la varianza de la tasa de interés de los bonos colombianos y del 51 %, el 73 % y el 71 % de la varianza de los precios de las acciones colombianas, respectivamente. En términos generales, los choques en los mercados financieros durante el periodo conjunto de crisis financieras fueron absorbidos en gran parte por los mercados de bonos y acciones colombianos a través de terceros mercados (mercados nacionales).

¹⁰Las fechas de la crisis *subprime* se especifican siguiendo a Baur (2012) y la crisis de deuda europea siguiendo a Lane (2012).

Tabla 3. Descomposición de varianza en los regímenes de volatilidad. Periodo de crisis económica en los Estados Unidos

Régimen 1				Régimen 2				Régimen 3				
	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t
$^{US}r_t$	1,37 %	0,63 %	0,16 %	0,06 %	1,72 %	1,51 %	0,17 %	0,15 %	0,13 %	7,69 %	2,07 %	1,07 %
	<u>1,40 %</u>	<u>0,49 %</u>	<u>0,27 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>1,73 %</u>	<u>1,02 %</u>	<u>0,29 %</u>	<u>0,30 %</u>	<u>0,14 %</u>	<u>5,29 %</u>	<u>3,58 %</u>	<u>2,15 %</u>
	7,08 %	2,95 %	1,91 %	1,17 %	1,49 %	1,18 %	0,34 %	0,51 %	0,00 %	0,12 %	0,87 %	0,65 %
$^{US}b_t$	<u>7,13 %</u>	<u>3,26 %</u>	<u>3,58 %</u>	<u>1,84 %</u>	<u>1,53 %</u>	<u>1,21 %</u>	<u>0,66 %</u>	<u>0,79 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,18 %</u>	<u>0,72 %</u>	<u>0,47 %</u>
	0,22 %	0,23 %	1,58 %	0,82 %	0,27 %	0,55 %	1,71 %	2,13 %	0,03 %	1,52 %	1,05 %	0,92 %
$^{US}s_t$	<u>0,58 %</u>	<u>0,36 %</u>	<u>1,25 %</u>	<u>0,61 %</u>	<u>0,73 %</u>	<u>0,84 %</u>	<u>1,34 %</u>	<u>1,51 %</u>	<u>0,03 %</u>	<u>1,61 %</u>	<u>2,00 %</u>	<u>1,46 %</u>
	70,73 %	0,05 %	0,00 %	0,01 %	88,95 %	0,11 %	0,00 %	0,02 %	99,76 %	8,39 %	0,56 %	2,09 %
	<u>9,77 %</u>	<u>0,05 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>3,88 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,03 %</u>	<u>0,15 %</u>	<u>8,33 %</u>	<u>2,11 %</u>	<u>3,40 %</u>
$^{Col}r_t$	***				***				***			
	19,00 %	72,71 %	8,01 %	78,61 %	5,56 %	40,54 %	2,02 %	47,27 %	0,07 %	37,38 %	4,43 %	61,86 %
	<u>9,24 %</u>	<u>19,39 %</u>	<u>12,27 %</u>	<u>10,90 %</u>	<u>2,94 %</u>	<u>20,98 %</u>	<u>3,44 %</u>	<u>1,38 %</u>	<u>0,05 %</u>	<u>23,59 %</u>	<u>6,59 %</u>	<u>17,93 %</u>
$^{Col}b_t$	**	***		***	*	*		**				***
	0,18 %	22,21 %	33,71 %	9,32 %	0,23 %	53,18 %	36,53 %	24,08 %	0,00 %	44,52 %	72,61 %	28,61 %
	<u>0,55 %</u>	<u>16,67 %</u>	<u>9,19 %</u>	<u>8,21 %</u>	<u>0,70 %</u>	<u>19,66 %</u>	<u>9,56 %</u>	<u>18,07 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>24,36 %</u>	<u>9,92 %</u>	<u>17,99 %</u>
$^{Col}s_t$			***			***	***			*	***	
	1,42 %	1,23 %	54,64 %	10,01 %	1,79 %	2,94 %	59,22 %	25,85 %	0,00 %	0,38 %	18,41 %	4,80 %
	<u>1,43 %</u>	<u>1,92 %</u>	<u>13,30 %</u>	<u>5,49 %</u>	<u>1,77 %</u>	<u>4,00 %</u>	<u>10,54 %</u>	<u>11,24 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,53 %</u>	<u>8,13 %</u>	<u>3,32 %</u>
e_t			***	*			***	**			**	

Nota: se presenta la proporción de la varianza de cada serie que se explica por los distintos shocks estructurales. Los números sin cursiva ni subrayado representan la descomposición de la varianza. Los números en cursiva y subrayados son los errores estándar. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

En cambio, los resultados para el periodo de crisis *subprime*¹¹ son similares a los encontrados en los periodos de crisis financieras; no hay claridad si los efectos de desbordamientos se intensifican o desacoplan. Por otra parte, la Tabla 5 muestra el análisis de descomposición de la varianza. Los mercados financieros estadounidenses explican en promedio alrededor del 2 % de los movimientos de los mercados financieros colombianos, y evidencian la capacidad defensiva de los mercados y las autoridades económicas colombianas para mitigar los efectos de la crisis *subprime* (Uribe, 2011).

No obstante, la mayoría de las estimaciones de los parámetros en el periodo de crisis de la deuda europea son más grandes y con mayor precisión, lo que sugiere que los vínculos entre los mercados se intensificaron durante el periodo de crisis de la deuda europea.

La Tabla 6 expone el análisis de descomposición de la varianza para el periodo de crisis de deuda europea. Los mercados financieros estadounidenses explican en promedio alrededor del 6 % de los movimientos de los mercados financieros colombianos. Los mercados estadounidenses explican el 18 % de la varianza de la tasa de interés y el 15 % de la varianza de los bonos del Gobierno en el tercer régimen. Por su parte, los mercados nacionales representan en promedio el 65 % de la variación de los precios de los activos colombianos.

En resumen, los bonos estadounidenses son los mayores generadores de información para los mercados colombianos en el periodo de crisis de deuda pública europea. La tasa interbancaria y los bonos colombianos (renta fija) fueron los más sensibles a las fluctuaciones de los mercados nacionales e internacionales en el periodo de crisis de deuda europea.

Número de regímenes de heterocedasticidad

Las columnas cinco y seis de la Tabla 2 evalúan la solidez de los resultados cuando se modifica el número de regímenes de heterocedasticidad. Las estimaciones de los coeficientes cambian relativamente en su magnitud. Así, al aumentar el número de regímenes, los coeficientes son relativamente menos robustos; y al disminuir el número de regímenes, las estimaciones de los coeficientes son relativamente menos significativas de manera individual. No obstante, el resultado más importante, la dominación del mercado de bonos estadounidense sobre los mercados financieros colombianos, no es afectada.

Choques comunes no observables

Siguiendo a Rigobon (2003), se busca resaltar la importancia de los choques comunes no observables en la estimación del modelo de referencia. Este se

¹¹Los resultados de la estimación de la segunda (crisis *subprime*) y tercera versión (crisis de deuda pública europea) del modelo, por razones de brevedad no se presentan en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

Tabla 4.
Descomposición de varianza en los regímenes de volatilidad. Periodos de crisis financieras

Régimen 1				Régimen 2				Régimen 3				
	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t
r_t^{US}	1,97 %	2,21 %	0,79 %	0,54 %	0,09 %	0,24 %	0,05 %	0,14 %	0,01 %	4,42 %	1,05 %	0,56 %
	<u>1,72 %</u>	<u>1,43 %</u>	<u>1,00 %</u>	<u>0,63 %</u>	<u>0,08 %</u>	<u>0,15 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>0,17 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>2,80 %</u>	<u>1,33 %</u>	<u>0,65 %</u>
	0,83 %	3,79 %	3,81 %	0,13 %	0,18 %	1,97 %	1,14 %	0,17 %	0,01 %	7,58 %	5,08 %	0,14 %
	<u>0,91 %</u>	<u>1,46 %</u>	<u>1,78 %</u>	<u>0,16 %</u>	<u>0,19 %</u>	<u>0,75 %</u>	<u>0,53 %</u>	<u>0,21 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>2,80 %</u>	<u>2,29 %</u>	<u>0,17 %</u>
b_t^{US}		***	**			**	**			***	**	
	0,16 %	1,61 %	1,26 %	3,27 %	0,02 %	0,48 %	0,22 %	2,48 %	0,00 %	0,38 %	0,20 %	0,40 %
	<u>0,50 %</u>	<u>1,10 %</u>	<u>1,25 %</u>	<u>1,23 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>0,33 %</u>	<u>0,22 %</u>	<u>0,90 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,26 %</u>	<u>0,20 %</u>	<u>0,15 %</u>
				***				***				***
r_t^{Col}	96,26 %	0,00 %	0,02 %	0,01 %	99,17 %	0,01 %	0,02 %	0,04 %	99,98 %	0,66 %	3,50 %	1,05 %
	<u>2,18 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,02 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,58 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,03 %</u>	<u>0,08 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>1,43 %</u>	<u>3,72 %</u>	<u>1,88 %</u>
	***				***				***			
	0,41 %	6,06 %	50,06 %	0,25 %	0,42 %	15,34 %	73,37 %	1,58 %	0,00 %	12,13 %	66,85 %	0,26 %
b_t^{Col}	<u>0,44 %</u>	<u>3,59 %</u>	<u>11,14 %</u>	<u>0,18 %</u>	<u>0,46 %</u>	<u>8,18 %</u>	<u>8,93 %</u>	<u>1,14 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>6,66 %</u>	<u>8,84 %</u>	<u>0,19 %</u>
		*	***			*	***			*	***	
	0,27 %	80,43 %	43,75 %	2,96 %	0,11 %	79,75 %	25,13 %	7,40 %	0,00 %	63,04 %	22,90 %	1,20 %
	<u>0,49 %</u>	<u>5,31 %</u>	<u>11,68 %</u>	<u>1,45 %</u>	<u>0,20 %</u>	<u>8,03 %</u>	<u>8,92 %</u>	<u>3,44 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>7,74 %</u>	<u>8,17 %</u>	<u>0,60 %</u>
s_t^{Col}		***	***	**		***	***	**		***	***	**
	0,10 %	5,89 %	0,63 %	92,85 %	0,01 %	2,22 %	0,07 %	88,18 %	0,00 %	11,79 %	0,42 %	96,40 %
	<u>0,40 %</u>	<u>3,20 %</u>	<u>0,52 %</u>	<u>1,98 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>1,22 %</u>	<u>0,11 %</u>	<u>3,61 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>5,90 %</u>	<u>0,69 %</u>	<u>2,10 %</u>
		*		***		*		***		**		***

Nota: el cuadro presenta la proporción de la varianza de cada serie que se explica por los distintos shocks estructurales. Los números sin cursiva ni subrayado representan la descomposición de la varianza. Los números en cursiva y subrayados son los errores estándar. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5.
Descomposición de varianza en los regímenes de volatilidad. Periodo de crisis *subprime*

Régimen 1				Régimen 2				Régimen 3			
r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t
$^{US}r_t$	0,08 %	2,53 %	0,45 %	0,43 %	0,45 %	0,02 %	0,07 %	0,08 %	2,56 %	0,46 %	0,43 %
	<u>0,12 %</u>	<u>1,99 %</u>	<u>1,09 %</u>	<u>0,90 %</u>	<u>0,36 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>0,14 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>2,01 %</u>	<u>1,10 %</u>	<u>0,91 %</u>
$^{US}b_t$	0,01 %	0,75 %	0,83 %	0,38 %	1,78 %	0,58 %	0,79 %	0,01 %	0,37 %	0,41 %	0,19 %
	<u>0,02 %</u>	<u>0,70 %</u>	<u>1,06 %</u>	<u>0,69 %</u>	<u>1,57 %</u>	<u>0,73 %</u>	<u>1,41 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,34 %</u>	<u>0,52 %</u>	<u>0,34 %</u>
$^{US}s_t$	0,00 %	1,12 %	1,01 %	1,18 %	2,14 %	0,57 %	1,95 %	0,00 %	0,45 %	0,40 %	0,00 %
	<u>0,01 %</u>	<u>0,90 %</u>	<u>1,24 %</u>	<u>1,09 %</u>	<u>1,57 %</u>	<u>0,67 %</u>	<u>1,69 %</u>	<u>0,00 %</u>	<u>0,34 %</u>	<u>0,48 %</u>	<u>0,41 %</u>
$^{Col}r_t$	99,87 %	1,37 %	2,03 %	1,45 %	0,06 %	0,02 %	0,05 %	99,87 %	1,38 %	2,05 %	1,46 %
	<u>0,13 %</u>	<u>1,54 %</u>	<u>2,71 %</u>	<u>1,58 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>0,03 %</u>	<u>0,06 %</u>	<u>0,12 %</u>	<u>1,56 %</u>	<u>2,74 %</u>	<u>1,60 %</u>
	***							***			
$^{Col}b_t$	0,01 %	64,23 %	25,88 %	49,27 %	50,62 %	6,01 %	33,71 %	0,01 %	64,92 %	26,15 %	49,72 %
	<u>0,02 %</u>	<u>16,23 %</u>	<u>10,20 %</u>	<u>18,14 %</u>	<u>17,49 %</u>	<u>2,85 %</u>	<u>15,54 %</u>	<u>0,02 %</u>	<u>16,35 %</u>	<u>10,29 %</u>	<u>18,27 %</u>
	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
$^{Col}s_t$	0,01 %	29,30 %	6,06 %	45,53 %	41,59 %	2,54 %	56,09 %	0,01 %	29,61 %	6,12 %	45,94 %
	<u>0,01 %</u>	<u>15,69 %</u>	<u>7,15 %</u>	<u>17,82 %</u>	<u>17,81 %</u>	<u>3,05 %</u>	<u>16,32 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>15,87 %</u>	<u>7,22 %</u>	<u>18,01 %</u>
	*			**	**		***		*		**
e_t	0,02 %	0,70 %	63,75 %	1,76 %	3,37 %	90,26 %	7,34 %	0,02 %	0,71 %	64,41 %	1,78 %
	<u>0,01 %</u>	<u>0,77 %</u>	<u>9,82 %</u>	<u>1,47 %</u>	<u>3,57 %</u>	<u>3,92 %</u>	<u>5,76 %</u>	<u>0,01 %</u>	<u>0,77 %</u>	<u>9,93 %</u>	<u>1,48 %</u>
			**			***				***	

Nota: el cuadro presenta la proporción de la varianza de cada serie que se explica por los distintos shocks estructurales. Los números sin cursiva ni subrayado representan la descomposición de la varianza. Los números en cursiva y subrayados son los errores estándar. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 6.
Descomposición de varianza en los regímenes de volatilidad. Periodo de crisis de deuda europea

Régimen 1					Régimen 2					Régimen 3				
	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t	r_t^{Col}	b_t^{Col}	s_t^{Col}	e_t		
r_t^{US}	0,02 %	0,53 %	0,19 %	0,48 %	0,06 %	0,85 %	0,24 %	0,49 %	0,22 %	1,83 %	0,31 %	0,49 %		
	<u>0,04 %</u>	<u>0,25 %</u>	<u>0,22 %</u>	<u>0,44 %</u>	<u>0,10 %</u>	<u>0,39 %</u>	<u>0,26 %</u>	<u>0,44 %</u>	<u>0,36 %</u>	<u>0,85 %</u>	<u>0,35 %</u>	<u>0,45 %</u>		
		**				**				**				
b_t^{US}	1,81 %	3,61 %	2,18 %	3,15 %	3,58 %	4,15 %	1,88 %	2,26 %	17,56 %	12,53 %	3,50 %	3,21 %		
	<u>0,36 %</u>	<u>0,74 %</u>	<u>0,78 %</u>	<u>1,05 %</u>	<u>0,63 %</u>	<u>0,76 %</u>	<u>0,64 %</u>	<u>0,75 %</u>	<u>3,38 %</u>	<u>2,68 %</u>	<u>1,22 %</u>	<u>1,07 %</u>		
	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		
s_t^{US}	0,01 %	0,15 %	0,07 %	0,17 %	0,10 %	1,51 %	0,51 %	1,05 %	0,06 %	0,53 %	0,11 %	0,17 %		
	<u>0,01 %</u>	<u>0,08 %</u>	<u>0,07 %</u>	<u>0,10 %</u>	<u>0,15 %</u>	<u>0,75 %</u>	<u>0,48 %</u>	<u>0,60 %</u>	<u>0,09 %</u>	<u>0,27 %</u>	<u>0,11 %</u>	<u>0,10 %</u>		
		*		*		**		*		*		*		
r_t^{Col}	2,71 %	13,63 %	48,17 %	14,58 %	8,07 %	23,68 %	62,93 %	15,77 %	26,28 %	47,36 %	77,59 %	14,85 %		
	<u>2,05 %</u>	<u>11,28 %</u>	<u>30,58 %</u>	<u>45,54 %</u>	<u>5,92 %</u>	<u>19,14 %</u>	<u>37,57 %</u>	<u>48,60 %</u>	<u>19,20 %</u>	<u>39,44 %</u>	<u>47,64 %</u>	<u>46,37 %</u>		
							*							
b_t^{Col}	93,69 %	10,79 %	7,46 %	0,39 %	84,76 %	5,69 %	2,96 %	0,13 %	48,47 %	2,00 %	0,64 %	0,02 %		
	<u>2,94 %</u>	<u>10,43 %</u>	<u>6,67 %</u>	<u>0,53 %</u>	<u>4,64 %</u>	<u>5,70 %</u>	<u>2,74 %</u>	<u>0,17 %</u>	<u>5,99 %</u>	<u>1,99 %</u>	<u>0,59 %</u>	<u>0,03 %</u>		
	***				***				***					
s_t^{Col}	1,09 %	66,75 %	33,76 %	1,56 %	1,59 %	56,84 %	21,63 %	0,83 %	0,91 %	19,96 %	4,68 %	0,14 %		
	<u>2,53 %</u>	<u>11,05 %</u>	<u>8,41 %</u>	<u>1,00 %</u>	<u>3,66 %</u>	<u>7,92 %</u>	<u>6,28 %</u>	<u>0,52 %</u>	<u>2,10 %</u>	<u>4,47 %</u>	<u>1,53 %</u>	<u>0,09 %</u>		
		***				***	***			***	***			
e_t	0,67 %	4,55 %	8,17 %	79,67 %	1,84 %	7,28 %	9,85 %	79,49 %	6,50 %	15,80 %	13,16 %	81,12 %		
	<u>2,07 %</u>	<u>11,97 %</u>	<u>29,50 %</u>	<u>45,58 %</u>	<u>5,68 %</u>	<u>19,19 %</u>	<u>35,88 %</u>	<u>48,46 %</u>	<u>19,88 %</u>	<u>40,93 %</u>	<u>47,62 %</u>	<u>46,42 %</u>		
				*								*		

Nota: se presenta la proporción de la varianza de cada serie que se explica por los distintos shocks estructurales. Los números sin cursiva ni subrayado representan la descomposición de la varianza. Los números en cursiva y subrayados son los errores estándar. Los asteriscos denotan significación a un nivel del *90 %, **95 % y *** 99 %.

Fuente: elaboración propia.

considera en dos nuevas versiones: una que supone que no hay perturbaciones comunes (índice sintético) y la otra que asume que los choques comunes no observables se determinan en el modelo. De esta forma, la columna siete presenta los resultados del modelo al excluir las perturbaciones comunes; las estimaciones de los coeficientes cambian relativamente en su magnitud. Estos hallazgos sugieren que la rotación de los residuos observados en los datos no se puede explicar por las variaciones en la varianza de las perturbaciones estructurales por sí solos. En contraste, cuando se incluyen las perturbaciones comunes¹², como variable endógena en el modelo de referencia, la mayoría de los efectos de desbordamientos de los Estados Unidos a Colombia son más grandes, lo que puede sugerir que incluir esta variable “sesgaría” la magnitud de los efectos de desbordamiento de los mercados estadounidenses sobre los mercados colombianos.

En síntesis, los resultados clave, a saber, la dominación del mercado de bonos estadounidense sobre los mercados financieros colombianos, el mercado interbancario colombiano es poco sensible a las turbulencias de los mercados internacionales y la existencia de transmisión indirecta de los choques de los mercados estadounidenses sobre los mercados colombianos se mantienen en las pruebas de robustez. En consecuencia, las conclusiones anteriores sobre la importancia de la transmisión de los choques internacionales son en gran medida robustas.

CONCLUSIONES

Este artículo estima un modelo empírico estructural, útil para la cuantificación y el análisis de la transmisión de los choques financieros internacionales sobre los principales mercados financieros colombianos. La metodología modela cada precio de los activos con ayuda de VAR estructural, que emplea la heterocedasticidad que existe en los datos para la identificación y la estimación de los coeficientes de transmisión financiera internacional sobre los mercados de dinero, bonos, acciones y tipo de cambio de Colombia. A su vez, la literatura académica que aborda la transmisión de los choques financieros entre los mercados internacionales plantea la complejidad de los vínculos tanto en su medición como en su comprensión. En este trabajo, se demuestra que, en efecto, la transmisión de los choques financieros internacionales sobre los mercados colombianos no escapa a esta complejidad. Por tanto, estos hallazgos son muy importantes desde el punto de vista de política económica, gestión de riesgos y diversificación del portafolio de inversiones, entre otros.

La metodología seleccionada en este artículo se aplica a la transmisión de los choques de los mercados financieros de los Estados Unidos a los mercados de Colombia durante el periodo de 2003 a 2015. Los resultados acentúan la importancia de las

¹²Los resultados de la estimación del modelo cuando se excluyen las perturbaciones comunes, por razones de brevedad no se presentan en detalle, están disponibles por parte del autor, previa solicitud.

perturbaciones idiosincráticas propias de los mercados colombianos y el efecto relativamente bajo de los efectos de desbordamiento de los mercados financieros estadounidenses sobre los mercados colombianos. Sin embargo, en los periodos de crisis, se presenta un aumento significativo de los efectos de desbordamiento de los mercados financieros estadounidenses y nacionales sobre los precios de los activos colombianos.

Por otra parte, los resultados reflejan la posición dominante del mercado de bonos estadounidenses como el motor de los efectos de desbordamiento, tanto en la misma clase de activo (bonos colombianos), como en los demás activos colombianos. A su vez, se encuentra una fuerte evidencia de los efectos *overall spillovers* entre los mercados estadounidenses y colombianos (mercado-cruzado), tanto en su magnitud como en su significancia, en especial, la sensibilidad del mercado accionario colombiano a estos. En general, los mercados financieros estadounidenses explican, en promedio, alrededor del 3,2 % de los movimientos de los mercados financieros colombianos durante el periodo de 2003 a 2015. Asimismo, el efecto se intensifica en el periodo de la crisis de deuda europea, y alcanza a explicar el 18 % de los movimientos de la tasa interbancaria y bonos del Gobierno colombiano.

Aunque es clara la importancia relativa de los activos nacionales en la explicación del comportamiento de los mercados financieros colombianos, estos resultados deben contextualizarse en atención a que la metodología se encuentra focalizada en medir los efectos de desbordamiento en los retornos de las series y no los efectos de desbordamiento en volatilidades de los retornos, donde se esperaría una mayor importancia relativa de los mercados financieros estadounidenses, de acuerdo con los resultados de Diebold y Yilmaz (2009a).

Por otra parte, un segundo resultado relevante es que la mayor significancia estadística de los efectos *overall spillovers* en relación con los efectos *spillovers*, lo que acentúa la importancia de los efectos de desbordamiento indirectos a través de los precios de otros activos. En particular, los mercados estadounidenses generan efectos *overall spillovers* significativos sobre el mercado accionario colombiano. De ahí que estos resultados son coherentes con los hallazgos de Ehrmann et al. (2011), en los que los vínculos de mercado-cruzado y la transmisión indirecta de los choques financieros a través de terceros mercados son muy relevantes para la comprensión integral de las relaciones entre los mercados financieros.

Los resultados empíricos de este trabajo proporcionan un apoyo para la modelación integral de los vínculos internacionales de los mercados financieros colombianos, y sugieren que los estudios que se centran, ya sea en los diferentes mercados dentro de un país, ya sea en un mercado en diferentes países, son potencialmente especificaciones sesgadas.

La metodología impone varios supuestos para resolver el problema de identificación, relajando algunos de estos supuestos y expandiendo el modelo, por lo que pueden surgir varias líneas de investigación futuras; por ejemplo, un modelo que

permita variar los coeficientes en cada régimen de heterocedasticidad, y así visualizar los efectos de desbordamiento en cada régimen, como se observa en la descomposición de la varianza.

Igualmente, identificar que los efectos de desbordamiento de los mercados estadounidenses se intensifican en la crisis de la deuda europea sugiere la importancia de medir el comportamiento en el tiempo de los efectos de desbordamiento, con la integración de los enfoques metodológicos de Diebold y Yilmaz (2009a) y Ehrmann et al. (2011). Por último, la importancia de los episodios de crisis financiera alude a futuras integraciones entre el enfoque de Ehrmann et al. y la teoría de valor extremo o cópulas.

REFERENCIAS

1. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007). Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economics*, 73(2), 251-277. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.004>
2. Bacchiocchi, E. (2011). *Identification in structural VAR models with different volatility regimes* (Working Paper, 39). Recuperado de http://wp.demm.unimi.it/files/wp/2011/DEMM-2011_039wp.pdf
3. Bae, K. H., Karolyi, G. A., & Stulz, R. M. (2003). A new approach to measuring financial contagion. *Review of Financial studies*, 16(3), 717-763. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg012>
4. Baele, L., Bekaert, G., & Inghelbrecht, K. (2010). The determinants of stock and bond return comovements. *Review of Financial Studies*, 23(6), 2374-2428. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq014>
5. Barsky, R. B. (1989). Why don't the prices of stocks and bonds move together? *The American Economic Review*, 79(5), 1132-1145.
6. Baur, D. G. (2012). Financial contagion and the real economy. *Journal of Banking y Finance*, 36(10), 2680-2692. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.05.019>
7. Becker, K. G., Finnerty, J. E., & Friedman, J. (1995). Economic news and equity market linkages between the US and UK. *Journal of Banking & Finance*, 19(7), 1191-1210. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(94\)00079-I](https://doi.org/10.1016/0378-4266(94)00079-I)
8. Bekaert, K. G., Hodrick, R. J., & Zhang, X. (2009). International stock return comovements. *The Journal of Finance*, 64(6), 2591-2626. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01512.x>
9. Bekaert, K. G., Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Mehl, A. (2014). The global crisis and equity market contagion. *The Journal of Finance*, 69(6), 2597-2649. <https://doi.org/10.1111/jofi.12203>
10. Belke, A., & Dubova, I. (2018). International spillovers in global asset markets. *Economic Systems*, 42(1), 3-17. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.07.001>

11. Belke, A., Dubova, I., & Volz, U. (2018). Bond yield spillovers from major advanced economies to emerging Asia. *Pacific Economic Review*, 23(1), 109-126. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12256>
12. Bernanke, B. S. (2007). *Globalization and monetary policy*. Speech 262, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
13. Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>
14. Bollerslev, T., Cai, J., & Song, F. M. (2000). Intraday periodicity, long memory volatility, and macroeconomic announcement effects in the US Treasury bond market. *Journal of Empirical Finance*, 7(1), 37-55. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(00\)00002-5](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(00)00002-5)
15. Campbell, J. Y., & Ammer, J. (1993). What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. *The Journal of Finance*, 48(1), 3-37. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04700.x>
16. Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., Xu, T., & Chang, R. (2012). China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America [with Comment]. *Economía*, 12(2), 1-75.
17. Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Spillovers from the United States to Latin American and G7 stock markets: A VAR quantile analysis. *Emerging Markets Review*, 31, 32-46. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.01.001>
18. Connolly, R. A., & Wang, F. A. (2003). International equity market comovements: Economic fundamentals or contagion? *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1), 23-43. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(02\)00060-4](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(02)00060-4)
19. Corsetti, G., Pericoli, M., & Sbracia, M. (2005). 'Some contagion, some interdependence': More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177-1199. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.012>
20. De Santis, R. A., & Zimic, S. (2018). Spillovers among sovereign debt markets: Identification through absolute magnitude restrictions. *Journal of Applied Econometrics*, 33(5), 727-747. <https://doi.org/10.1002/jae.2627>
21. Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009a). Efectos derrame en los mercados de valores del continente americano. *Economía Chilena*, 2(12), 55-65.
22. Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009b). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal*, 119(534), 158-171. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x>
23. Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.

24. Dungey, M., & Martin, V. L. (2007). Unravelling financial market linkages during crises. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 89-119. <https://doi.org/10.1002/jae.93>
25. Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2004). Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4), 719-737.
26. Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2017). Euro area government bonds-Fragmentation and contagion during the sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 70, 26-44. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.08.005>
27. Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Rigobon, R. (2011). Stocks, bonds, money markets and exchange rates: Measuring international financial transmission. *Journal of Applied Econometrics*, 26(6), 948-974. <https://doi.org/10.1002/jae.1173>
28. Eichengreen, B., & Gupta, P. (2015). Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets. *Emerging Markets Review*, 25, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2015.07.002>
29. Finta, M. A., Frijns, B., & TouraniRad, A. (2017). Contemporaneous spillover effects between the US and the UK equity markets. *Financial Review*, 52(1), 145-166. <https://doi.org/10.1111/fire.12116>
30. Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
31. Griffin, J. M., & Karolyi, G. A. (1998). Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies. *Journal of Financial Economics*, 50(3), 351-373. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00041-5](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00041-5)
32. Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307. <https://doi.org/10.1093/rfs/3.2.281>
33. Jeanneret, A. (2017). Sovereign default risk and the US equity market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(1), 305-339. <https://doi.org/10.1017/S0022109016000776>
34. Jung, R. C., & Maderitsch, R. (2014). Structural breaks in volatility spillovers between international financial markets: Contagion or mere interdependence? *Journal of Banking y Finance*, 47, 331-342. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.023>
35. Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion and confusion. *Journal of International Economics*, 51(1), 145-168. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00040-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00040-9)

36. Lane, P. R. (2012). The European sovereign debt crisis. *The Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49-67. DOI: 10.1257/jep.26.3.49
37. Lin, W. L., Engle, R. F., & Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of Financial Studies*, 7(3), 507-538. <https://doi.org/10.1093/rfs/7.3.507>
38. Louzis, D. P. (2015). Measuring spillover effects in Euro area financial markets: a disaggregate approach. *Empirical Economics*, 49(4), 1367-1400. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0911-x>
39. Lütkepohl, H., & Netšunajev, A. (2017). Structural vector autoregressions with heteroskedasticity: A review of different volatility models. *Econometrics and Statistics*, 1, 2-18. <https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2016.05.001>
40. Markwat, T., Kole, E., & Van Dijk, D. (2009). Contagion as a domino effect in global stock markets. *Journal of Banking y Finance*, 33(11), 1996-2012. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.05.008>
41. Ocampo, J. A. (2007). La macroeconomía de la bonanza económica latinoamericana. *Revista de la Cepal*, 93, 7-29. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/11219>
42. Ostry, J. D. (2012). Managing capital flows: What tools to use? *Asian Development Review*, 29(1), 82-88. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00205>
43. Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S. J., & Kose, M. A. (2005). Effects of financial globalization on developing countries: Some empirical evidence. En W. Tseng & D. Cowen (Eds.), *India's and China's recent experience with reform and growth* (pp. 201-228). Londres, RU: Palgrave Macmillan.
44. Rigobon, R. (2003). Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 777-792. <https://doi.org/10.1162/003465303772815727>
45. Rigobon, R., & Sack, B. (2003). Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 639-669. <https://doi.org/10.1162/003355303321675473>
46. Rodríguez, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 401-423. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2006.07.002>
47. Schneider, D. (2013). *Structural VAR Analyses of the Oil Market, Financial Markets, and the Macroeconomy* (tesis doctoral, Johann Wolfgang Goethe-University, Fráncfort, Alemania).
48. Sentana, E., & Fiorentini, G. (2001). Identification, estimation and testing of conditionally heteroskedastic factor models. *Journal of Econometrics*, 102, 143-164. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00051-3](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00051-3)
49. Shen, Y. (2018). International risk transmission of stock market movements. *Economic Modelling*, 69, 220-236. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.09.022>

50. Shiller, R. J., & Beltratti, A. E. (1992). Stock prices and bond yields: Can their comovements be explained in terms of present value models? *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 25-46. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90042-Z](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90042-Z)
51. Stiglitz, J. E. (2010). Risk and global economic architecture: Why full financial integration may be undesirable. *American Economic Review*, 100(2), 388-92. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.388>
52. Uribe, J. (2011). Contagio financiero: una metodología para su evaluación mediante coeficientes de dependencia asintótica. *Lecturas de Economía*, 75, 29-57. doi: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n75a11475>
53. Wongswan, J. (2009). The response of global equity indexes to US monetary policy announcements. *Journal of International Money and Finance*, 28(2), 344-365. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.03.003>
54. Wright, P. (1928). *Tariff on animal and vegetable oils*. Nueva York, Macmillan.

ANEXO

Tabla A1.
Series de tiempo y sus definiciones

Variable	Definición
$ret_A_Colombia / s_t^{Col}$	Los rendimientos del mercado accionario colombiano
$ret_B_Colombia / b_t^{Col}$	Los rendimientos del mercado de bonos colombiano
$ret_i_Colombia / r_t^{Col}$	Los rendimientos del mercado de dinero colombiano
$ret_tc_Colombia / e_t$	Los rendimientos de la tasa de cambio
ret_A_EEUU / s_t^{US}	Los rendimientos del mercado accionario de EE. UU.
ret_B_EEUU / b_t^{US}	Los rendimientos del mercado de bonos de EE. UU.
ret_i_EEUU / r_t^{US}	Los rendimientos del mercado interbancario de EE. UU.
I_Mercado	Índice sintético multidimensional que represente los factores comunes no observables

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2.
Composición del índice sintético multidimensional por mercado

País	Acciones	Bonos	Tasa interbancaria	Tipo de cambio
Canadá	SyPTSX Composite	Bonos del Tesoro a diez años	Overnight Money Market Financing Rate	Canadian Dollar
Brasil	Ibovespa	BRL 10Y	Tasa Selic	Real brasileño
México	IPC	MXN 10Y	Tasa de fondeo bancario	Peso mexicano
Argentina	Merval	ARG 10Y	Tasa Baibar	Peso argentino
Chile	IPSA	CL 10Y	Tasa TIB	Peso chileno
Perú	IGBVL	PER 10 Y	Tasa interbanca- ria S	Sol peruano
Reino Unido	FTS100	GBR10Y	IUDSOIA (SONIA)	Libra esterlina

(Continúa)

Tabla 4.

Composición del índice sintético multidimensional por mercado

País	Acciones	Bonos	Tasa interbancaria	Tipo de cambio
Alemania	DAX	DEU10Y	Eonia	Euro
Zona Euro	Euro Stoxx 50	EU10Y	Eonia	Euro
Francia	CAC40	FRA10Y	Eonia	Euro
España	IBEX35	ESP10Y	Eonia	Euro
Italia	FTSE MIB	ITA10Y	Eonia	Euro
Holanda	AEX	NLD10Y	Eonia	Euro
Bélgica	EURO-NEXT BEL-20	BEL10Y	Eonia	Euro
Rusia	RTSI	RUSSIA 10 Y	MIACR	Rublo ruso
Grecia	ATHEN	GRC10Y	Eonia	Euro
Turquía	BIST NATIONAL 100	TURKEY 10 Y	Overnight BID	Lira turca
Japón	Nikkei 225	JPN10Y	Call Rates, Uncollateralized Overnight (Daily)	Yen
Hong Kong	HANG SENG INDEX	Hong Kong 10 Y	Interbank rate	Dólar de Hong Kong
China	SSE Composite Index	China 10 Y	Interbank rate	Yuan
Singapur	STI Index	SGP10Y	Interbank rate	Dólar de Singapur
Australia	SyPASX 200	FCMYGBAG10D	Interbank rate	Dólar australiano
Petróleo	DOE-RWTC	—	—	—
Oro	LBMA-GOLD	—	—	—
Otros mercados de EE. UU.	Nasdaq	SyP500	VOL SyP500	—

Fuente: elaboración propia

EFECTO DE REMESAS DE TRABAJADORES SOBRE RESERVAS INTERNACIONALES, CRECIMIENTO ECONÓMICO E ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL EN HONDURAS

René Javier Santos-Munguía
Juan Miguel Pérez

Santos-Munguía, R. J., & Pérez, J. M. (2020). Efecto de remesas de trabajadores sobre reservas internacionales, crecimiento económico e índice de tipo de cambio real en Honduras. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 703-729.

El estudio analiza el efecto de las remesas internacionales en Honduras sobre el índice mensual de actividad económica (IMAE) como una medida aproximada del crecimiento económico, las reservas internacionales y el índice de tipo de cambio efectivo real (Itcer). Con datos de series temporales con periodicidad mensual de diciembre de 2001 a diciembre de 2016, se formula un modelo del tipo

R. J. Santos-Munguía
Universidad Nacional de Agricultura, Honduras. Correo electrónico: rsantosmunguia@unitec.edu

J. M. Pérez
Universidad Nacional de Agricultura, Honduras. Correo electrónico: jmiguel_perez@yahoo.com

Sugerencia de citación: Santos-Munguía, R. J., & Pérez, J. M. (2020). Efecto de remesas de trabajadores sobre reservas internacionales, crecimiento económico e índice de tipo de cambio real en Honduras. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 703-729. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76893>

Este artículo fue recibido el 19 de diciembre de 2018, ajustado el 21 de agosto de 2019 y su publicación aprobada el 26 de agosto de 2019.

vector autorregresivo (VAR) y se presentan resultados con figuras de la función impulso-respuesta (IFR). Los hallazgos muestran respuesta negativa del IMAE, Itcer y positiva de las reservas internacionales a mediano plazo.

Palabras clave: remesas; IMAE; reservas internacionales; Itcer; VAR.

JEL: C20; C22; F24.

Santos-Munguía, R. J., & Pérez, J. M. (2020). Effect of workers' remittances on international reserves, economic growth and the real exchange rate index in Honduras. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 703-729.

The study analyses the effect of international remittances in Honduras on the Monthly Economic Activity Index (IMAE) as a proxy measure of economic growth, international reserves and the Effective Real Exchange Rate Index (Itcer). Using data from time series with monthly periodicity from December 2001 to December 2016, the model of Vector Autoregressive (VAR) is formulated and results are presented in the form graphs of the Impulse Response Function (IRF). The finding shows negative responses from IMAE and Itcer and a positive response from international reserves in the medium term.

Keywords: Remittances; IMAE; international reserves; Itcer; VAR.

JEL: C20; C22; F24.

Santos-Munguía, R. J., & Pérez, J. M. (2020). Efeito de remessas de trabalhadores sobre reservas internacionais, crescimento econômico e índice de tipo de câmbio real em Honduras. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 703-729.

O estudo analisa o efeito das remessas internacionais em Honduras sobre o índice mensal de atividade econômica (IMAE) como uma medida aproximada do crescimento econômico, as reservas internacionais e o índice de tipo de câmbio efetivo real (Itcer). Com dados de séries temporárias com periodicidade mensal de dezembro de 2001 a dezembro de 2016, se formula um modelo do tipo vector auto regressivo (VAR) se apresentam resultados com figuras da função impulso-resposta (IFR). Estes descobrimentos mostram resposta negativa do IMAE, Itcer positiva das reservas internacionais a médio prazo.

Palavras-chave: remessas; IMAE; reservas internacionais; Itcer; VAR.

JEL: C20; C22; F24.

INTRODUCCIÓN

Las remesas han desempeñado un papel importante en la economía de Honduras y la región durante las últimas décadas. El dinamismo en la recepción de las remesas ha sido tal que para algunas naciones es la segunda fuente de divisas, detrás de la inversión extranjera directa. En otros se han convertido en la primera generadora de divisas. Entre 2016 y 2017, las remesas enviadas a América Latina y el Caribe aumentaron en más del 8 % y superaron los USD 75 000 millones (Orozco, 2018). En el mundo, el incremento porcentual en 2017 con respecto a 2016 fue del 8,5 %, pasó de USD 429 000 a 466 000 millones y estableció un nuevo récord en envíos de este tipo de transferencias (World Bank Group, 2018, p. 3). Para Honduras, en 2017, las remesas constituyeron el 19 % del producto bruto interno (PBI) y superaron la participación de la inversión extranjera directa (IED) en el PIB y por debajo de la participación que las exportaciones tuvieron en el crecimiento económico (Banco Central de Honduras [BCH], 2018a; World Bank Group, 2018).

Lo anterior ha llevado a que el número de estudios sobre el papel de las remesas en las economías se incremente, que han abordado la importancia de este tipo de transferencia monetaria para los países receptores, entre ellos los trabajos que afrontan el problema desde la perspectiva del impacto en la macroeconomía de las naciones, sobre todo de aquellas economías en desarrollo cuyos ingresos por este tipo de trasposos es importante. Crecimiento económico, tipo de cambio real, inversión, inclusión financiera y déficit comercial son, entre otros, los asuntos más abordados desde la perspectiva del impacto de las remesas de los trabajadores (Chami, Fullenkamp y Jahjah, 2005; Makun, 2018; Tahir, Khan y Shah, 2015).

La evidencia encontrada en las investigaciones relaciona las remesas con mejora en la calidad de vida de los receptores. Macroeconómicamente, las remesas contribuyen con el crecimiento económico, la reducción de la pobreza, la inversión, a cubrir el déficit comercial y mejorar los niveles de las reservas internacionales y mantener liquidez que permita afrontar movimientos abruptos en la economía internacional (Apergis y Cooray, 2018, p. 18; Chowdhury, Uddin e Islam, 2014; Siddique, Selvanathan y Selvanathan, 2012). Pero, también, las remesas, según estudios causantes de la apreciación del tipo de cambio real, vuelven menos competitivo a los países en vías de desarrollo, encarecen los bienes no transables internacionalmente, abaratan los bienes transables, perjudican las exportaciones y encarecen las importaciones (Apergis y Cooray, 2018; Ratha y Mohapatra, 2007; Vargas-Silva, 2009). Cox y Ureta (2003), Cáceres y Saca (2006a) y Anzoategui, Demirgüç-Kunt y Martínez (2013), en El Salvador, encontraron que las remesas impactan significativamente el sistema financiero, con la promoción de cuentas de depósito a los remesadores, pero no tienen influencia significativas sobre el otorgamiento de crédito por parte del sector financiero a los usuarios. Reducen los niveles de pobreza, mejoran indicadores en educación, pero también promueven apreciación del tipo de cambio real y financian las importaciones.

Adams y Cuezueca (2010), en Guatemala, revelan que los ingresos por remesas de trabajadores son muy importantes para la economía, sobre todo cuando son usados para fortalecimiento de capital humano o la inversión empresarial. Puerta (2011), en Honduras, en uno de los escasos trabajos relacionados con este tipo de transferencias, ya ponía en la palestra pública la importancia de las remesas de los trabajadores, con el argumento de que son vitales para la estabilidad macroeconómica del país. A pesar de que en nuestra patria el crecimiento de las remesas de los trabajadores es evidente y cada vez más importante su participación en el PIB, hoy día no existen suficientes estudios que permitan profundizar en la importancia de estas en la macroeconomía nacional, donde se encuentra un espacio perfecto para desarrollar investigación empírica.

El objetivo de este artículo es mostrar cómo las remesas influyen en el comportamiento del crecimiento económico, las reservas internacionales y el tipo de cambio real en Honduras, con datos con periodicidad mensual de diciembre de 2001 hasta diciembre de 2016 extraídos de la base de datos del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y con un análisis econométrico a través del modelo de vectores autorregresivos (VAR), sus herramientas función impulso respuesta (IRF, por sus siglas en inglés) para verificar las respuestas de una variable ante el choque de otra y el análisis de descomposición de la variable, para determinar cuál es la varianza de una variable debido a la influencia de otra.

El artículo está estructurado de la siguiente manera: la sección dos expone el marco de referencia en el que se fundamenta la investigación. La sección tres explica el modelo econométrico, que fue tomado de Cáceres y Saca (2006a). La sección cuatro presenta los datos que son sometidos a prueba en el modelo econométrico, la sección cinco exhibe los resultados encontrados y la discusión de estos; entre los hallazgos más importantes, es de resaltar que, a diferencia de El Salvador, las reservas internacionales en Honduras responden a mediano y largo plazo de forma positiva al ingreso de las remesas de los trabajadores, mientras que en El Salvador la respuesta siempre fue negativa. Por último, la sección seis hace énfasis en las conclusiones a las que se llega en el estudio.

REVISIÓN DE LITERATURA

Las remesas son consideradas un concepto relativamente nuevo, sin embargo, las investigaciones en torno a ellas se han incrementado dada la importancia que el fenómeno financiero representa. Las remesas constituyen una inyección de capital para los países en vías de desarrollo; hoy día, son los más beneficiados con estas transferencias internacionales.

Reconocidos estudiosos han realizado importantes investigaciones. En lo macroeconómico, sobresalen estudios que muestran cómo los ingresos por remesas tienen efectos sobre la economía de los países a través de diversos canales (Abbas, Masood y Sakhawat, 2017; Bayangos y Jansen, 2011; Nisar y Tufail, 2013; Yas-

meen, Anjum, Yasmeen y Twakal, 2011), que permiten incrementar el ingreso per cápita de los receptores y motivan con frecuencia la ejecución de inversiones de capital y formación de capital humano. De esta manera, el sector financiero se fortalece con el ingreso de las remesas que hace posible mantener liquidez financiera y promover mecanismos de inversión con el incremento del crédito al sector privado. Otras teorías establecen que las remesas contribuyen con la balanza de pagos a reducir el déficit comercial, entre otras variables macroeconómicas.

En atención a estos estudios, la revisión de literatura se plantea en tres partes. Primera, se revisan investigaciones que implican la influencia de las remesas en el crecimiento económico. Segunda, se resaltan trabajos que investigaron la respuesta de la reserva monetaria internacional ante los flujos de remesas que ingresan a un país. Y tercera, la revisión de literatura culmina con análisis de trabajos científicos que evalúan cómo responde el tipo de cambio ante el ingreso de las remesas.

Remesas y crecimiento económico

Samuelson y Nordhaus (2010) establecen que el crecimiento económico representa la expansión del PIB potencial nacional. En otras palabras, el crecimiento económico ocurre cuando la frontera de posibilidades de producción (FPP) de un país se desplaza a la derecha (p. 516).

Considerado junto con la IED un determinante externo, para muchos estudiosos las remesas contribuyen al crecimiento económico de los países receptores de manera directa y también de manera indirecta con el efecto multiplicador, y destacan que las remesas generan crecimiento económico con el impulso de la inversión en el país destino, fortalecimiento del sistema financiero y facilitación de la formación de capital humano, el tipo de consumo y el ahorro (Bahadir, Chatterjee y Lebesmuehlbacher, 2018; Chami et al., 2008; Makun, 2018; Meyer y Shera, 2017; Tahir et al., 2015). Siddique et al. (2012) analizaron la relación entre las remesas y el crecimiento económico en Bangladesh, India y Sri Lanka. Motivados por identificar la existencia de una relación causal entre las remesas y el crecimiento económico y el orden direccional de la relación, utilizaron datos en series de tiempo de un periodo de veinticinco años, con la prueba de causalidad de Granger y el modelo de VAR, y encontraron que con una participación arriba del 8 %, y con un efecto multiplicador, las remesas contribuyeron al crecimiento económico en estos países. Concluyeron que las remesas desempeñan un papel significativo en la promoción del crecimiento económico, ya que estas son usadas como pequeños capitales de inversión, con lo que pasan a formar parte de la economía y financian el crecimiento de la industria. En esa línea, aparece el trabajo de Mundaca (2009), quien analizó, con datos rescatados del Banco Mundial (BM) para el periodo de 1970 a 2002, el impacto de las remesas y del sector de intermediación financiera sobre el crecimiento económico en América Latina y el Caribe; veinticinco países fueron evaluados, clasificados en cuatro grupos con el método de los momentos

generalizado (GMM), en primeras diferencias, debido a que las variables eran no estacionarias. Los resultados mostraron que las remesas afectan significativamente el crecimiento económico; los coeficientes del modelo econométrico son numérica y estadísticamente significativos.

Las remesas influyen positivamente en el crecimiento económico, con mayor acentuación en aquellos países con políticas e instituciones políticas y económicas de calidad, además, donde las remesas como porcentaje del PIB son significativas (Barguelli, Zaiem y Zmami, 2013; Blouchoutzi y Nikas, 2014; Catrinescu, Leon-Ledesma, Piracha y Quillin, 2009; Lartey, 2013; Ravibesh, 2013). Shera y Meyer (2013), en un trabajo cuantitativo, con la función Cobb Douglas doble logarítmica y datos de veintinueve países en vías de desarrollo, encontraron que las remesas tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el PIB per cápita de los países; un incremento de las remesas en un 1 % aumenta en promedio el ingreso per cápita en un 0,14 %, también extiende en un 1 % la inversión en capital humano.

Matuzeviciute y Butkus (2016) analizaron el impacto de las remesas a largo plazo con datos de 116 países en el periodo de 1990 a 2014. Para ello usaron el enfoque de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con variables en primeras diferencias en atención a que no son estacionarias en nivel. Concluyeron que la influencia de las remesas en el crecimiento es estadísticamente significativa, pero difiere la magnitud, basado en el nivel de desarrollo económico del país receptor y de la abundancia de las remesas es esa economía. A pesar de la magnitud del impacto marginal de las remesas, estas no aseguran el crecimiento a largo plazo o resolver problemas estructurales de las economías, como el clima político inestable y las políticas económicas, o la corrupción, que es común en los países en vías de desarrollo. Ravinesh (2013) efectúa en un estudio hecho en Guyana, con datos del BM, en el periodo de 1982 a 2010, y aplica la función de producción de tipo Cobb-Douglas y otras regresiones como la prueba Bounds y la prueba de causalidad de Granger. Concluye que las remesas son positivas y significativas, y contribuyen en un 3 % al crecimiento del PIB a largo plazo.

Rao y Hassan (2012), con datos económicos de cuarenta países cuyo porcentaje de las remesas sobre el PIB supera el 1 %, analizan el impacto directo de las remesas sobre el crecimiento económico. Mediante el modelo de Solow y con la teoría del crecimiento endógeno de Romer y Lucas en la década de 1980, buscaron medir este efecto. Los resultados con el enfoque de MCO indican que la relación entre el crecimiento económico y las remesas no es simple y que debe analizarse el efecto de otras variables (participación de la inversión en el PIB, dinero, inversión extranjera, inflación, crédito, déficit) en esa relación. El estudio concluyó que las remesas de los trabajadores no parecen tener efectos directos y permanentes a largo plazo sobre el crecimiento económico, pero sí transitorios a corto plazo, por lo que encuentra relación de influencia indirecta a través de otros canales como la inversión, el dinero y el desarrollo financiero.

Ya, además del estudio anterior, que muestra indicios de no influencia favorable de las remesas sobre el crecimiento económico, otros trabajos también señalan impacto negativo de las remesas sobre el crecimiento económico y que estas son utilizadas para el consumo, sin políticas claras para su inversión, son improductivas, llevan a pérdida de fuerza laboral y quienes las reciben muestran menos disponibilidad para el trabajo (Chami et al., 2005; Jahjah et al., 2003, citados por Goschin, 2014). Chami et al. (2005), bajo la teoría inicial de que las remesas internacionales desempeñan un papel similar al de la IED en el crecimiento económico en los países en vías de desarrollo, verifican la relación entre remesas y crecimiento económico, bajo un enfoque cuantitativo, con un panel de datos agregados de remesas de 113 países en vías de desarrollo, datos extraídos del BM en un periodo de 28 años (1970-1998), y con la aplicación del enfoque de MCO y varias estimaciones, los resultados mostraron una robusta negativa correlación entre el crecimiento de las remesas y el crecimiento del PIB. Las remesas no muestran intenciones de ser capital de inversión, sino más bien compensar la situación de pobreza en familias de los países en vías de desarrollo.

Cáceres y Saca (2006a) realizaron un estudio cuantitativo en El Salvador con datos económicos mensuales extraídos del Banco Central de Reserva de El Salvador y bancos centrales de Centroamérica. Con el modelo de VAR, analizaron variables como remesas, índice de precios al consumidor, índice de actividad económica (IAE), tasa de interés y oferta monetaria, y encontraron influencia negativa de las remesas sobre la economía salvadoreña, ya que las remesas que ingresan a este país se canalizan principalmente al consumo, aumentan los precios y los salarios de los bienes no comercializados, reducen el crecimiento de las exportaciones y conducen a un aumento de las importaciones, y desplazan producción nacional de bienes importables.

Las remesas y las reservas internacionales netas

Las reservas internacionales se definen como “*stock* de medios de pagos internacionales en poder de la autoridad monetaria de un país. Las reservas internacionales están constituidas por oro, divisas y derechos especiales de giro” (BCH, 2017).

Muchos estudios han encontrado una relación positiva entre el ingreso de las remesas y el incremento en las reservas internacionales, por lo que los niveles correctos de reservas internacionales permiten a los países mantener liquidez para hacer frente a posibles fluctuaciones en la economía internacional, conservar estabilidad de la moneda y cubrir importaciones, entre otros. Se plantea que los países deben tener reservas internacionales para cubrir al menos tres meses de importaciones, no obstante el Fondo Monetario Internacional (FMI) sugiere como requisito que las reservas puedan cubrir cuatro meses de importaciones. Las remesas pueden incrementar las reservas internacionales, lo que estabiliza también la economía local (Guha, 2013; Tahir et al., 2015). Las reservas internacionales tienen

un papel importante en el diseño de futuras políticas públicas que permitan alcanzar un equilibrio comercial (Arize y Malindretos, 2012).

Guha (2013) desarrolla un modelo general de equilibrio para describir los canales de los mecanismos de transmisión de las remesas internacionales sobre la economía de los países. Los parámetros son estimados, primero, con el método bayesiano, la distribución posteriormente es estimada con la cadena de Monte Carlo y, por último para medir la respuesta de cada variable a choques de las remesas se recurrió a la IRF. Se resalta que la alta relación entre remesas y el total de la reserva de divisas, en particular de las economías en desarrollo, es un claro ejemplo de la importancia de las remesas como fuente de divisas dentro de una nación. Chowdhury et al. (2014) analizaron los determinantes de las reservas internacionales en Bangladés e hicieron énfasis en el nivel adecuado que los países deben mantener como reserva internacional. Utilizaron datos de series de tiempo de 1972 a 2011, que fueron recabados desde fuentes secundarias. Con análisis de regresión y técnicas econométricas como el método de MCO, al igual que con la prueba de raíz unitaria para validar estacionariedad y la prueba de integración en las variables, descubrieron una fuerte relación entre las reservas internacionales, el tipo de cambio, la oferta monetaria, las remesas, la tasa de interés, el dinero, el PIB per cápita, que les afectan significativamente muestran una dependencia lineal. El ingreso de flujos internacionales de dinero como las remesas de trabajadores tiene inmediato impacto en el crecimiento de las reservas internacionales, en primera instancia, aunque con algunos efectos secundarios un tanto peligrosos. A pesar de que la ayuda externa ha disminuido para ciertos países, a causa de la recesión económica, por ejemplo, su impacto en las reservas internacionales no es significativo. Mantener relativamente estables los precios es, según los resultados, apropiado para mantener niveles estables de reservas internacionales. Vacaflores, Kishan y Trinidad (2012) examinaron el papel de las remesas en la acumulación de reservas internacionales, con datos de panel de nueve países de América Latina en el periodo de 1997 a 2010, cuyo registro de datos lo hicieron trimestralmente. Con una exhaustiva revisión de literatura, muestran cómo los flujos de remesas han evolucionado positivamente, proporcionado liquidez de moneda extranjera y mejorado las condiciones de vida de los receptores de remesas. Mediante un enfoque cuantitativo, ejecutaron regresiones con el método de MCO y estimaron parámetros para las variables reservas internacionales, comercio, remesas, PIB real, tasa de cambio nominal, tasa de interés diferencial entre el país receptor y los Estados Unidos y el precio de los *commodities*. Los resultados indican que las remesas tienen influencia en las reservas internacionales; un crecimiento del 1 % de las remesas como porcentaje del PIB conlleva un incremento del 0,93 % en las reservas internacionales. El diferencial de la tasa de interés rezagada un trimestre muestra que un incremento en ella lleva a una pequeña en las reservas internacionales. Por su parte, el incremento de las exportaciones netas en un 1 % como porcentaje del PIB eleva las reservas internacionales en el 0,93 %. El estudio concluye que la acumulación de reservas internacionales depende de factores externos y de que las condiciones de la economía internacional sean favorables.

Cáceres y Saca (2006a) realizaron un estudio en El Salvador, bajo un enfoque cuantitativo, con datos secundarios tomados del Banco de Reserva de El Salvador y con el método de VAR. Analizaron la respuesta de las reservas internacionales netas ante el ingreso de una fuerte cantidad de dinero en concepto de remesas. La respuesta de las reservas internacionales netas a un ingreso de remesas muestra un aumento inmediato, pero después de tres meses la respuesta se vuelve negativa y así continúa hasta el final del periodo. La caída de las reservas es congruente con la reducción mostrada por la oferta monetaria meses después al ingreso de las remesas, si se considera el hecho de que las remesas ingresan, pero salen de nuevo para cubrir pagos de consumo de importación de bienes; así como es congruente con el aumento de la tasa de interés.

Remesas y tipo de cambio real

El tipo de cambio es crucial para mantener la competitividad de un país y se define como el precio al que una moneda se cambia por otra en el mercado de divisas. En general, existen tres tipos de políticas cambiarias: política cambiaria flexible, política cambiaria fija y deslizamientos en el tipo de cambio. La abundancia de remesas aprecia la moneda y provoca que los países pierdan competitividad externa e incrementen el déficit comercial. La apreciación podría llevar a disminuir la producción y manufactura de bienes transables e incrementar los precios de los bienes no transables (Apergis y Cooray, 2018; Bayangos y Jansen, 2011; Cáceres y Saca, 2006b; Guha, 2013; Hill, 2018; Parkin, 2014). Vargas-Silva (2009) encontró en México relación positiva entre remesas y apreciación de la moneda, con la función impulsó respuesta del modelo de VAR y utilizó, además de la variable remesas, otras como tipo de cambio real, diferencial de tasa de interés entre México y los Estados Unidos, ingreso y oferta monetaria agregada, con datos mensuales, la mayoría dispuestos en forma logarítmica, recopilados de la Reserva Federal de los Estados Unidos y el Banco Central de México. Comprobó que en un 47 % la variación del tipo de cambio en México es explicada por las remesas, estas hacen comprensible en un 38 % la varianza del dinero después de dos años de ingreso de las remesas; la moneda se aprecia después de un choque positivo a estas. La apreciación excede el 1 % y la respuesta permanece de manera significativa por los próximos quince meses al fuerte ingreso de remesas.

Ratha y Mohapatra (2007) encontraron que la entrada en grandes cantidades de dinero en forma de remesas y de manera sostenida puede causar una apreciación del tipo de cambio real, sobre todo, en aquellas pequeñas economías receptoras de grandes cantidades de remesas y, por tanto, una pérdida en la competitividad relativa de las exportaciones, y hacer que la producción de bienes transables sensibles a los costos, incluidos los cultivos comerciales y las manufacturas, sea menos rentable, lo que daría lugar al denominado mal holandés. La duplicación de las remesas aprecia el tipo de cambio real en un 20 % en países de América Latina y el Caribe.

Lartey, Mandelman y Acosta (2012) analizaron la influencia de las remesas sobre el tipo de cambio real, con variables como importaciones, exportaciones, PIB per cápita, dinero como porcentaje del PIB y comercio abierto. Con datos de 109 países en vías de desarrollo, extraídos de la base de datos del BM y Levy-Yeyati y Sturzenegger en el periodo de 1990 a 2003, y según los estudios Bourdet y Falck (2006) y López, Molina y Bussolo (2007), implementaron el GMM y estimaron el modelo en primeras diferencias. Encontraron que las remesas tienen un impacto significativo sobre el tipo de cambio; un incremento de las remesas como porcentaje del PIB, se asocia con apreciación del tipo de cambio real. Además, la afluencia de remesas destinadas a compensar la disminución resultante en los ingresos de los hogares puede ayudar a mantener el equilibrio a largo plazo sobrevalorado para el tipo de cambio real.

Cáceres y Saca (2006b), con datos del Banco Central de Reserva de El Salvador, en el periodo de 1995 a 2004, analizaron la respuesta de dinero, reservas internacionales, tasa de interés, índice de precios, importaciones e IAE ante el ingreso de las remesas. Utilizaron el modelo econométrico de VAR y concluyeron que a corto plazo la entrada de remesas en fuertes cantidades conduce a una apreciación real del tipo de cambio en los primeros dos meses y luego a una ligera recuperación, pero muestra después de tres meses una apreciación constante del tipo de cambio real. La apreciación del tipo de cambio explica, en parte, la respuesta negativa de la actividad económica ante el impacto de las remesas.

Se puede mencionar también el trabajo de Amuedo-Dorantes y Pozo (2004), con inclusión de variables como gasto de gobierno, tasa de interés del mundo, precio de exportaciones e importaciones; todas las variables en uso, excepto la tasa de interés, se convirtieron en logaritmo. Se estimó la ecuación planteada con el método de MCO. Los resultados muestran que el ingreso de fuertes sumas de dinero en concepto de remesas provoca apreciación de la moneda y con ello pérdida de competitividad externa, e impone un costo muy alto a los productores de bienes de exportación en los países receptores de remesas. Cuando estas se duplican, la apreciación del tipo de cambio real es del 22 % en trece países de América Latina y el Caribe analizados en el mismo estudio. Ponderan el hecho de que, siendo las remesas una transferencia internacional, otras transferencias como ayuda externa no tienen el mismo impacto sobre el tipo de cambio real.

MODELO

Para detallar el efecto de las remesas sobre ciertas variables macroeconómicas en Honduras, según los trabajos de Jansen (2003), Cáceres y Saca (2006a) y Amuedo-Dorantes, Pozo y Vargas-Silva (2010), se plantea el uso de datos en serie de tiempo con periodicidad mensual, analizados con el modelo de VAR que se describe a continuación.

$$Y = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \text{et.} \dots \quad (1).$$

En esta ecuación, Y es una serie de variables observadas en el tiempo t y P es el número máximo de rezagos que tienen las variables que integran el sistema. Conceptualmente, Y contiene las remesas como la variable que inicia el proceso; IMAE, Itcer y las reservas internacionales son las variables que finalizan el proceso de transmisión, además del término de error, que es considerado no correlacionado. La transmisión o impacto puede ser descrito con la estimación del modelo VAR y la IRF que permite verificar la dirección del impacto de un choque provocado por el ingreso de las remesas sobre otra variable en estudio, además de la duración de este impacto.

El modelo VAR sin restricciones a estimar es el siguiente: (HNREM, HNGROWTH-PIB (HNGROWTHIMAE), HNRIN y HNITCER). En todas las variables, sus datos son de periodicidad mensual, donde HNREM es monto de remesa en Honduras y HNGROWTHIMAE es IAE. En atención a la periodicidad mensual de los datos, se considera el IMAE como variable de aproximación de crecimiento económico debido a que no es posible obtener datos con periodicidad mensual del PIB; HNRIN es el monto de las reservas internacionales de Honduras; y HNITCER es el índice de la tasa de cambio real (ITCR) en Honduras. Todas las variables macroeconómicas son tratadas en forma logarítmica.

El modelo incluye, en primera instancia, la variable más exógena que son las remesas y que además inician el proceso que se pretende medir, que por su característica de componente exógeno, según Bahadir et al. (2018), sus fluctuaciones son independientes de las condiciones económicas del país receptor y están más relacionadas con la situación del país huésped de la persona que envía las transferencias. Con un orden de inclusión, se sigue el proceso hasta llegar a la variable más endógena que se supone es el tipo de cambio.

Se justifica el uso de modelo VAR por ser una herramienta estadística muy robusta que permite analizar variables con rezago en series de tiempo. Considera que el comportamiento actual de las variables seguirá siendo la misma, por ello, se estima una herramienta de pronóstico. Según Gujarati y Porter (2010), es un método simple, cuyas predicciones obtenidas son en muchos casos mejores que las obtenidas con modelos de ecuaciones simultáneas más complejos. Además, este modelo permite medir la reacción o respuesta de variables ante el choque de otras que usan la IRF, lo que es esencial en el estudio, porque se intenta conocer cómo se comportan el IMAE, el Itcer y las reservas internacionales en el tiempo en función del comportamiento de las remesas.

DATA

El estudio se trabaja con datos mensuales en serie de tiempo de remesas de los trabajadores, crecimiento económico con el IMAE como aproximación del crecimiento económico, reservas internacionales y tipo de cambio real. El periodo

incluye desde diciembre de 2001 hasta diciembre de 2016. Los datos se obtuvieron de la base de datos del CMCA. Las remesas de los trabajadores y las reservas internacionales fueron adquiridas en moneda extranjera (USD), mientras que el IMAE y el tipo de cambio real como un índice. Es preciso indicar el uso del IMAE como indicador de crecimiento económico en lugar del PIB, debido a la ausencia de datos de este último con periodicidad mensual. A pesar de que el IMAE no se puede considerar puntualmente como indicador de crecimiento económico en su sentido amplio, como sí lo es el PIB, es indicador de medición mensual de la actividad económica, permite disponer de información en tiempo real sobre el estado de la economía y extraer señales relevantes del comportamiento de la actividad económica y anticipar su posible trayectoria, por lo que es considerado como indicador de adelanto del PIB anual (BCH, 2018b; CMCA, 2004), en atención a ajustes desarrollados por autoridades del BCH para fortalecer la medición del IMAE desde el punto de vista de cobertura de actividades y de productos, así como de su tratamiento metodológico (BCH, 2011). Se determinó utilizar en este estudio el IMAE como indicador de crecimiento económico. Todas las variables son transformadas en valores en logarítmicos para poder calcular el modelo VAR.

Para Amuedo-Dorantes et al. (2010, p. 945), existe cierto grado de incertidumbre respecto de los verdaderos montos de remesas, en atención a que resulta difícil contabilizar la totalidad de los ingresos, ya que existen mecanismos informales de envío de remesas que muchas veces no se contabilizan a través del sistema financiero nacional y, por ende, no se reportan al BCH. Por lo general, los montos reportados por el banco central de un país es el dinero que ingresa a este a través de las instituciones financieras, y los organismos internacionales consideran estas cifras como infalibles, sin estimar posibles problemas de contabilización. Este tipo de *impasses* puede limitar la certeza sobre el monto de remesas que realmente ingresan al país.

RESULTADOS EMPÍRICOS

El test de Dickey-Fuller aumentado permitió verificar la existencia de raíz unitaria en todas las variables, que además son estacionarias e integradas de orden I (1) en el caso del ITCR y de orden I (2) para el resto de las variables (apéndice AII). Basados en el criterio de Akaike, se estableció un modelo con doce rezagos en todas las variables objeto de estudio, los ideales para evitar la multicolinealidad o errores de especificación. Los resultados empíricos de la aplicación del modelo VAR son expuestos con figuras de la IFR. Según Guha (2013), las figuras de la IRF representan movimientos percibidos por una variable a corto plazo influidos por el choque positivo en otra variable. Como lo postula Amuedo-Dorantes et al. (2010), quienes indican que el modelo permite rastrear con el tiempo cómo una variable en particular responde a los choques de otras variables en el sistema y la dirección de la respuesta, es decir, si esta respuesta es positiva o negativa. El modelo muestra un R^2 ajustado alto, que va desde un 98 % hasta un 99 %, lo que implica que el ajuste del modelo es bastante robusto. Los resultados se muestran a continuación.

Efecto en las remesas de los trabajadores

La Figura 1a muestra el IFR de las remesas de los trabajadores provocado por el ingreso al país de las mismas remesas de los trabajadores. Inicialmente, el impacto es positivo y bastante fuerte; luego de dos meses a la entrada de este capital, se nota una caída, alcanza valores del 1,5 % y muestra, además, el pico más bajo en respuesta al ingreso dinero en el quinto mes. A partir de ahí, las remesas mantienen un crecimiento sostenido. La descomposición de la varianza (apéndice AIV) establece que después de un periodo de diez meses la variación de las remesas es explicada en un 62,6 % por la variación en las mismas remesas. Como lo demostraron Cáceres y Saca (2006a, 2006b) para El Salvador, en Honduras las remesas también tienen su propio dinamismo con un crecimiento a corto plazo, no obstante menos pujantes y con mayores fluctuaciones que en El Salvador.

Índice mensual de actividad económica

La Figura 1b plasma la respuesta del IMAE ante el ingreso de las remesas de los trabajadores. Inicialmente, se observa un decrecimiento, sin embargo, entre el tercer y cuarto mes, se experimenta un crecimiento importante que alcanza el punto más alto en el 0,7 % en todo el proceso en el cuarto mes. A partir de ahí, la tendencia es bastante irregular: caídas pronunciadas en el quinto mes, crecimiento débil y fluctuante entre el sexto y noveno mes, momento en el que nuevamente se vuelve negativo el crecimiento.

Los resultados del análisis de descomposición de varianza muestran que después del periodo analizado el 26 % de la variación en el IMAE es explicada por los flujos las remesas de trabajadores.

Reservas internacionales

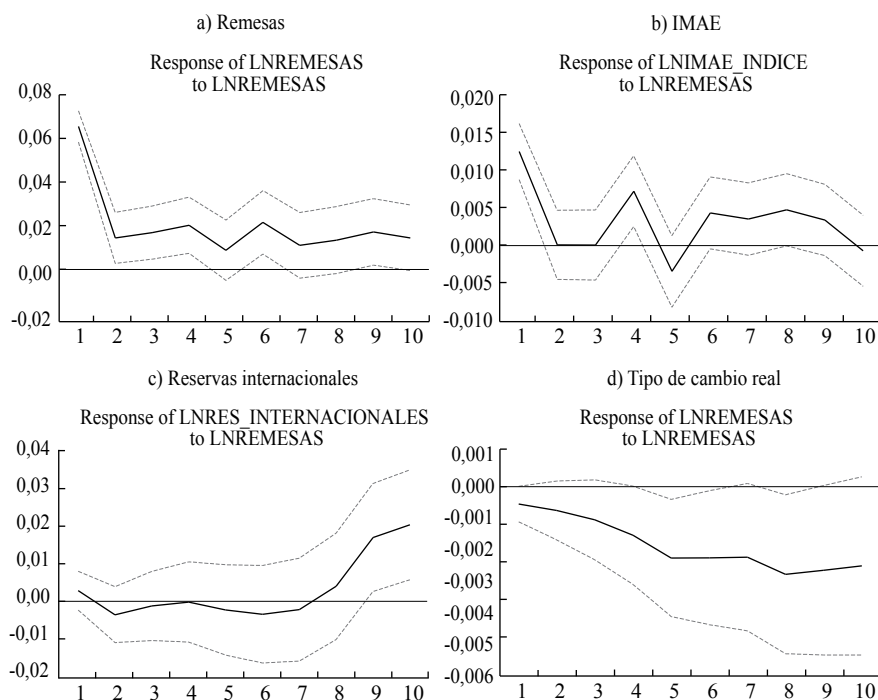
El adecuado nivel de reservas permite mantener la estabilidad de la moneda y una posición económica creíble a nivel internacional. La Figura 1c muestra la respuesta de las reservas internacionales ante el ingreso de las remesas de trabajadores. En principio, y hasta el séptimo mes, la respuesta es negativa; es a partir de la mitad del séptimo mes que comienza una tendencia de crecimiento sostenido. El resultado en Honduras difiere de lo ocurrido en El Salvador, donde la respuesta de las reservas internacionales según el estudio de Cáceres y Saca (2006a) es negativo en consideración al mismo periodo para el estudio en ambos países.

El análisis de la descomposición de la varianza revela que la variabilidad de las reservas internacionales de Honduras son explicadas en un 8,7 % por el flujo de las remesas de los trabajadores. En el acumulado, la variación de las reservas internacionales es explicado en un 13,6 % por variables incluidas en el modelo, remesas de los trabajadores, el IMAE y el Itcer ($13,6 = 8,7 + 2,2 + 2,7$). En consonancia con lo planteado por Vacaflares et al. (2012), el impacto de las remesas con rezago sobre las reservas internacionales es negativo; en general, y no en la medida del

impacto de otras variables, el impacto termina, aunque tardío, siendo mínimamente positivo.

Figura 1.

Efecto de las remesas sobre remesas, actividad económica, reservas internacionales y tipo de cambio real.



Fuente: datos del CMCA.

Tipo de cambio real

La Figura 1d exhibe la respuesta del tipo de cambio real ante un fuerte choque de las remesas. A lo largo del periodo analizado, la respuesta es negativa y con tendencia creciente a partir del primer mes, alcanza hasta un $-0,3\%$ en el octavo mes y continúa en esa línea de crecimiento negativa por el resto del periodo de análisis. El análisis de descomposición de la varianza refuerza que la variación del índice de tipo de cambio en Honduras se debe en un $12,9\%$ a la entrada de las remesas de los trabajadores.

La evidencia encontrada en otros estudios (Ball, López y Reyes, 2013; Lartey et al., 2012; López et al. 2007) indica que uno de los efectos que provoca el ingreso en grandes cantidades de divisa (incluida las remesas de trabajadores) es la depreciación del tipo de cambio real y por ende la pérdida de competitividad externa,

así como un aumento en el déficit de la balanza comercial. El análisis de descomposición de la varianza muestra que otro elemento del modelo, cuyo impacto en el índice de tipo de cambio es fuerte, son las reservas internacionales. El 13 % de la varianza del índice del tipo de cambio efectivo real Honduras (ITCERH) se debe a la fuente antes mencionada.

CONCLUSIONES

Cuando Honduras pasa por un proceso migratorio histórico, el éxodo de hondureños hacia otros países, especialmente los Estados Unidos, presenta escenarios propicios de análisis en atención a que, producto de esa migración, Honduras actualmente es un importante receptor de remesas de los trabajadores. Este artículo tuvo como objetivo, mediante el modelo de VAR, verificar el efecto que las remesas de trabajadores que ingresan a Honduras tienen sobre variables macroeconómicas como PIB representado con el IMAE, reservas internacionales y tipo de cambio real, con herramientas del modelo VAR como la IRF y el análisis de la descomposición de la varianza. Del análisis ejecutado con datos de periodicidad mensual se concluye que:

Existe un efecto positivo pero minúsculo a muy corto plazo de la entrada de remesas de los trabajadores sobre el crecimiento del IMAE en Honduras; este impacto positivo se diluye hasta volverse negativo a mediano y largo plazo. Tal resultado difiere de lo encontrado por Cáceres y Saca (2006a, 2006b) en El Salvador, donde el comportamiento del IMAE, luego del ingreso de las remesas, es prácticamente negativo a lo largo del periodo analizado. Es importante aclarar que el IMAE no es el mejor indicador para medir el crecimiento económico, no obstante el hecho de que el PIB —indicador normalmente utilizado para analizar crecimiento económico— no muestra valores mensuales o al menos trimestrales. Esto puede ser una desventaja para la confiabilidad de la medición realizada. A pesar de, y en atención a que el IAE es un indicador de la tendencia del crecimiento económica *a priori*, los resultados concuerdan con aquellos estudiosos como Chami et al. (2005, 2008), Meyer y Shera (2017), Mundaca (2009), Lartey (2013), Ravinesh (2013), entre otros, quienes encontraron un efecto positivo de las remesas sobre el crecimiento económico.

Uno de los hallazgos más importantes de esta investigación es que el comportamiento (respuesta) de las reservas internacionales con referencia al ingreso de remesas de los trabajadores a Honduras difiere de hallazgos hechos por otros estudios realizados bajo similares metodologías y en países con condiciones parecidas, como El Salvador. Mientras la respuesta es negativa en ese país, en el nuestro, las reservas internacionales crecen con la llegada de este tipo de transferencias. Coincidiendo con autores como Vacaflares et al. (2012), Guha (2013), Chowdhury et al. (2014), entre otros, estudios que concluyen la clara influencia de las remesas en el fortalecimiento de las reservas internacionales, sobre todo en aquellos países en

vías de desarrollo, cuyos montos de remesas de trabajadores son altos y representan una fracción significativa del PIB.

La respuesta de las reservas internacionales a corto y mediano plazo ante el ingreso de remesas de los trabajadores medido con la IRF es positiva después de siete meses y medio al ingreso de las transferencias. A partir de ese periodo, la tendencia es al crecimiento de manera sostenida que alcanza un máximo de 0,02 % al final del periodo de estudio. La variación de las reservas internacionales en Honduras depende en un 8,7 % de la entrada de las remesas. Este crecimiento permite cierta solidez ante las fluctuaciones en el exterior, además, mantener la estabilidad de la moneda.

Por otra parte, el incremento en el ingreso de las remesas de los trabajadores provoca apreciación del tipo de cambio real en Honduras. La variable responde negativamente ante el choque provocado por el ingreso de las remesas de los trabajadores y alcanza picos hasta del -0,003 % en el octavo mes. Este resultado se ajusta a los hallazgos encontrados por Ratha y Mohapatra (2007), Vargas-Silva (2009), Bayangos y Jansen (2011) y Hill (2018), referentes a que en aquellas pequeñas economías receptoras de grandes cantidades de remesas provocan apreciación del tipo de cambio real y pérdida de competitividad.

Las remesas de los trabajadores son cada vez más importantes para la economía nacional; su volumen se incrementa cada año igual que los hondureños que emigran cada vez más. Sin embargo, el registro de estas de manera adecuada aún es tema de discusión, porque la debilidad de su contabilización representa serias dificultades para medir con exactitud el aporte a todos los niveles de esta fuente de ingreso. Encontrar datos de instituciones fiables en Honduras es un verdadero obstáculo a sortear en futuras investigaciones.

REFERENCIAS

1. Abbas, F., Masood, A., & Sakhawat, A. (2017). What determine remittances to Pakistan? The role of macroeconomic, political and financial factors. *Journal of Policy Modeling*, 39(3), 519-531. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.03.006>
2. Adams Jr, R. H., & Cuecuecha, A. (2010). Remittances, household expenditure and investment in Guatemala. *World Development*, 38(11), 1626-1641. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.03.003>
3. Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S. (2004). Workers' remittances and the real exchange rate: A paradox of gifts. *World Development*, 32(8), 1407-1417. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.02.004>
4. Amuedo-Dorantes, C., Pozo, S., & Vargas-Silva, C. (2010). Remittances in small island developing states. *The Journal of Development Studies*, 46(5), 941-960. <https://doi.org/10.1080/00220381003623863>

5. Anzoategui, D., Demirgüç-Kunt, A., & Martínez Pería, M. S. (2013). Remittances and financial inclusion: Evidence from El Salvador. *World Development*, 54, 338-349. Recuperado de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/16378>
6. Apergis, N., & Cooray, A. (2018). Asymmetric real exchange rates and poverty: The role of remittances. *Emerging Markets Review*, 35, 111-119. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.02.001>
7. Arize, A. C., & Malindretos, J. (2012). Foreign exchange reserves in Asia and its impact on import demand. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), 21-32. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p21>
8. Bahadir, B., Chatterjee, S., & Lebesmuehlbacher, T. (2018). The macro-economic consequences of remittances. *Journal of International Economics*, 111, 214-232. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.01.010>
9. Ball, C. P., López, C., & Reyes, J. (2013). Remittances, inflation and exchange rate regimes in small open economies. *The World Economy*, 36(4), 487-507. <https://doi.org/10.1111/twec.12042>
10. Bayangos, V., & Jansen, K. (2011). Remittances and competitiveness: The case of the Philippines. *World Development*, 39(10), 1834-1846. doi:10.1016/j.worlddev.2011.04.019
11. Banco Central de Honduras. (2011). *Metodología de cálculo del índice mensual de actividad económica (IMAE), base 2000*. Recuperado de http://che.hn/wp-content/uploads/2018/06/metodologia_imaebase_2000.pdf?lbisphpreq=1
12. Banco Central de Honduras. (2017). *Glosario de términos económicos, organizaciones y otros*. Subgerencia de Estudios Económicos. Recuperado de <https://www.bch.hn/download/glosario.pdf>
13. Banco Central de Honduras. (2018a). *Cómo entender el índice de actividad económica (IMAE)*. Recuperado de www.bch.hn
14. Banco Central de Honduras. (2018b). *Memoria 2017*. Recuperado de <https://publicaciones.cnbs.gob.hn/boletines/Memoria%20Anual/Memoria%202017%20.pdf>
15. Barguelli, A., Zaiem, M. H., & Zmami, M. (2013). Remittances, education and economic growth a panel data analysis. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(3), 129-139.
16. Blouchoutzi, A., & Nikas, C. (2014). Emigrants' remittances and economic growth in small transition economies: The cases of Moldova and Albania. *Journal of Economics and Business*, 17(2), 97-117. Recuperado de <https://www.u-picardie.fr/eastwest/fichiers/art186.pdf>
17. Bourdet, Y., & Falck, H. (2006). Emigrants' remittances and Dutch disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20(3), 267-284. <https://doi.org/10.1080/10168730600879323>

18. Cáceres, L. R., & Saca, N. N. (2006a). El mecanismo de transmisión de los efectos de las remesas en El Salvador. *Comercio Exterior*, 56(10), 875-885.
19. Cáceres, L. R., & Saca, N. N. (2006b). *What do remittances do? Analyzing the private remittance transmission mechanism in El Salvador* (Working Paper, 250). IMF.
20. Catrinescu, N., Leon-Ledesma, M., Piracha, M., & Quillin, B. (2009). Remittances, institutions, and economic growth. *World Development*, 37(1), 81-92. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.02.004>
21. Chami, R., Fullenkamp, C., & Jahjah, S. (2005). Are immigrant remittance flows a source of capital for development? *IMF Staff papers*, 52(1), 55-81.
22. Chami, R., Barajas, A., Cosimano, T., Fullenkamp, C., Gapen, M., & Montiel, P. (2008). *Macroeconomic consequences of remittances*. Washington, D. C., EE. UU.: International Monetary Fund.
23. Chowdhury, M. N. M., Uddin, M. J., & Islam, M. S. (2014). An econometric analysis of the determinants of foreign exchange reserves in Bangladesh. *Journal of World Economic Research*, 3(6), 72-82. <https://doi.org/10.11648/j.jwer.20140306.12>
24. Consejo Monetario Centroamericano. (2004). *Extracción de señales en series de alta frecuencia: caso del IMAE*. Recuperado de <http://unpan1.un.org/intradoc/groups/public/documents/icap/unpan036266.pdf>
25. Cox Edwards, A., & Ureta, M. (2003). International migration, remittances, and schooling: Evidence from El Salvador. *Journal of Development Economics*, 72(2), 429-461. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00115-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00115-9)
26. Goschin, Z. (2014). Remittances as an economic development factor: Empirical evidence from the CEE countries. *Procedia Economics and Finance*, 10, 54-60. [doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00277-9](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00277-9)
27. Guha, P. (2013). Macroeconomic effects of international remittances: The case of developing economies. *Economic Modelling*, 33, 292-305. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.04.016>
28. Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. (5.^a ed.). Ciudad de México, México: McGraw-Hill.
29. Hill, J. (2018). Foreign exchange. En Autor, *Fintech and the remaking of financial institutions* (pp. 193-205). Cambridge, EE. UU.: Academic Press.
30. Jansen, W. J. (2003). What do capital inflows do? Dissecting the transmission mechanism for Thailand, 1980-1996. *Journal of Macroeconomics*, 25(4), 457-480. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2002.06.003>
31. Lartey, E. K. (2013). Remittances, investment and growth in sub-Saharan Africa. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 22(7), 1038-1058. <https://doi.org/10.1080/09638199.2011.632692>

32. Lartey, E. K., Mandelman, F. S., & Acosta, P. A. (2012). Remittances, exchange rate regimes and the Dutch disease: A panel data analysis. *Review of International Economics*, 20(2), 377-395. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2012.01028.x>
33. Levy-Yeyati, E., & Sturzenegger, F. (2003). To float or to fix: Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth. *American Economic Review*, 93(4), 1173-1193. <https://doi.org/10.1257/000282803769206250>
34. López, H., Molina, L., & Bussolo, M. (2007). *Remittances and the real exchange rate* (Working Paper, 4213). World Bank Policy Research. Recuperado de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7069>
35. Makun, K. K. (2018). Imports, remittances, direct foreign investment and economic growth in Republic of the Fiji Islands: An empirical analysis using ARDL approach. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 39(3), 439-447. <https://doi.org/10.1016/j.kjss.2017.07.002>
36. Matuzeviciute, K., & Butkus, M. (2016). Remittances, development level, and long-run economic growth. *Economies*, 4(4), 28. <https://doi.org/10.3390/economies4040028>
37. Meyer, D., & Shera, A. (2017). The impact of remittances on economic growth: An econometric model. *Economia*, 18(2), 147-155. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2016.06.001>
38. Mundaca, B. G. (2009). Remittances, financial market development, and economic growth: The case of Latin America and the Caribbean. *Review of Development Economics*, 13(2), 288-303. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00487.x>
39. Nisar, A., & Tufail, S. (2013). An analysis of relationship between remittances and inflation in Pakistan. *Zagreb International Review of Economics & Business*, 16(2), 19-38. Recuperado de <https://hrcak.srce.hr/file/162277>
40. Orozco, M. (2018). Las remesas a América Latina y el Caribe en 2017. *El Diálogo*. Recuperado de <http://www.thedialogue.org/wp-content/uploads/2018/02/Remesas-a-ALC-2017.pdf>
41. Parkin, M. (2014). *Economía* (11.ª ed.). Ciudad de México, México: Pearson.
42. Puerta, R. (2011). La remesa de los emigrantes: un factor decisivo para impulsar políticas de desarrollo social en Honduras. *Cuadernos de Administración*, 19(30), 49-82. <https://doi.org/10.25100/cdea.v19i30.118>
43. Rao, B. B., & Hassan, G. M. (2012). Are the direct and indirect growth effects of remittances significant? *The World Economy*, 35(3), 351-372. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01399.x>
44. Ratha, D., & Mohapatra, S. (2007). *Increasing the macroeconomic impact of remittances on development*. Recuperado de dilipratha.com/index_files/G8Berlin.pdf

45. Ravinesh Kumar, R. (2013). Remittances and economic growth: A study of Guyana. *Economic Systems*, 37(3), 462-472. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2013.01.001>
46. Samuelson, P., & Nordhaus, W. (2010). *Economía con aplicaciones a Latinoamérica* (19.^a ed.). Ciudad de México, México: McGraw-Hill.
47. Shera, A., & Meyer, D. (2013). Remittances and their impact on Economic Growth. *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences*, 21(1), 3-19. <https://doi.org/10.3311/PPso.2152>
48. Siddique, A., Selvanathan, E. A., & Selvanathan, S. (2012). Remittances and economic growth: Empirical evidence from Bangladesh, India and Sri Lanka. *Journal of Development Studies*, 48(8), 1045-1062. <https://doi.org/10.1080/00220388.2012.663904>
49. Tahir, M., Khan, I., & Shah, A. M. (2015). Foreign remittances, foreign direct investment, foreign imports and economic growth in Pakistan: A time series analysis. *Arab Economic and Business Journal*, 10(2), 82-89.
50. Vacaflores, D. E., Kishan, R. P., & Trinidad, J. (2012). *Remittances, international reserves, and exchange rate regimes*. Recuperado de http://www.inesad.edu.bo/bcde2012/papers/53.Vacaflores_Remittances.pdf
51. Vargas-Silva, C. (2009). The tale of three amigos: Remittances, exchange rates, and money demand in Mexico. *Review of Development Economics*, 13(1), 1-14. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00468.x>
52. World Bank Group. (2018). *Migration and remittances: Recent developments and outlook*. Recuperado de [https://www.knomad.org/sites/default/files/2018-04/Migration %20and %20Development %20Brief %2029.pdf](https://www.knomad.org/sites/default/files/2018-04/Migration%20and%20Development%20Brief%2029.pdf)
53. Yasmeen, K., Anjum, A., Yasmeen, K., & Twakal, S. (2011). The impact of workers' remittances on private investment and total consumption in Pakistan. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 1(1). Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/Kausar_Yasmeen2/publication/276369811_The_Impact_of_Workers'_Remittances_on_Private_Investment_and_Total_Consumption_in_Pakistan/links/572b2e0e08aef7c7e2c6ab2e/The-Impact-of-Workers-Remittances-on-Private-Investment-and-TotalConsumption-in-Pakistan.pdf

APÉNDICE

AI. VAR (remesa, IMAE, reservas internacionales e Itcer)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 12/10/18 Time: 22:31				
Sample (adjusted): 2002M12 2016M12				
Included observations: 169 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	LNREME- SAS	LNIMAE_ INDICE	LNRES_ INTERNA- CIONALES	LNITCER
LNREMESAS(-1)	0,328577 (0,10367) [3,16930]	-0,058563 (0,04170) [-1,40444]	-0,089105 (0,05423) [-1,64299]	0,005028 (0,00592) [0,84891]
LNREMESAS(-2)	0,203959 (0,11235) [1,81545]	0,001117 (0,04519) [0,02473]	0,066383 (0,05877) [1,12955]	0,000723 (0,00642) [0,11269]
LNREMESAS(-3)	0,231458 (0,10913) [2,12091]	0,148785 (0,04389) [3,38972]	0,044421 (0,05709) [0,77813]	-0,015070 (0,00623) [-2,41725]
LNREMESAS(-4)	-0,003678 (0,11097) [-0,03314]	-0,131538 (0,04463) [-2,94708]	-0,089354 (0,05805) [-1,53926]	-0,000878 (0,00634) [-0,13846]
LNREMESAS(-5)	0,077713 (0,11428) [0,68002]	0,063838 (0,04596) [1,38885]	0,058235 (0,05978) [0,97412]	0,007437 (0,00653) [1,13910]
LNREMESAS(-6)	0,030080 (0,11475) [0,26214]	0,042514 (0,04615) [0,92118]	-0,011130 (0,06003) [-0,18542]	-0,002414 (0,00656) [-0,36818]
LNREMESAS(-7)	0,109458 (0,11421) [0,95841]	0,066549 (0,04593) [1,44877]	0,102099 (0,05974) [1,70898]	0,001537 (0,00652) [0,23553]
LNREMESAS(-8)	0,091294 (0,10660) [0,85644]	-0,017335 (0,04287) [-0,40432]	0,310070 (0,05576) [5,56059]	0,011851 (0,00609) [1,94602]
LNREMESAS(-9)	-0,019451 (0,12041)	-0,010828 (0,04843)	-0,106536 (0,06299)	-0,004587 (0,00688)

(Continúa)

	[-0,16153]	[-0,22358]	[-1,69134]	[-0,66686]
LNREMESAS(-10)	-0,354054 (0,11852) [-2,98734]	-0,059765 (0,04767) [-1,25377]	-0,091460 (0,06200) [-1,47522]	0,001591 (0,00677) [0,23502]
LNREMESAS(-11)	0,062354 (0,11755) [0,53043]	-0,097374 (0,04728) [-2,05950]	-0,097579 (0,06149) [-1,58684]	-0,006823 (0,00672) [-1,01603]
LNREMESAS(-12)	0,271979 (0,11007) [2,47099]	0,099918 (0,04427) [2,25701]	-0,025373 (0,05758) [-0,44068]	-0,007695 (0,00629) [-1,22379]
LNIMAE_INDICE(-1)	-0,664015 (0,25009) [-2,65514]	0,259674 (0,10059) [2,58162]	-0,056417 (0,13082) [-0,43125]	-0,032690 (0,01429) [-2,28812]
LNIMAE_INDICE(-2)	0,025793 (0,27910) [0,09242]	0,082976 (0,11226) [0,73918]	-0,090835 (0,14600) [-0,62216]	-0,031388 (0,01594) [-1,96858]
LNIMAE_INDICE(-3)	-0,094702 (0,26936) [-0,35158]	-0,078153 (0,10834) [-0,72137]	-0,047142 (0,14091) [-0,33457]	0,042277 (0,01539) [2,74735]
LNIMAE_INDICE(-4)	0,127898 (0,26345) [0,48547]	0,202611 (0,10596) [1,91211]	0,371603 (0,13781) [2,69641]	-0,011068 (0,01505) [-0,73537]
LNIMAE_INDICE(-5)	0,599155 (0,26169) [2,28959]	0,017824 (0,10525) [0,16935]	-0,325797 (0,13689) [-2,37998]	0,001021 (0,01495) [0,06830]
LNIMAE_INDICE(-6)	0,120793 (0,27212) [0,44389]	0,119900 (0,10945) [1,09548]	0,274737 (0,14235) [1,93001]	0,001649 (0,01555) [0,10606]
LNIMAE_INDICE(-7)	-0,059890 (0,27642) [-0,21667]	-0,074356 (0,11118) [-0,66881]	-0,056050 (0,14460) [-0,38763]	-0,011173 (0,01579) [-0,70755]
LNIMAE_INDICE(-8)	-0,427629 (0,26526) [-1,61208]	-0,115095 (0,10669) [-1,07877]	-0,299061 (0,13876) [-2,15520]	-0,021229 (0,01515) [-1,40089]
LNIMAE_INDICE(-9)	0,068202 (0,27405) [0,24887]	-0,004025 (0,11022) [-0,03652]	0,223023 (0,14336) [1,55573]	0,017959 (0,01566) [1,14709]
LNIMAE_INDICE(-10)	0,215904	0,045762	-0,009255	0,028173

(Continúa)

	(0,25942) [0,83225]	(0,10434) [0,43858]	(0,13571) [-0,06820]	(0,01482) [1,90098]
LNIMAE_INDICE(-11)	-0,174976 (0,25174) [-0,69505]	0,019903 (0,10125) [0,19657]	-0,115923 (0,13169) [-0,88028]	0,001585 (0,01438) [0,11021]
LNIMAE_INDICE(-12)	0,228100 (0,22591) [1,00971]	0,301096 (0,09086) [3,31382]	0,223252 (0,11817) [1,88919]	-0,002417 (0,01291) [-0,18727]
LNRES_INTERNACIONALES(-1)	0,252968 (0,17568) [1,43990]	-0,005977 (0,07066) [-0,08459]	0,897224 (0,09190) [9,76283]	0,001161 (0,01004) [0,11564]
LNRES_INTERNACIONALES(-2)	0,095483 (0,23332) [0,40923]	0,061155 (0,09384) [0,65167]	0,191714 (0,12205) [1,57075]	0,016752 (0,01333) [1,25675]
LNRES_INTERNACIONALES(-3)	0,073881 (0,23464) [0,31486]	0,097001 (0,09438) [1,02782]	-0,031204 (0,12274) [-0,25422]	-0,004628 (0,01340) [-0,34526]
LNRES_INTERNACIONALES(-4)	0,072727 (0,23135) [0,31436]	-0,127220 (0,09305) [-1,36721]	-0,075089 (0,12102) [-0,62046]	0,002415 (0,01322) [0,18273]
LNRES_INTERNACIONALES(-5)	-0,500086 (0,21362) [-2,34099]	-0,017702 (0,08592) [-0,20603]	-0,071974 (0,11175) [-0,64408]	-0,006674 (0,01220) [-0,54685]
LNRES_INTERNACIONALES(-6)	-0,057657 (0,21652) [-0,26629]	-0,004571 (0,08708) [-0,05248]	0,026570 (0,11326) [0,23459]	0,003887 (0,01237) [0,31425]
LNRES_INTERNACIONALES(-7)	-0,069482 (0,21545) [-0,32249]	-0,049616 (0,08666) [-0,57256]	-0,124473 (0,11271) [-1,10442]	-0,000842 (0,01231) [-0,06843]
LNRES_INTERNACIONALES(-8)	-0,002903 (0,21387) [-0,01358]	0,175932 (0,08602) [2,04521]	-0,038340 (0,11188) [-0,34269]	-0,000907 (0,01222) [-0,07425]
LNRES_INTERNACIONALES(-9)	0,265827 (0,21666) [1,22690]	-0,118295 (0,08714) [-1,35747]	0,158565 (0,11334) [1,39903]	0,017174 (0,01238) [1,38746]
LNRES_INTERNACIONALES(-10)	-0,048097 (0,22349) [-0,21521]	0,051545 (0,08989) [0,57343]	-0,054652 (0,11691) [-0,46747]	-0,021938 (0,01277) [-1,71826]

(Continúa)

LNRES_INTERNACIONALES(-11)	-0,239874 (0,22359) [-1,07282]	-0,047641 (0,08993) [-0,52976]	-0,091821 (0,11696) [-0,78505]	-0,005490 (0,01277) [-0,42983]
LNRES_INTERNACIONALES(-12)	0,116181 (0,16446) [0,70644]	0,011646 (0,06615) [0,17606]	0,068289 (0,08603) [0,79379]	0,018177 (0,00940) [1,93469]
LNITCER(-1)	-1,183460 (1,64008) [-0,72159]	-1,326985 (0,65965) [-2,01165]	-0,693354 (0,85794) [-0,80816]	1,216894 (0,09370) [12,9878]
LNITCER(-2)	3,158397 (2,59030) [1,21932]	2,507398 (1,04183) [2,40672]	1,801221 (1,35501) [1,32931]	-0,187212 (0,14798) [-1,26512]
LNITCER(-3)	1,095666 (2,63035) [0,41655]	-0,079955 (1,05794) [-0,07558]	-1,123766 (1,37596) [-0,81672]	-0,039278 (0,15027) [-0,26139]
LNITCER(-4)	-2,555397 (2,60633) [-0,98046]	-1,883861 (1,04828) [-1,79710]	0,519637 (1,36339) [0,38114]	0,153803 (0,14890) [1,03296]
LNITCER(-5)	1,279244 (2,61516) [0,48916]	1,258105 (1,05183) [1,19611]	0,440559 (1,36801) [0,32204]	-0,254812 (0,14940) [-1,70557]
LNITCER(-6)	-1,187941 (2,62661) [-0,45227]	-0,094862 (1,05644) [-0,08979]	-2,190969 (1,37400) [-1,59459]	0,061727 (0,15005) [0,41137]
LNITCER(-7)	-0,477993 (2,62494) [-0,18210]	-0,147820 (1,05576) [-0,14001]	2,691121 (1,37313) [1,95985]	-0,017293 (0,14996) [-0,11532]
LNITCER(-8)	-1,951631 (2,61216) [-0,74713]	0,178571 (1,05063) [0,16997]	-0,900918 (1,36644) [-0,65932]	0,130218 (0,14923) [0,87261]
LNITCER(-9)	3,986749 (2,56847) [1,55219]	0,862503 (1,03305) [0,83491]	-1,038539 (1,34359) [-0,77296]	0,014559 (0,14673) [0,09922]
LNITCER(-10)	-1,094688 (2,54815) [-0,42960]	-1,132670 (1,02488) [-1,10517]	0,833809 (1,33296) [0,62553]	0,043129 (0,14557) [0,29627]
LNITCER(-11)	2,065595	0,827187	0,596364	-0,096920

(Continúa)

	(2,46032) [0,83956]	(0,98955) [0,83592]	(1,28701) [0,46337]	(0,14055) [-0,68955]
LNITCER(-12)	-2,877234 (1,64398) [-1,75017]	-1,021969 (0,66122) [-1,54559]	-0,837609 (0,85998) [-0,97399]	-0,051163 (0,09392) [-0,54476]
C	-0,742837 (1,55282) [-0,47838]	0,950563 (0,62455) [1,52199]	-0,134785 (0,81229) [-0,16593]	0,105706 (0,08871) [1,19158]
R-squared	0,985955	0,986617	0,991418	0,999181
Adj. R-squared	0,980337	0,981264	0,987985	0,998854
Sum sq. resid	0,497432	0,080469	0,136118	0,001623
S.E. equation	0,064384	0,025895	0,033680	0,003678
F-statistic	175,4965	184,3037	288,8026	3051,600
Log likelihood	252,6819	406,6059	362,1884	736,4364
Akaike AIC	-2,410437	-4,232022	-3,706371	-8,135342
Schwarz SC	-1,502951	-3,324537	-2,798886	-7,227857
Mean dependent	5,270292	5,124192	7,793934	4,432311
S.D. dependent	0,459143	0,189183	0,307260	0,108652
Determinant resid covariance (dof adj.)		3,06E-14		
Determinant resid covariance		7,78E-15		
Log likelihood		1785,923		
Akaike information criterion		-18,81566		
Schwarz criterion		-15,18572		

AII. Prueba aumentada de Dickey-Fuller serie logarítmica

Variable dependiente en segundas diferencias

Registro de las variables	Intercepto	Tendencia e intercepto	Ninguna
Remesas	***-10,24012	***-10,20632	***-10,27255
IMAE	*** -10,83661	***-10,80878	***-10,88119
Reservas internacionales	***-11,25013	***-11,20923	***-11,28448
Tipo de cambio real Itcer	***-9,091941	***-9,327979	***-8,742834

Nota: la raíz unitaria del Itcer es calculada en primeras diferencias.

Número de rezagos = 12

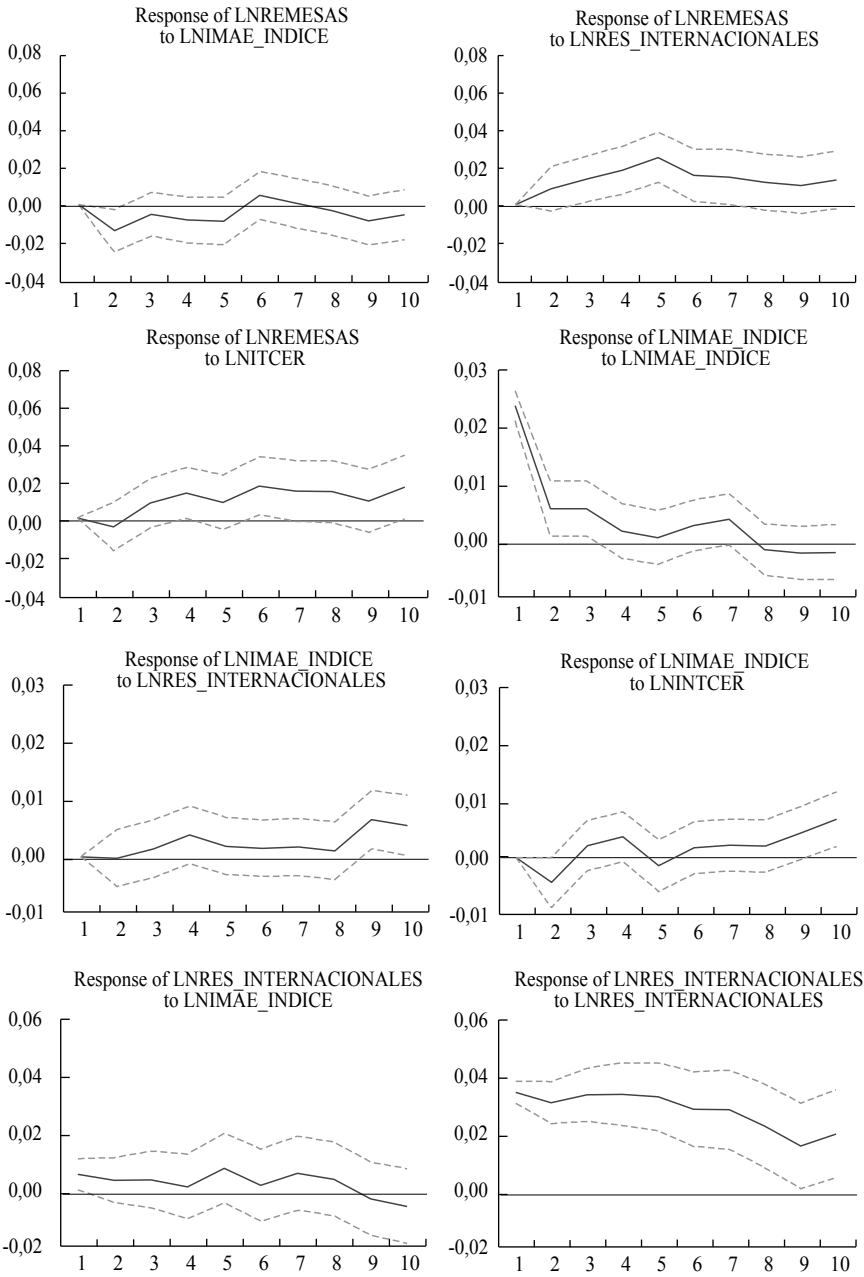
*H0 de la raíz unitaria se rechaza al 10 %

**H0 de la raíz unitaria se rechaza al nivel del 5 %

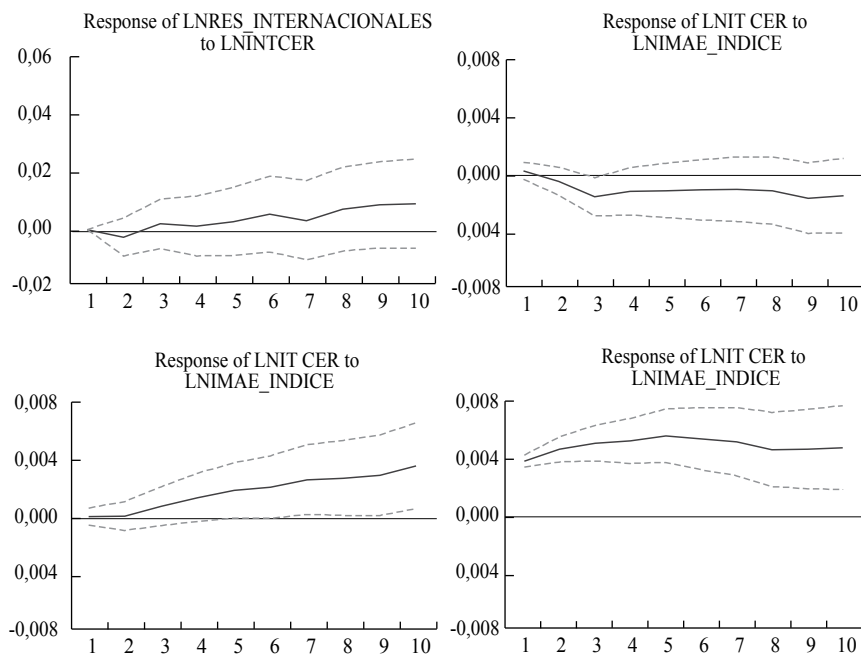
***H0 de la raíz unitaria se rechaza al 1 %

AIII. Función impulso respuesta ante choques en las diversas variables analizadas

Response to Cholesky One S. D. Innovations ± 2 S. E.



(Continúa)



AIV. Descomposición de la varianza

Variable	Remesas	IMAE	Res. internacionales	Itcer
Remesas	62,6	4,9	20,6	11,8
IMAE	26,2	53,8	7,7	12,2
Reservas internacionales	8,7	2,2	86,4	2,7
Itcer	12,9	4,2	13,0	69,9

Las variables enlistadas en la primera columna reciben influencia o son explicadas por un porcentaje de varianza de las variables enlistadas en las columnas dos, tres, cuatro y cinco. Por ejemplo, la variación de las remesas es explicada en un 37,3 % por la variación del IMAE, las reservas internacionales y el Itcer, esto es, la suma de las variaciones de las tres variables mencionada ($4,9 + 20,6 + 11,8 = 37,3$).

REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD DE LAS REMUNERACIONES E INSTITUCIONES EN ARGENTINA (2002-2015)

Luis Beccaria
Ana Laura Fernández
David Trajtemberg

Beccaria, L., Fernández, A. L., & Trajtemberg, D. (2020). Reducción de la desigualdad de las remuneraciones e instituciones en Argentina (2002-2015). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 731-763.

La reducción de las brechas entre las remuneraciones de trabajadores con diferente nivel educativo es el principal factor que explica la baja de la desigualdad de los salarios privados en Argentina desde 2002. Este artículo analiza la influencia del salario mínimo y las negociaciones colectivas sobre la reducción de los premios a la educación entre los asalariados formales privados. Se resalta que ambas

L. Beccaria

Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina. Correo electrónico: labeccari@gmail.com

A. L. Fernández

Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina. Correo electrónico: analaurafer@gmail.com

D. Trajtemberg

Universidad Nacional de La Matanza, Argentina. Correo electrónico: dtrajtem@gmail.com

Sugerencia de citación: Beccaria, L., Fernández, A. L., & Trajtemberg, D. (2020). Reducción de la desigualdad de las remuneraciones e instituciones en Argentina (2002-2015). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 731-763. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76672>

Este artículo fue recibido el 6 de diciembre de 2018, ajustado el 15 de abril de 2019 y su publicación aprobada el 29 de abril de 2019.

instituciones no pueden analizarse de manera separada y se muestran evidencias acerca de que en el periodo analizado no habrían influido sobre la disminución de las brechas salariales educativas.

Palabras clave: distribución del ingreso laboral; negociación colectiva; salario mínimo; políticas de ingresos.

JEL: J31; J38; J5; C31.

Beccaria, L., Fernández, A. L., & Trajtemberg, D. (2020). Reduction of wage inequality and institutions in Argentina (2003-2015). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 731-763.

The main factor to explain the decrease in the inequality in private sector wages in Argentina since 2002 is the cut in the pay gaps of workers with different levels of education. This article analyses the influence of the minimum wage and collective bargaining on the reduction of the education premiums among the formal private sector wage earners. The emphasis is made based on the fact that both institutions cannot be analysed separately and there is evidence that, during the period analysed, they wouldn't have had an influence on the reduction of the education wage gaps.

Keywords: Labour income distribution; collective bargaining; minimum wage; income policies.

JEL: J31; J38; J5; C31.

Beccaria, L., Fernández, A. L., & Trajtemberg, D. (2020). Redução da desigualdade das remunerações e instituições na Argentina (2002-2015). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 731-763.

A redução das brechas entre as remunerações de trabalhadores com diferente nível educativo é o principal fator explicativo da baixa da desigualdade dos salários privados na Argentina desde 2002. Este artigo analisa a influência do salário mínimo e as negociações coletivas sobre a redução dos prêmios à educação entre os assalariados formais privados. Faz-se ênfase em que ambas as instituições não podem ser analisadas separadamente e mostram evidências de que no período analisado não houve influências sobre a diminuição das brechas salariais educativas.

Palavras-chave: distribuição do ingresso trabalhista; negociação coletiva; salário mínimo; políticas de ingressos.

JEL: J31; J38; J5; C31.

INTRODUCCIÓN

Los estudios disponibles sobre los cambios distributivos, para Argentina como para otros países de la región, hacen hincapié en la importancia de la reducción de los premios a la educación en la explicación de la mejora de la desigualdad de los ingresos laborales. Sin embargo, también se ha mostrado que la disminución de la proporción de trabajadores no registrados entre los asalariados habría desempeñado un papel, si bien de menor magnitud, en la misma dirección.

Este artículo analiza inicialmente los cambios en la concentración de las remuneraciones del conjunto de los asalariados en las áreas urbanas de Argentina durante la primera década del siglo XXI y obtiene resultados consistentes con los de las investigaciones previas en tanto la reducción del peso de la informalidad en el empleo y la disminución de los premios educativos contribuyeron de manera significativa a la caída de la desigualdad de las remuneraciones. En ese contexto, el objetivo principal es examinar la influencia que pudieron haber tenido los salarios mínimos y las negociaciones colectivas sobre esos premios, ya que el papel de las instituciones ha sido resaltado como un factor que contribuyó a su dinámica. A diferencia de otros enfoques utilizados para estudiar el rol de estas instituciones, el artículo considera que ambas deben ser analizadas de manera conjunta, ya que los salarios mínimos solo pueden tener una influencia mediados por la negociación, al menos para la mayoría de los asalariados registrados que en Argentina negocian colectivamente sus salarios. En este sentido, también se recurre a un enfoque metodológico novedoso que consiste en discutir esas influencias con información detallada de los salarios de convenios acordados desde 2002.

PRINCIPALES CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN Y LA ESTRUCTURA OCUPACIONAL

El contexto económico general

Los cambios en la desigualdad de los que se brindará evidencia en el siguiente apartado fueron acompañados, y de alguna manera también influenciados, por alteraciones en los niveles y en la estructura de la ocupación.

Luego de la crisis del régimen macroeconómico de la convertibilidad, en 2002, se inicia un periodo de crecimiento acelerado del empleo, en especial en los primeros años cuando la economía se benefició de la amplia capacidad ociosa existente. También creció la proporción de puestos registrados en la seguridad social en el empleo total. Simultáneamente, mejoraron las remuneraciones reales en una proporción que más que compensó la disminución del 30 % registrada durante 2002 como consecuencia del significativo aumento de los precios¹.

¹ Para un análisis de este periodo, véanse Beccaria y Maurizio (2012).

La distribución del ingreso

En la Tabla 1, se advierte el contraste entre la década de 1990, década durante la que aumentó la concentración de los ingresos tanto de los ocupados como de los hogares, y el periodo iniciado en 2002. A lo largo de este último, se advierte una reducción generalizada que incluso llevó a que los indicadores correspondientes a los primeros años de la segunda década del siglo XXI alcanzasen niveles inferiores a los registrados veinte años antes.

En ambos periodos, los cambios en la concentración de los ingresos de los hogares tuvieron el mismo sentido que los de la desigualdad de las remuneraciones, lo que sugiere que estos últimos han influido de manera marcada en los primeros, tal como ha sido planteado por varios autores (p. ej., Cruces y Gasparini, 2010; Salvia y Vera, 2011; Trujillo y Villafañe, 2011).

Asimismo, el comportamiento de la distribución del conjunto de los ingresos del trabajo se replica para la correspondiente a las remuneraciones de los asalariados (Tabla 1). Se advierte que la disminución de la concentración de los ingresos de los asalariados durante la primera década del siglo XXI resulta de las variaciones de las brechas que se verificaron tanto en la parte superior como en la inferior de la distribución, pero con menos intensidad en esta última, al menos, entre los asalariados.

Estructura de la ocupación y salarios relativos

Se produjo una fuerte disminución de la informalidad entre los asalariados en el periodo de crecimiento de la primera década del siglo XXI (Tabla 2). También aumentó el peso relativo de los trabajadores con educación secundaria completa (incluye terciaria incompleta) y otro, menos significativo, de aquellos con educación superior completa. De manera consistente con lo anterior, ha aumentado la participación de asalariados que se desempeñan en tareas operativas, con disminuciones en las restantes categorías de calificación.

Cambios de menor magnitud se registraron entre las ramas de actividad, mientras que creció la participación del empleo en el grupo de establecimientos más grandes y se redujo en el correspondiente a los más pequeños. Lo sucedido desde el punto de vista de esta última dimensión habría estado asociado a la baja de la informalidad laboral, como se indicará más adelante.

Tabla 1.

Indicadores de desigualdad de los ingresos per cápita familiares y de los ingresos laborales de los asalariados y de los asalariados registrados privados (1991-2015)

	1991 1/	2002	2003	2009	2014	2015
Ingreso familiar per cápita						
Coefficiente de Gini	0,504	0,542	0,553	0,453	0,434	0,425
Ocupados						
Remuneración mensual de ocupación principal						
Coefficiente de Gini	0,426	0,510	0,459	0,402	0,386	0,374
Relaciones de percentiles						
90/10	6,06	18,52	10,00	8,73	8,00	7,78
90/50	2,46	3,33	2,61	2,19	2,18	2,25
50/10	2,42	5,56	3,83	4,00	3,66	3,00
Total asalariados						
Remuneración mensual de ocupación principal						
Coefficiente de Gini	0,400	0,430	0,423	0,369	0,363	0,351
Relaciones de percentiles						
90/10	6,84	12,50	8,00	7,29	6,00	7,00
90/50	2,55	2,63	2,40	2,06	2,00	2,15
50/10	2,70	4,75	3,33	3,55	3,03	3,50
Asalariados registrados privados						
Remuneración mensual de ocupación principal						
Coefficiente de Gini		0,343	0,361	0,274	0,282	0,282
Relaciones de percentiles						
90/10		4,74	4,29	3,33	3,71	3,71
90/50		2,84	2,31	2,00	1,86	1,86
50/10		1,67	1,86	1,67	2,00	2,00

Nota: las cifras corresponden a los meses de octubre de 1991 a 2001, a los cuartos trimestres para el resto 1/datos extrapolados según la variación experimentada por la variable entre 1991 y 1995 en un conjunto más reducido de aglomerados urbanos.

Fuente: estimaciones propias sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec) (28 aglomerados).

Tabla 2.

Estructura ocupacional y salarios relativos (2002-2015)

	2002	2003	2009	2014	2015	2002	2003	2009	2014	2015
Tasa de desempleo (% de la población económicamente activa)	21,0	16,3	9,3	7,8	7,4					
	Asalariados totales					Asalariados registrados privados				
Estructura de empleo (% de ocupados)										
Según nivel educativo										
Hasta secundaria incompleta	44,1	44,7	39,7	36,3	36,5	39,1	37,1	32,7	32,6	31,0
Secundaria completa y terciaria incompleta	36,6	35,6	39,5	40,9	41,3	42,2	41,0	46,8	46,2	47,4
Terciaria completa	19,3	19,7	20,8	22,9	22,2	18,7	21,9	20,5	21,3	21,5
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Según calificación de la tarea										
Profesionales	7,9	8,7	8,0	7,4	7,4	7,8	8,9	7,8	6,5	6,9
Técnicos	20,0	17,8	16,1	15,9	15,4	19,8	20,5	16,4	15,1	14,1
Operativo	43,5	42,9	47,6	49,9	51,0	52,7	52,0	55,6	58,4	59,6
No calificado	28,6	30,5	28,4	26,8	26,2	19,7	18,6	20,2	20,1	19,3
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Según formalidad										
Asalariados registrados	63,5	56,1	64,1	66,2	67,2					
Asalariados no registrados	36,5	43,9	35,9	33,8	32,8					
Remuneraciones relativas										
Según nivel educativo (secundaria completa y terciaria incompleta = 1)										
Hasta secundaria incompleta	0,65	0,70	0,73	0,76	0,75	0,72	0,81	0,90	0,86	0,89
Secundaria completa y terciaria incompleta	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Terciaria completa	1,65	1,60	1,49	1,43	1,38	1,65	1,54	1,36	1,23	1,29

(Continúa)

Tabla 2.

Estructura ocupacional y salarios relativos (2002-2015)

	2002	2003	2009	2014	2015	2002	2003	2009	2014	2015
Según calificación de la tarea (operativo = 1)										
Profesionales	2,72	2,51	1,90	1,76	1,77	3,02	2,66	1,70	1,55	1,69
Técnicos	1,39	1,33	1,19	1,07	1,10	1,48	1,39	1,13	1,10	1,08
Operativo	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
No calificado	0,56	0,56	0,55	0,52	0,55	0,72	0,76	0,73	0,69	0,71
Según formalidad (asalariados registrados = 1)										
Asalariados registrados	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00					
Asalariados no registrados	0,46	0,44	0,43	0,43	0,43					

Nota: las cifras corresponden a los cuatros trimestres de cada año. Excluye planes de empleo.
Fuente: estimaciones propias sobre la base de datos de la EPH del Indec (28 aglomerados).

Se advierte, también, que se redujeron las brechas entre las remuneraciones horarias medias de trabajadores de diferentes niveles educativos y las calificaciones de las tareas. En cambio, la distancia entre las correspondientes a asalariados registrados y no registrados prácticamente no experimentó variación.

Precisamente, varios autores (p. ej., Cruces y Gasparini, 2010) destacan que la disminución de los premios a la educación habría sido la principal fuente de la reducción de las brechas de remuneraciones en Argentina durante la primera década del siglo XXI. Similar conclusión se desprende de los trabajos de Cornia (2012) y Beccaria, Maurizio y Vázquez (2015)².

También se encuentra que, además de la dimensión educativa, el aumento de la formalización de los asalariados desempeñó un papel en la misma dirección: por ejemplo, en Beccaria et al. (2015) para Argentina, y en Amarante y Arim (2015) para países de la región (incluida Argentina).

SALARIO MÍNIMO, NEGOCIACIONES COLECTIVAS Y BRECHAS SALARIALES

El esquema explicativo que usualmente se adopta para tratar de entender alteraciones en los premios a la educación es el de oferta y demanda relativa de

² Esto también se verifica en otros países de la región (p. ej., Gasparini y Lustig, 2011; Lustig, Lopez-Calva y Ortiz-Juarez, 2012).

calificaciones³, que ha sido objeto de diversos cuestionamientos. Así, por ejemplo, se destaca la dificultad de evaluar empíricamente este planteo en tanto solo se puede recurrir a datos de empleo y de demanda. Asimismo, deja de lado el papel que pueden desempeñar otros factores, como el desempleo agregado (Beccaria, 2006). Pero, en especial, no contempla los de carácter institucional, como la influencia que sobre los niveles y cambios en los premios a la calificación tienen o pueden llegar a tener diversas políticas e instituciones laborales y fiscales.

Una de ellas es el salario mínimo, puesto que diversos estudios para la región, que incluyen a Argentina, muestran que la política de incrementos del salario mínimo explica una porción importante de la disminución del premio a la educación durante la primera década del siglo XXI⁴.

Otras de las instituciones contempladas en el momento de analizar la desigualdad de las distribuciones de las remuneraciones son las negociaciones colectivas o, en términos más generales, el papel de los sindicatos. Ellas reducirían el grado de concentración de las remuneraciones entre los trabajadores cubiertos respecto del caso en que su fijación se realice sin la intervención de los sindicatos (con negociaciones individuales o unilateralmente por parte de la empresa). La compresión de las diferencias salariales entre los trabajadores cubiertos por las negociaciones colectivas se deriva principalmente del hecho de que en ellas se establecen remuneraciones en grupos de trabajadores —categorías— y no de individuos.

Sin embargo, la comparación entre la dispersión de los salarios establecidos en los convenios negociados y la correspondiente a la situación contrafactual de ausencia de negociación colectiva no refleja la brecha entre los salarios efectivamente cobrados y los correspondientes a la situación contrafáctica. En efecto, el empresario puede abonar a todos o algunos de sus trabajadores remuneraciones superiores a las pactadas. De cualquier manera, resulta esperable que se reduzca la dispersión de manera neta, lo que ha sido planteado en la literatura empírica (Card, Lemieux y Riddell, 2004; Freeman, 1981). Por su parte, Trajtemberg (2009) muestra para Argentina que los indicadores de dispersión en el sector privado registrado siempre resultan más elevados para los trabajadores no protegidos por los sindicatos (los “no convencionales”). Al mismo resultado llegan Martínez, Lombardo y Bentivegna (2018).

La influencia de esta institución es más o menos intensa según la manera en que se organizan las negociaciones. En las negociaciones “multifirmas”, básicamente las que se desarrollan en rama, los salarios se fijan para todos los empleados abarcados por el convenio. Ello reduciría, potencialmente, las brechas que hubiesen existido entre asalariados con características similares, pero empleados en diferentes empresas, respecto de las que resultarían de una discusión en cada una de

³ Véanse, por ejemplo, Murphy y Welch (1993) o Gottschalk y Smeeding (1997). Para la región, Cruces y Gasparini (2010), Gasparini y Lustig (2011) o Lustig et al. (2012).

⁴ Véanse, por ejemplo, Amarante, Salas y Vigorito (2009), Bosch y González (2013) o Maurizio (2014a).

ellas. Nuevamente, los salarios efectivos de cada categoría pueden exhibir brechas entre firmas (p. ej., el nivel de eficiencia productiva influye sobre la capacidad de las empresas de otorgar salarios por encima de los convencionales). Estudios como los de Calmfors y Driffill (1988), Rowthorn (1992), Dell’Arlinga y Pagani (2007) o Traxler y Brandl (2009) encuentran que cuanto más centralizada es la negociación, mayor es la tendencia a comprimir las brechas de remuneraciones.

Cuando se compara la dispersión asociada a un esquema negocial por rama con una situación sin ningún tipo de negociación, juegan dos efectos: el intrarrama, que tiende a reducir la dispersión, mientras que el interrama es menos previsible; pero, en ciertos contextos, con algún grado de coordinación, también puede influir de similar manera.

Los efectos tendientes a reducir las brechas se verían reforzados si los gremios tuviesen como uno de los objetivos de la negociación asegurar niveles mínimos para las remuneraciones correspondientes a los puestos de trabajo de las categorías más bajas. Este aspecto de la negociación se encuentra influido también por la política del salario mínimo que apunta a asegurar que los asalariados con reducidas calificaciones reciban un ingreso que no resulte inferior a un monto que —se supone— debería cubrir las necesidades básicas de los trabajadores. Sin embargo, los sindicatos pueden intentar fijar remuneraciones para esas categorías que superen el mínimo legal. También puede haber diferencias entre los salarios que se establecen con las convenciones y aquellos fijados por otros procedimientos. Así, por ejemplo, en algunos países ellas cubren, exclusivamente, a los trabajadores agremiados, mientras que entre los no afiliados se desarrollan negociaciones individuales (los Estados Unidos es uno de estos casos). En otros, las remuneraciones de algunos asalariados del sector público y de determinadas ramas tampoco se negocian colectivamente. Esta situación es menos relevante cuando el régimen institucional extiende los acuerdos convencionales al conjunto de trabajadores del ámbito laboral correspondiente (sean o no afiliados a los sindicatos).

En Argentina, y centrándonos en los asalariados registrados, aquellos cuyos salarios no se negocian colectivamente son los trabajadores jerárquicos/supervisores del sector privado, algunas categorías profesionales de ciertas ramas de actividad y algunos asalariados del sector público (principalmente Fuerzas Armadas y de seguridad, aunque sus salarios se determinan colectivamente en forma administrativa). Dos casos intermedios son los correspondientes a trabajadores agrarios y del servicio doméstico, ámbitos donde existe una instancia de negociación tripartita para la fijación de salarios, con intervención estatal. En el Estado empleador, los salarios se determinan en la gran mayoría de los casos con una negociación⁵.

Pero existe otro grupo de asalariados que resulta importante en países en vías de desarrollo como el nuestro: aquellos no registrados o “informales”. Si bien las condiciones establecidas en los convenios colectivos también se aplican a los

⁵ Predomina el criterio de la negociación en el sector público, salvo para el caso del personal de Fuerzas Armadas y de seguridad.

asalariados no registrados, es altamente probable que se los excluya *de facto* de las regulaciones allí establecidas. Por consiguiente, si se considera al conjunto de los trabajadores en relación de dependencia, las convenciones tenderían a incrementar la dispersión en tanto se acuerden remuneraciones para los formales superiores a las de la situación contrafáctica de ausencia de esta institución. Más aún, si ellas elevan particularmente las remuneraciones más bajas, como se señaló.

Lo anterior refiere a posibles efectos de la negociación y de los sindicatos sobre diferencias de remuneraciones en un momento determinado. Este artículo, sin embargo, aborda la cuestión de los cambios en la concentración del ingreso del trabajo, variable sobre la que esas instituciones también pueden ejercer una influencia. Sin embargo, no resulta obvio, *a priori*, cuál podría ser el signo del efecto sobre la dinámica de la desigualdad, y dependerá de la estrategia que se fijen los sindicatos durante la negociación, estrategia que puede ir variando periodo a periodo.

Si los acuerdos privilegian el objetivo de mantener las diferencias entre categorías, cabe esperar —tal como se discutió para el caso del nivel de la desigualdad— que los cambios en ella tenderán a ser mayores cuando las convenciones sean por empresa. En efecto, si se fija un único aumento en cada firma, debe contemplarse la posibilidad de que se alteren las diferencias interempresas. Cómo se modificará la dispersión en uno y otro caso es un resultado que no puede preverse en tanto este último efecto podría llevar a reducir o incrementar la concentración global de los salarios negociados para el conjunto de la rama.

La desigualdad de las remuneraciones convencionales dependerá, a su vez, de lo que acontezca con las distancias interramas. La evolución que experimenten los diferentes sectores, desde el punto de vista del nivel de actividad o rentabilidad, por ejemplo, influirá en la capacidad negociadora de las partes y, por tanto, en los salarios relativos que se negocien. También el grado de coordinación entre las diferentes negociaciones desempeña un papel significativo, como ha sido, por ejemplo, en Japón y Suiza, donde la mayoría de las negociaciones se establecen de manera descentralizada, pero ciertos mecanismos aseguran un elevado nivel de coordinación en toda la economía (Soskice, 1990).

Por su parte, también pueden variar las brechas entre los salarios acordados por los trabajadores cubiertos por las negociaciones colectivas y los que obtienen quienes no lo están, aunque resulta también difícil de prever la existencia de un patrón respecto de cómo cambiarán las diferencias entre ellos. En situaciones recesivas, podría verificarse una ampliación de la brecha en tanto las negociaciones “protegerían” a los primeros. Quizás en las expansiones, las diferencias podrían llegar a mantenerse. Se ha señalado, sin embargo, que las remuneraciones de los informales podrían estar ligadas a incrementos promedios de las convenciones o, más específicamente, a la dinámica del salario mínimo.

En definitiva, los efectos potenciales de la negociación salarial sobre las brechas de salarios de trabajadores, y sobre sus cambios, dependen de a) los objetivos que se tengan para fijar los salarios de las diferentes categorías convencionales; b) los

cambios en la capacidad negociadora que estarán subordinados, entre otras cosas, a la situación por la que puedan atravesar diferentes empresas o ramas (según el nivel de las convenciones); c) del efecto que tengan sobre las brechas entre convencionados y no convencionados, que también pueden estar influidas por la situación global del mercado de trabajo.

Si bien en Argentina se ha mencionado que las negociaciones han desempeñado algún papel en la disminución de la desigualdad iniciada a principios de la primera década del siglo XXI, no se ha estudiado en detalle la relación entre la dinámica de las remuneraciones convencionales, y su distribución, y la correspondiente a las efectivas⁶.

Cabe resaltar, finalmente, que el deslizamiento salarial puede moderar el impacto distributivo de las negociaciones. Las empresas pueden reconocer incrementos mayores —y diferenciales— a los acordados a todos o algunos de sus trabajadores. La dinámica de este proceso resultará específica a cada coyuntura del mercado laboral. Así, por ejemplo, en momentos de fuerte caída de las remuneraciones reales, las firmas pueden proteger a sus asalariados más calificados como forma de incentivarlos y establecer mayores aumentos nominales. En fases expansivas, también podría ofrecerse incrementos superiores a grupos de trabajadores en los que la oferta sea limitada.

ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS EN LA DESIGUALDAD DE LOS ASALARIADOS

Como se apreció más arriba, dos de los factores que la literatura ha asociado a la reducción de la desigualdad de los ingresos de los ocupados son, por un lado, las menores brechas existentes entre aquellos trabajadores con diferente nivel educativo y, por otro, el efecto formalización.

En la Tabla 3, se muestran los resultados del ejercicio de descomposición de los cambios del indicador de desigualdad de las remuneraciones mensuales de los asalariados. Este se basó en el esquema desarrollado por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011) que desagrega el cambio en la concentración del ingreso entre, por un lado, el efecto derivado de variaciones en las retribuciones relativas de grupos de trabajadores definidos según dimensiones de interés y, por otro, de las alteraciones en la proporción de ocupados en cada una de ellas. Más allá de la presentación detallada de la metodología que se efectúa en el anexo 1, cabe señalar aquí que ese procedimiento estima los efectos “composición” y “retorno” agregados, pero también su desagregación desde el punto de vista de la contribución de cada atributo en forma individual. Así, el coeficiente del efecto composición de cada una

⁶ Así, por ejemplo, Marshall (2009), en un estudio sobre el sector manufacturero durante la primera década del siglo XXI, señalaba que “un tema que requiere mayor investigación es el papel específico de la negociación colectiva en la determinación del grado de desigualdad salarial entre categorías laborales dentro de cada actividad industrial”.

de las dimensiones consideradas se interpreta como el cambio en el valor del indicador de desigualdad empleado, resultante de la modificación temporal en la distribución de esa covariable, y mantiene fija la estructura salarial vigente en el periodo inicial. Por su parte, el coeficiente del efecto retorno de cada atributo refiere a la contribución al cambio en el indicador de desigualdad de la diferencia de retornos de esa variable entre los periodos considerados, evaluada cuando se considera la distribución de la ocupación del periodo inicial.

Se observa en la Tabla 3 que la dimensión formalidad/informalidad resulta significativa para dar cuenta de los cambios en la desigualdad entre 2002 y 2015. Ello refleja que el aumento de la participación del trabajo asalariado registrado ya comentado ha tenido un efecto igualador de la distribución de las remuneraciones. En cambio, el coeficiente del efecto retorno de esta dimensión tuvo un signo contrario, tendiente a incrementar la desigualdad. Por su parte, también se verifica el significativo e importante efecto negativo asociado al retorno al nivel educativo. Ello es consistente con la reducción de las diferencias entre las remuneraciones de asalariados de distinto nivel de escolarización mostrada.

Tabla 3.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones del conjunto de los asalariados (2002-2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
II T2015	1,825		1,111		0,714		0,350	
Mayo de 2002	2,439		1,473		0,966		0,456	
Cambio total	-0,614	***	-0,363	***	-0,251	***	-0,106	***
	0,050		0,045		0,035		0,003	
Primera etapa								
Efecto composición	0,131	**	0,094		0,036	**	0,005	
	0,061		0,058		0,016		0,004	
Efecto retorno	-0,744	***	-0,457	***	-0,288	***	-0,111	***
	0,061		0,058		0,016		0,004	
Segunda etapa								
Efecto composición								
Formalidad	-0,053	***	-0,019	***	-0,034	***	-0,010	***
	0,003		0,001		0,002		0,001	
Educación	0,108	***	0,066	***	0,042	***	0,009	***
	0,006		0,004		0,003		0,001	

(Continúa)

Tabla 3.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones del conjunto de los asalariados (2002-2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
Efecto composición								
Ramas de actividad	0,025	***	0,020	***	0,005	***	0,002	***
	0,003		0,002		0,002		0,000	
Sexo	0,016	***	0,009	***	0,007	***	0,002	***
	0,002		0,001		0,001		0,000	
Edad	0,022	***	0,016	***	0,006	***	0,001	***
	0,003		0,003		0,001		0,000	
Otras características	0,000		0,000		0,000		0,000	
	0,000		0,001		0,001		0,000	
Efecto total de composición	0,118	***	0,092	***	0,026	***	0,003	***
	0,007		0,004		0,003		0,001	
Error de especificación	0,010		-0,001		0,011		0,002	
	0,063		0,060		0,016		0,004	
Efectos retorno								
Formalidad	0,328	**	0,280	*	0,048	**	0,015	***
	0,163		0,161		0,022		0,006	
Educación	-0,656	***	-0,460	***	-0,196	***	-0,050	***
	0,139		0,136		0,028		0,006	
Ramas de actividad	0,224	*	0,401	***	-0,177	***	0,009	
	0,125		0,121		0,032		0,011	
Sexo	-0,257	***	-0,167	**	-0,091	***	-0,034	***
	0,079		0,076		0,020		0,005	
Edad	-0,221	***	-0,199	***	-0,023	*	-0,012	***
	0,065		0,064		0,013		0,004	

(Continúa)

Tabla 3.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones del conjunto de los asalariados (2002-2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
Efectos retorno								
Otras características	0,066		0,109	*	-0,042	***	-0,007	**
	0,065		0,062		0,015		0,003	
Constante	-0,242		-0,431	*	0,188	***	-0,035	**
	0,235		0,222		0,068		0,015	
Efecto total de los retornos	-0,759	***	-0,466	***	-0,293	***	-0,113	***
	0,063		0,060		0,016		0,004	
Error de reponderación	0,017	**	0,012	***	0,005		0,002	**
	0,007		0,004		0,003		0,001	
Número de casos	2002: 17 440 2015: 15 723							

Nota 1: errores estándar calculados por técnica Bootstrap con 1000 réplicas.

Nota 2: otras características incluyen jefe de hogar, duración del trabajo y región.

Nota 3: las estimaciones fueron obtenidas con un modelo *probit* con

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: estimaciones propias sobre datos de la EPH del Indec.

La dimensión informalidad y la desigualdad del conjunto de los asalariados

Como se señaló, la brecha entre los ingresos medios de asalariados cubiertos y no cubiertos por la seguridad social se mantuvo en el mismo nivel entre 2002 y 2015 (Tabla 2). El ejercicio, cuyos resultados se incluyen en la Tabla 3, muestra, sin embargo, que, cuando se controla por las otras variables la dimensión formalidad/informalidad, tuvo un comportamiento desigualador. Ello no habría derivado de un aumento del premio promedio a la formalidad⁷, sino por el hecho de que este tuvo un comportamiento diferente en distintos puntos de la distribución (véanse los cambios de las relaciones entre percentiles).

El negativo y significativo efecto de la informalidad desde el punto de vista de la estructura del empleo es consecuencia del descenso en su participación entre los

⁷ El premio a la formalidad en una regresión de Mincer corregida por sesgo de selección y que consideró como variables de control a las mismas incluidas en la Tabla 3 pasó de 0,74 a 0,66 (cambio estadísticamente significativo). El ejercicio completo puede ser solicitado a los autores.

puestos asalariados en la ocupación que ya se observaba en la Tabla 2; de esta manera, se revirtió lo acontecido en el decenio anterior.

Un primer factor que está asociado a la disminución de la informalidad laboral fue el mayor crecimiento de la ocupación en empresas medianas y grandes —grupo de firmas que tienen menor grado de informalidad ocupacional— que se registró en el periodo. Así, por ejemplo, las unidades productivas de hasta 25 ocupados redujeron su participación en el empleo total del 55 % al 50 %, mientras que las de más de 200 ocupados lo incrementaron del 16 % al 20 %⁸.

Pero más allá de este efecto composición, se advierte que la formalización se verificó en empresas de diferentes tamaños⁹. Incluso, se produjo el registro por parte de los empresarios de al menos una parte de los asalariados no regularizados que ya venían desempeñándose en las firmas (Maurizio, 2015). Se ha señalado que el contexto de expansión productiva y ocupacional que experimentó Argentina hasta principios del segundo decenio del siglo resulta un factor clave para dar cuenta de esta dinámica de la formalidad. Si bien el análisis de las fuerzas que estuvieron asociadas a ella está más allá de los alcances de este artículo, algunos autores (Beccaria, 2015; Bertranou, Casanova y Sarabia, 2013; Maurizio, 2015) han señalado que precisamente la intensidad y estabilidad de este proceso fue un factor clave para incentivar la contratación de personal formal. En Beccaria y Maurizio (2019), quienes analizan la situación no solo en Argentina, sino también de otros países de América Latina, se destaca, asimismo, el aporte que habrían hecho ciertas políticas específicamente destinadas a incentivar la formalidad (simplificación de registros, reducción de costos laborales para pequeñas firmas, medidas de promoción a las pequeñas y medianas empresas), así como las mejoras que se verificaron en la inspección laboral con el Plan Nacional de Regularización del Trabajo (PNRT) (Maurizio, 2014b).

LOS CAMBIOS EN LA DESIGUALDAD ENTRE LOS ASALARIADOS REGISTRADOS

El análisis se concentrará en este apartado en los asalariados registrados privados, recorte que permitirá un examen más adecuado de posibles asociaciones entre los cambios en la desigualdad y la evolución de ciertas instituciones, en tanto ellas operan directamente sobre los trabajadores cubiertos por estas normas. La concentración de las remuneraciones de este conjunto de asalariados mostró una dinámica similar a la del conjunto de trabajadores en relación de dependencia (Tabla 1).

La dimensión educativa fue el factor que más contribuyó al descenso de la desigualdad de la distribución de los asalariados registrados (Tabla 4), lo que estuvo ligado a la caída del premio a la educación promedio y también a sus diferentes

⁸ Información estimada por los autores según los microdatos de la EPH.

⁹ Según los mismos datos de la EPH con los que se computaron las proporciones recién mencionadas.

variaciones a lo largo de la distribución (véanse diferencias entre relaciones de percentiles).

El argumento basado en el comportamiento de la oferta y demanda relativa es contemplado para analizar la reducción de los premios a la educación: habría crecido relativamente menos la demanda de trabajadores más calificados que su oferta relativa. Efectivamente, en la primera década del siglo XXI, se observa que la expansión de la ocupación de trabajadores con nivel educativo intermedio superó, aunque solo levemente, a la de aquellos con escolarización terciaria completa. De manera similar, los puestos de tipo operativo fueron los que más se expandieron entre 2002 y 2015 (Tabla 2). Ello respondería a modificaciones en los precios relativos, pero también al ajuste posterior al *overshooting* desigualador producido por la fuerte y rápida incorporación de tecnología del decenio anterior. O, como señalan Gasparini y Lustig (2011, p. 14): “the fading out of the effect of the skill-biased technical change that occurred in the 1990s” (la desaparición del efecto del cambio tecnológico con sesgo hacia las mayores calificaciones ocurrido en la década de 1990).

Tabla 4.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones de los asalariados registrados del sector privado (2002, 2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
II T2015	1,359		0,709		0,650		0,288	
Mayo de 2002	1,694		0,810		0,883		0,404	
Cambio total	-0,335	***	-0,102	***	-0,234	***	-0,116	***
	0,046		0,038		0,024		0,006	
Primera etapa								
Efecto composición	0,060		-0,031		0,092	*	0,005	
	0,073		0,056		0,055		0,008	
Efecto retorno	-0,396	***	-0,070		-0,325	***	-0,121	***
	0,073		0,056		0,055		0,008	
Segunda etapa								
Efecto composición								
Formalidad								
Educación	-0,001		0,003		-0,004		-0,004	**
	0,009		0,004		0,005		0,002	

(Continúa)

Tabla 4.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones de los asalariados registrados del sector privado (2002, 2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
Efecto composición								
Ramas de actividad	-0,024	***	-0,051	***	0,027	***	0,004	***
	0,009		0,006		0,004		0,001	
Sexo	0,008	*	0,003	*	0,005	*	0,001	*
	0,004		0,001		0,003		0,001	
Edad	0,023	***	0,020	***	0,004	***	0,003	***
	0,005		0,004		0,001		0,001	
Otras características	-0,001		0,001		-0,002		0,000	
	0,002		0,001		0,002		0,000	
Efecto total de composición	0,004		-0,025	***	0,030	***	0,005	**
	0,014		0,008		0,007		0,002	
Error de especificación	0,071		0,001		0,070		0,002	
	0,075		0,061		0,054		0,008	
Efectos retorno								
Formalidad								
Educación	-0,682	***	-0,274	**	-0,408	***	-0,079	***
	0,155		0,117		0,104		0,013	
Ramas de actividad	-0,098		0,170	***	-0,268	***	-0,014	
	0,075		0,053		0,055		0,012	
Sexo	-0,201	*	-0,010		-0,192	***	-0,032	***
	0,118		0,103		0,064		0,011	
Edad	-0,136	**	-0,079		-0,057		-0,020	***
	0,067		0,056		0,036		0,007	
Otras características	-0,068		0,028		-0,096	**	-0,013	*
	0,062		0,054		0,038		0,007	

(Continúa)

Tabla 4.

Descomposición de los cambios en la desigualdad de las remuneraciones de los asalariados registrados del sector privado (2002, 2015)

	log(90/10)		log(50/10)		log(90/50)		Gini	
Efectos retorno								
Constante	0,705	***	0,057		0,648	***	0,021	
	0,245		0,134		0,205		0,023	
Efecto total de los retornos	-0,482	***	-0,108	*	-0,374	***	-0,137	***
	0,075		0,061		0,054		0,008	
Error de reponderación	0,071	***	0,031	***	0,040	***	0,014	***
	0,014		0,008		0,007		0,002	
Número de casos	2002: 5831 2015: 6781							

Nota 1: errores estándar calculados por técnica Bootstrap con 1000 réplicas.

Nota 2: otras características incluyen jefe de hogar, duración del trabajo y región.

Nota 3: las estimaciones fueron obtenidas con un modelo *probit* con

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: estimaciones propias sobre datos de la EPH del Indec.

Más allá de que este factor haya desempeñado algún papel, conviene también explorar posibles influencias de algunas instituciones que tienen, al menos potencialmente, efectos redistributivos. Se considerarán dos de estas instituciones: el salario mínimo y las negociaciones colectivas.

El salario mínimo real creció hasta 2007, luego se desaceleró marcadamente hasta 2011, para estancarse durante los últimos años del periodo bajo análisis (Figura 1). En particular, luego de permanecer fijo desde 1993, se incrementó en julio de 2003 con decretos del Gobierno, hasta que en 2004 se volvió a convocar a la Comisión del Salario Mínimo, Vital y Móvil. Además, entre 2002 y 2005, se otorgaron incrementos de suma fija a todos los trabajadores del sector privado que impactaron el salario mínimo y que luego fueron incorporados en los convenios colectivos. Por tanto, entre 2002 y 2005, la serie que se está utilizando refiere al salario mínimo “operativo” que surge de contemplar los aumentos de suma fija, esto es, el salario mínimo legal vigente en junio de 2002, más las sumas fijas establecidas por decreto¹⁰.

¹⁰Esto significa que hasta junio de 2002 el salario mínimo legal era en efecto el piso para las remuneraciones convencionales. Sin embargo, a partir de julio, cuando se decreta el primero de los aumentos de suma fija, ninguna remuneración negociada puede ser inferior al salario mínimo de junio de 2002, más las sumas fijas que se van acumulando. De ahí que debe considerarse este agregado como el efectivamente “operativo” para los trabajadores convencionales.

Cabe señalar que el salario mínimo tiene una amplia cobertura entre los asalariados formales, ya que se estima que más del 96 % tenía, al final del periodo analizado, remuneraciones superiores al mínimo¹¹. El crecimiento del mínimo tendería, en principio, a reducir las brechas entre las remuneraciones de los asalariados (véase más arriba).

Sin embargo, debe considerarse que, en mercados de trabajo como el argentino, el efecto del salario mínimo sobre las diferencias entre remuneraciones de los trabajadores registrados de diferente calificación está mediado por los acuerdos convencionales. Por un lado, constituye un piso para aquellas que se acuerden para las categorías más bajas de los convenios. Pero, por otra parte, su incremento puede tener un efecto derrame sobre el resto de las categorías laborales en la medida en que los sindicatos intenten recomponer o mantener, de forma completa o incompleta, las diferencias relativas de negociaciones previas. Las variaciones del mínimo tendrían un efecto redistributivo en cuanto estas se tomen como referencia para establecer los aumentos para las categorías más bajas, mientras que para el resto se establezcan subidas menos intensas.

A efectos de contar con evidencias sobre posibles asociaciones entre la dinámica del premio a la educación/calificación que se observa en la distribución de las remuneraciones de los asalariados, el salario mínimo y las negociaciones colectivas, se sistematizó la información proveniente del Ministerio de Trabajo para el periodo de 2002 a 2015 de las remuneraciones acordadas (específicamente, los “salarios conformados”)¹² en categoría correspondientes a 21 ámbitos de negociación¹³.

Se advierte que el salario mínimo se expandió más aceleradamente que la remuneración media de convenio entre mediados de 2002 y 2004, y que ambos tendieron a hacerlo de manera similar hasta fines de 2006¹⁴. Pero desde ese momento, y hasta 2011, el crecimiento del salario mínimo real se desaceleró marcadamente, cuando los convencionales, primero, se redujeron (entre 2006 y 2007) y, luego, se expandieron hasta llegar a valores superiores a los de 2006. Posteriormente, ambos tuvieron una dinámica similar.

En principio, entonces, el mayor o similar crecimiento del salario mínimo, respecto de los convencionales, al menos al inicio y al final del periodo analizado, podría sugerir que aquel habría ejercido algún impacto sobre las negociaciones

¹¹Estimado con microdatos de la EPH del Indec.

¹²El salario conformado está constituido por los salarios básicos, los adicionales estipulados de carácter general y los aumentos de suma fija permanentes dispuestos tanto por decreto del Poder Ejecutivo como en los propios convenios colectivos.

¹³Estas son alimentos, bancarios, calzado, camioneros, comercio, construcción, cuero, encargados de edificio, entidades deportivas, gráficos, maestranza, metalúrgicos, plásticos, químicos sanidad, seguridad, telefónicos, textiles, transporte de pasajeros, vidrio.

¹⁴Las remuneraciones medias de cada uno de los 21 convenios son promedios simples de las correspondientes a las distintas categorías. El promedio general surge de ponderar las de cada convenio según estimaciones de los trabajadores cubiertos por cada uno de ellos que calcula el Ministerio de Trabajo. Esta estructura fue estimada para 2015, pero fue utilizada para calcular los promedios de todos los años ante la falta de evidencia sobre sus cambios.

colectivas. Sin embargo, esta conclusión no parece adecuada. Respecto de lo ocurrido en los primeros años, cabe considerar que las negociaciones se retomaron solo de manera paulatina a partir de la segunda mitad de 2003, y tomó aproximadamente los dos años siguientes la concreción de la mayoría de las convenciones. Una parte de los aumentos observados desde 2002 a 2005, entonces, se refieren a los incrementos de suma fija que estableció el Gobierno, los mismos aumentos que también elevaron el salario mínimo. Esto es, tanto la evolución de este último como la correspondiente a las remuneraciones convencionales estuvieron muy influidos por la política de ingresos encarada durante la salida de la crisis de la convertibilidad. La suba porcentual más elevada que aquel experimenta respecto de la del salario medio negociado se explica por su menor valor inicial (a mediados de 2002). Entre 2006 y 2011, la relación entre el salario mínimo y el convencional resultó menos estrecha y tiende a ser nuevamente similar a partir de este último año. Pero, incluso, lo acontecido en este —y algún otro breve periodo en que ambas series exhiben similar dinámica— no puede considerarse como evidencia de una influencia del salario mínimo, en tanto la mayor parte de los acuerdos convencionales se cerraban, cada año, antes del momento en el que la comisión tripartita acordaba el incremento del mínimo, lo que acontecía en julio —o con posterioridad— según el año.

Más específicamente relacionado con los objetivos de este artículo, también se comparó la evolución del salario mínimo con la correspondiente al promedio de las remuneraciones de las categorías más bajas de cada uno de los convenios en tanto aquel podría ejercer una influencia particular sobre estas últimas¹⁵. El resultado es, sin embargo, similar a lo comentado para los valores medios (Figura 1).

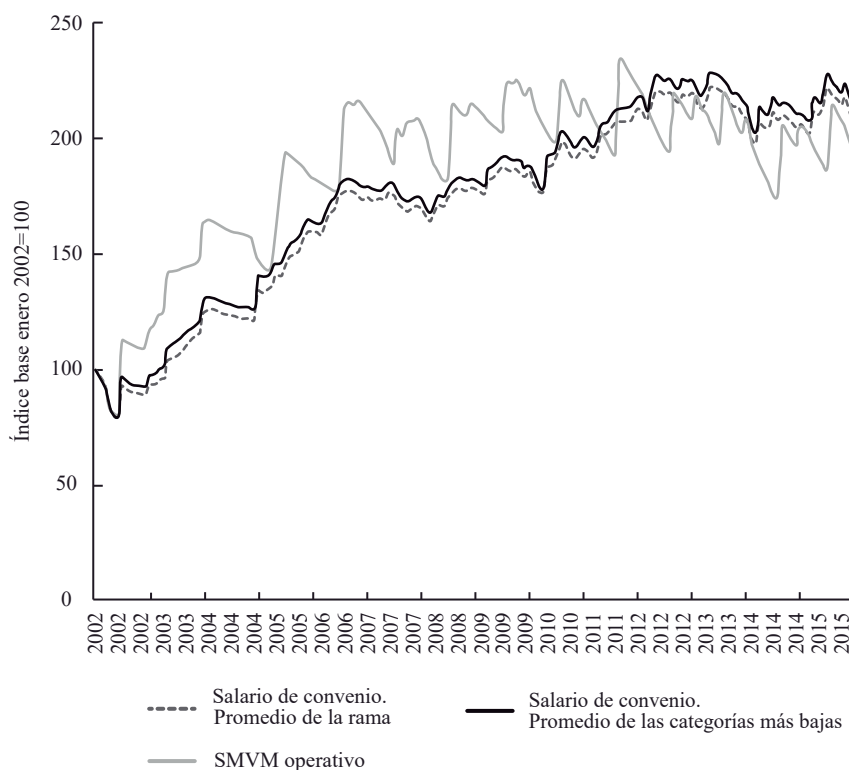
En resumen, no parece que el salario mínimo haya influido en las negociaciones colectivas, tanto en lo que hace a las variaciones de la remuneración promedio como a las de las categorías bajas.

Pero, independiente del papel del salario mínimo, la dinámica propia de la negociación puede influir en las variaciones del premio a la educación/calificación si, en de un proceso paritario, se acuerdan aumentos de distinta intensidad para las diferentes categorías. A efectos de examinar esta posible influencia de las negociaciones sobre el premio a la educación, se efectuó una comparación entre este último (correspondiente a las distribuciones de las remuneraciones efectivas de los asalariados registrados) y el componente intrarrama de la distribución de los salarios convencionales. En esta distribución, dos son los factores que determinan la desigualdad global: las diferencias ente categorías (*proxy* de calificaciones) en cada rama, o componente intrarrama, y las diferencias entre los salarios promedio de las ramas (el componente interrrama). El primero es, entonces, el equivalente a una medida del premio a la calificación.

¹⁵El promedio de las remuneraciones de las categorías más bajas surge de ponderar las de cada convenio según lo señalado más arriba.

Figura 1.

Evolución de los salarios de convenio y el salario mínimo. Índice a valores constantes (2002-2015)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de salario mínimo y de acuerdos salariales.

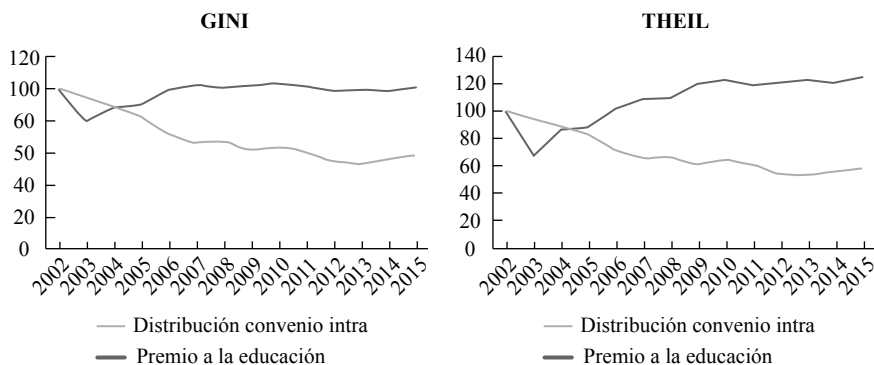
Esta distribución de los sueldos negociados corresponde a la de los valores acordados para cada categoría en cada uno de los convenios con los que se viene trabajando. Las observaciones de cada convenio están ponderadas por la proporción del empleo relativo cubierto por cada uno de ellos, ponderaciones que, como fue mencionado más arriba (en relación con el cálculo de los salarios promedios), son las mismas en todos los años. Además, se consideró que las categorías tenían igual peso dentro de cada convenio dada la falta de evidencias sobre la importancia de cada una de ellas.

Los premios a la educación corresponden a los coeficientes de la variable educación de ecuaciones de Mincer de las remuneraciones de los asalariados registrados computadas para cada trimestre del periodo según los datos de la EPH; el resto de las variables consideradas en el modelo son las mismas utilizadas en el ejercicio

de descomposición incluido en la Tabla 4. Se consideró el modelo corregido por sesgo de selección con la metodología de Heckman (1979).

Figura 2.

Evolución de la desigualdad de las distribuciones de las remuneraciones efectivas y de convenio. Promedios anuales (índice base 2002 = 100)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de acuerdos salariales y microdatos de la EPH de Indec.

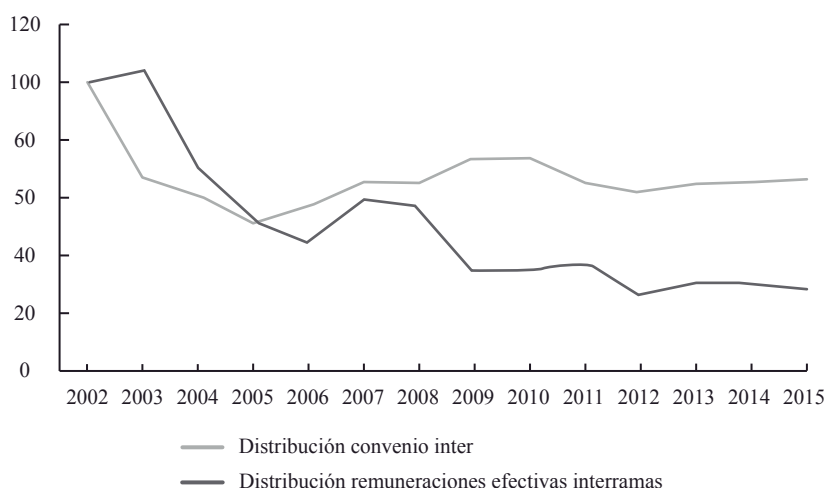
Se aprecia que el grado de desigualdad intrarrama de los salarios convencionales de 2015 resulta similar o superior al de 2002, y exhibe solo una disminución en 2003 para luego elevarse y volver a los valores de aquel año hacia 2007 o 2009. En cambio, el premio cae sistemáticamente hasta 2007, luego se estanca y vuelve a reducirse en 2012. Se desprende, entonces, que, más allá de un posible efecto entre 2002 y 2003, la negociación no generó *per se* un mecanismo de disminución de las brechas entre las remuneraciones de trabajadores con diferentes calificaciones y, por tanto, no parece asociada a la disminución del premio a la educación.

Las convenciones colectivas pueden también alterar las brechas entre las remuneraciones medias de las diferentes ramas. Ello podría resultar de estrategias que pueden plantearse las partes en el momento de encarar la negociación, influidas seguramente por circunstancias económicas y laborales particulares de cada sector. Para examinar la eventual influencia de los convenios sobre la distribución de las remuneraciones a través de este canal, se comparó la dinámica del componente intrarrama de la desigualdad de las remuneraciones convencionales con el equivalente de las efectivas, para lo que se recurrió al índice de Theil. El componente intrarrama de estas últimas surge de un ejercicio que contempla exclusivamente dos dimensiones: la rama y la educación; este se ha hecho exclusivamente para la distribución de asalariados registrados ocupados en las mismas 21 ramas para las que se cuenta con los datos de los convenios.

A diferencia de lo acontecido con los premios a la educación, el componente interrampa de la distribución, las remuneraciones efectivas, extiende su disminución hasta 2005, para luego elevarse, aunque con valores inferiores a los iniciales (Tabla 3). El correspondiente a la distribución de las remuneraciones convencionales también disminuye en ese primer periodo, lo que puede sugerir que las negociaciones han tenido alguna influencia sobre los cambios medios en las brechas intersectoriales que mostraron los sueldos y salarios efectivos. Sin embargo, la similitud de comportamientos ya no se evidencia en los años siguientes cuando aquella continúa reduciéndose.

Figura 3.

Evolución del componente interrampa del índice de Theil



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de acuerdos salariales y microdatos de la EPH del Indec.

La reducción de las distancias entre los ingresos de las categorías convencionales pudo haber sido, entonces, un factor que contribuyó a disminuir la desigualdad de los salarios efectivos con su impacto en los premios a la educación solo entre 2002 y 2003. Sin embargo, cabe recordar que en ese periodo las negociaciones eran escasas, por lo que ese comportamiento de las brechas intraconvenios reflejaba los efectos de los aumentos de suma fija mencionados, esto es, la política de ingresos.

En cambio, desde 2003, cuando se reinician paulatinamente las negociaciones salariales, estas fueron ampliando las diferencias¹⁶, aun entre 2003 y 2004 cuando

¹⁶Existieron excepciones en algunos convenios que implicaron una reducción de las diferencias entre categorías contempladas en las escalas salariales. Por ejemplo, con a) la eliminación de la categoría más baja de convenio, b) el establecimiento de un ingreso mínimo garantizado y c) los aumentos de suma fija, uniformes para todos los trabajadores de un mismo ámbito de representación.

algunos de los aumentos por suma fija continuaban influyendo en ciertas actividades; hacia 2006, ya se habían restablecido, en términos generales, las relaciones de 2002. Este comportamiento de la desigualdad intraconvenio desde 2002 no se refleja, entonces, en la evolución seguida por el premio a la educación, como se apreció más arriba.

La reducción de las brechas entre los valores medios de los convenios habría operado en el sentido de reducir la desigualdad de las remuneraciones convencionales (Figura 3), pero en este caso tal dinámica se extendió hasta 2005, de manera similar a la desigualdad de las remuneraciones efectivas. Tal evolución del componente interrampas también fue inicialmente (entre 2002 y 2003) consecuencia de los aumentos de suma fija en tanto ellos implicaron variaciones proporcionales de los sueldos promedios de cada rama que están inversamente relacionados con su nivel en el momento inicial (2002). La continuación de esta tendencia entre 2003 y 2005 refleja que en términos generales las convenciones también tendieron a acordar incrementos mayores para las ramas con remuneraciones más bajas.

Por tanto, la baja de la desigualdad de los salarios convencionales parece haber influido en la de los efectivos solo al inicio del periodo analizado a través de dos canales. Por un lado, las reducciones de las diferencias intraconvenios estuvieron asociadas a la disminución de los premios a la educación entre 2002 y 2003. Por otro, las brechas entre los salarios convencionales promedios de las ramas continuaron cayendo hasta 2005. Cabe insistir, sin embargo, que parte de estos comportamientos de la desigualdad de la distribución de los sueldos y salarios acordados no refleja estrictamente los resultados de negociaciones, sino las políticas de ingreso que tuvieron lugar en un periodo en el que ellas estuvieron interrumpidas. Cuando se retoman las paritarias, se advierte que en los dos primeros años —2004 y 2005— estas podrían haber contribuido a bajar la concentración con un cierto estrechamiento de las brechas interrampas. Por el contrario, durante esos años, e incluso hasta 2006, los acuerdos tendieron a recomponer las diferencias entre las categorías de cada convenio, lo que tiene un efecto desigualador. Precisamente, entre 2005 y 2009, la concentración de las remuneraciones convencionales tiende a crecer, debido al componente intraconvenio, ya que el interconvenio no mostró cambios significativos. Ambos se estabilizan desde 2009. Ello significa que la continuación posterior a 2003 del proceso de descenso de los premios a la educación de las remuneraciones efectivas no parece haber sido influido por la dinámica de las negociaciones.

La reducción de las remuneraciones relativas de los trabajadores más calificados pudo haber sido influida por el mayor crecimiento de los salarios de convenio respecto de los de aquellos asalariados privados registrados que no fijan sus remuneraciones con ese mecanismo (en general, mandos medios, profesionales y personal jerárquico). Si bien no se cuenta con datos específicos, se estima que aproximadamente entre el 91 % y el 92 % de los asalariados registrados privados

están cubiertos por las convenciones colectivas¹⁷. Así, autores como Casanova y Alejo (2015) sugirieron la presencia de este efecto. De manera similar, Szlechter, Blugerman y Cozza (2016) discuten la noción de *solapamiento salarial*, que referiría a esa disminución de tales brechas, lo que resulta, incluso, en que algunos salarios habrían superado, circunstancialmente, las remuneraciones de los jefes o supervisores fuera de convenio.

Para tratar de indagar este aspecto, se ha efectuado una identificación aproximada de los asalariados registrados no convencionales en la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Para ello, se recurrió a la clasificación de ocupaciones y se seleccionó a los trabajadores en puestos jerárquicos o que desarrollan ocupaciones profesionales de tipo administrativo¹⁸. Se verifica que, efectivamente, la remuneración media real de los “convencionados” ha crecido entre 2002 y 2015 a una tasa anual acumulativa del 1,5 %, mientras que la correspondiente a aquellos que no fijarían sus salarios con negociaciones colectivas se contrajo un 3,6 %.

En un ejercicio de descomposición del índice de Theil de las remuneraciones efectivas, que considera una categorización según estos dos grupos, se advierte precisamente que el componente “inter” cae entre 2002 y 2003, crece en 2004 y luego desciende a lo largo del periodo, con excepción de 2011, cuando se observa un incremento de la desigualdad global. Sin embargo, su contribución a la caída de desigualdad total es escasa, dada la baja participación de los trabajadores fuera de convenio.

Los aumentos de suma fija llevaron a una fuerte reducción de la desigualdad en el grupo de trabajadores “convencionados”, que pasaron de tener una distribución más desigual a la del otro grupo, a una distribución sustantivamente más homogénea. A lo largo del periodo se observa, además, que en este grupo la distribución mejoró más que entre los “no convencionados”.

Cabe considerar, sin embargo, que ese estrechamiento de la brecha entre las remuneraciones medias de “convencionados” y “no convencionados” puede reflejar el dinamismo de las convenciones, pero también el de la propia demanda relativa de trabajadores en tanto los segundos son más calificados. Incluso, otras hipótesis podrían ser plausibles, cuya indagación está más allá de los alcances de

¹⁷Estas cifras han sido estimadas según la información del Sistema Integrado de Pensiones Argentino (SIPA), que es el registro administrativo (elaborado a partir de las declaraciones mensuales de los aportes y de las contribuciones que efectúan los empleadores al organismo fiscal) que incluye datos de todos los trabajadores asalariados del sector privado. Si bien este no identifica si los trabajadores están comprendidos en convenciones colectivas, se ha estimado la cantidad de quienes lo están a partir del tipo de obra social a la que se encuentra afiliado cada trabajador. La obra social es la organización que provee la cobertura de salud a los asalariados. Se considera que serían convencionados aquellos que están asociados a una obra social gestionada por los sindicatos. Precisamente, los asalariados no convencionados suelen, en su gran mayoría, afiliarse a organizaciones de este tipo administradas por empresarios.

¹⁸Se definieron como asalariados registrados fuera de convenio a quienes declaran ser directivos de empresas, así como a jefes y profesionales en ocupaciones de gestión administrativa, de planificación de control de gestión, jurídico-legal, presupuesto y comercialización.

este artículo. Por ejemplo, la brecha entre ellos pudo haber sido elevada al inicio del periodo ante la necesidad de otorgar, en periodos previos, incrementos más elevados a los no convencionales para que su salario real no se deteriorase marcadamente. Ello respondería a cuestiones como las planteadas por la teoría de los salarios de eficiencia. En cambio, al negociarse incrementos elevados, los valores ya alcanzados por los no convencionales hacía que no resultase necesario mantener las diferencias previas.

CONCLUSIONES

En este artículo se analizaron algunos desarrollos asociados al proceso de reducción de la desigualdad experimentado entre 2002 y 2015, centrado en los ingresos de los asalariados. Se verificó inicialmente, tal como se había mostrado en trabajos previos, que el incremento en la proporción de los formales fue uno de los factores asociados a tal evolución. La formalización laboral habría sido impulsada por el sostenido aumento del empleo, pero también por ciertas políticas específicas.

Pero más allá del efecto de la dimensión formalidad/informalidad, se mostró que la fuente principal de la disminución de la concentración de los ingresos del conjunto de los trabajadores en relación de dependencia fue la merma en el premio a la educación. Precisamente, el objetivo principal del artículo fue ofrecer evidencia acerca del eventual efecto de dos instituciones laborales —salario mínimo y negociaciones colectivas— sobre la reducción de ese premio durante el periodo bajo análisis. Para ello, se concentró en el examen de la desigualdad de distribución de las remuneraciones de los asalariados registrados, para la que la dimensión educativa constituyó también el factor más importante asociado a su disminución. El análisis consideró que ambas instituciones están interrelacionadas, ya que, para la mayor parte de los asalariados formales, el salario mínimo ejerce su influencia con el piso que impone a las negociaciones. A su vez, estas últimas pueden afectar las brechas de remuneraciones efectivas entre personas de diferentes calificaciones/niveles educativos de diversas maneras y de forma adicional al impacto que reciben del salario mínimo.

El análisis se basó en la comparación entre, por un lado, las evoluciones de los niveles de los salarios mínimos y de los acordados en las negociaciones colectivas y, por el otro, entre las distribuciones de las remuneraciones de convenio y los premios a la educación de los salarios efectivos.

Uno de los resultados alcanzados es que en el periodo en estudio el salario mínimo no habría tenido efecto significativo sobre el proceso de disminución de las distancias entre las remuneraciones de los salarios negociados correspondientes a las diferentes categorías de los convenios, ya que no habría influido en la dinámica de la remuneración convencional promedio, ni de la correspondiente a los de las categorías menores. Solo se ha podido identificar un efecto del proceso negocial en sí mismo a lo largo de un breve tramo de ese periodo.

El salario mínimo evolucionó en algunos periodos de manera similar a las remuneraciones convencionales promedio, pero ello no debe considerarse en sí mismo como una evidencia sobre causalidad o influencia de aquel sobre los negociados. Entre 2002 y 2005, cuando la relación parece más estrecha, las convenciones estaban debilitadas y esa similar dinámica reflejó básicamente la política de aumentos de suma fija. Posteriormente, la evolución continuó siendo similar —al menos en algunos años— pero ello reflejaba que las negociaciones tripartitas que fijan el mínimo se llevaban a cabo, en general, con posterioridad al cierre de la mayoría de las negociaciones y tendían a convalidar los aumentos convencionales. Si bien cada convenio colectivo tiene su propia dinámica en cuanto al periodo en el que se acuerda un incremento salarial, entre marzo y junio, se concentra una parte muy significativa del calendario paritario. En este periodo acuerdan los incrementos salariales los convenios colectivos de mayor cobertura, en que se concentra la fracción más significativa del empleo registrado del sector privado. Por otra parte, entre 2004 y 2015, el Consejo del Salario Mínimo fue convocado por el Gobierno una vez finalizadas las paritarias salariales de los principales convenios colectivos sectoriales. En este sentido, de 12 convocatorias al Consejo efectuadas entre 2004 y 2015, once fueron realizadas en la segunda mitad del año, a partir de julio.

Más relevante aún para el objetivo de la investigación, el salario mínimo no tuvo una influencia diferencial y más directa sobre las remuneraciones de las categorías inferiores de cada convenio.

Por su parte, las negociaciones tampoco parecen haber influido mayormente en la dinámica de la desigualdad de las remuneraciones efectivas de los asalariados registrados privados con su influencia sobre los cambios en el premio a la educación. Solo entre 2002 y 2003 se observa un descenso tanto de este como de las brechas entre los salarios convencionales de las diferentes categorías dentro de cada rama. A su vez, las diferencias entre las remuneraciones promedios de los convenios, como el componente interrrama de la distribución de los sueldos y salarios, exhibieron evoluciones similares solo a lo largo de un periodo algo más prolongado (2002-2005).

Sin embargo, estas evoluciones parecidas no estarían reflejando estrictamente la influencia de la dinámica negocial, sino que reflejan la de la política de aumentos de suma fija. No se registraron aumentos salariales con la negociación colectiva en 2002, sin embargo, las paritarias salariales se fueron reconstituyendo paulatinamente a lo largo de los dos años siguientes.

Cabe destacar que la desigualdad intrarrama de los salarios convencionales creció a partir de 2003, lo que refleja que las negociaciones procuraron reestablecer las diferencias existentes en el momento de la puesta en marcha de la mencionada política de ingreso. El proceso negocial no tuvo como un objetivo generalizado mejorar relativamente los ingresos de aquellos con menores calificaciones y que se ubican en las categorías más bajas.

La reducción de la brecha entre las remuneraciones efectivas de los trabajadores cubiertos por las convenciones colectivas y aquellos que no lo están habría sido otro canal con el que las negociaciones pudieron haber contribuido a la disminución de la desigualdad de la distribución de las remuneraciones de los asalariados registrados.

En resumen, la caída inicial (2002-2005) de la concentración de las remuneraciones de los asalariados formales parece haber sido determinada en gran medida por las políticas de ingreso.

Las implicancias de los resultados que surgen de este trabajo deben considerarse cuidadosamente. Por un lado, ellas no deberían generalizarse temporalmente en tanto son específicas al momento analizado. La forma en que operan las instituciones está mediada por numerosas situaciones tanto económicas como de otro tipo que cambian en el tiempo. Por otro, el hecho de que haya afectado en escasa medida los cambios en la desigualdad —la temática analizada— no implica que esas instituciones no contribuyan a determinar otras variables como el *nivel* de la desigualdad o la evolución de las remuneraciones promedio. En este sentido, en la segunda sección, se hizo referencia a diferentes estudios que, incluso para Argentina, dan cuenta del hecho de que la existencia de convenciones colectivas está asociada a brechas salariales más reducidas, y que ello es más intenso cuando la negociación no se verifica en firma. Las convenciones, por otro lado, constituyen ámbitos que también permiten mejoras en diversas dimensiones de las condiciones laborales por encima de los establecidos por las normas.

RECONOCIMIENTOS

Los autores agradecen la valiosa colaboración de Carla Borroni, Ana Paula Monsalvo y Manuel Espro.

REFERENCIAS

1. Amarante, V., & Arim, R. (Eds.) (2015). *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
2. Amarante, V., Salas, G., & Vigorito, A. (2009). *El incremento del salario mínimo en Uruguay y sus impactos sobre el mercado de trabajo*. Trabajo presentado en la Network of Inequality and Poverty (NIP). Montevideo, Uruguay.
3. Beccaria, L. (2006). Notas sobre la evolución de la distribución de las remuneraciones en la Argentina. *Estudios del Trabajo*, 32, 3-27.
4. Beccaria, L. (2015). Perspectivas de formalización de la economía informal en Argentina. En F. Bertranou y L. Casanova (Coords.), *Caminos hacia la formalización laboral en Argentina* (pp. 185-207). Buenos Aires, Argentina: Organización Internacional del Trabajo.

5. Beccaria, L., & Maurizio, R. (2012). Reversión y continuidades bajo dos regímenes macroeconómicos diferentes: mercado de trabajo e ingresos en Argentina 1990-2010. *Desarrollo Económico: Revista de Ciencias Sociales*, 52(206), 205-228.
6. Beccaria, L., & Maurizio, R. (2019). Un análisis dinámico de los flujos de entrada a la formalidad en América Latina. *Revista de Economía Laboral*, 15(2), 8-56.
7. Beccaria, L., Maurizio, R., & Vázquez, G. (2015). Recent decline in wage inequality and formalization of the labour market in Argentina. *International Review of Applied Economics*, 29(5), 677-700. <https://doi.org/10.1080/02692171.2015.1054369>
8. Bertranou, F. M., Casanova, L., & Sarabia, M. (2013). *Dónde, cómo y por qué se redujo la informalidad laboral en Argentina durante el periodo 2003-2012*. Buenos Aires, Argentina: Organización Internacional del Trabajo.
9. Bosch, M., & González Velosa, C. (2013). *The role of minimum wages on the decline of earnings inequality in Brazil*. Trabajo presentado en la XX Meetings of the LACEA/IADB/WB/UNDP Research Network on Inequality and Poverty, Washington, D. C., EE. UU.
10. Calmfors, L., & Driffill, J. (1988). Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance. *Economic Policy*, 3(6), 13-61.
11. Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2004). Unions and wage inequality. *Journal of Labor Research*, 25(4), 519-559.
12. Casanova, L., & Alejo, J. (2015). *El efecto de la negociación colectiva sobre la distribución de los ingresos laborales: evidencia empírica para Argentina en los años dos mil*. Buenos Aires, Argentina: Organización Internacional del Trabajo.
13. Cornia, G. A. (2012). *Inequality trends and their determinants: Latin America over the period 1990-2010* (Working Paper, 9). WIDER.
14. Cruces, G., & Gasparini, L. (2010). A distribution in motion: The case of Argentina. En L. López-Calva & N. Lustig (Eds.), *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Washington, D. C., EE. UU.: Brookings Institution.
15. Dell'Aringa, C., & Pagani, L. (2007). Collective bargaining and wage dispersion in Europe. *British Journal of Industrial Relations*, 45(1), 29-54.
16. Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2011). Decomposition methods in economics. En O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (vol. 4, pp. 1-102). North-Holland, Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
17. Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2007). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2), 28. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>

18. Freeman, R. B. (1981). *Union wage practices and wage dispersion within establishments* (Working Paper, 752). NBER.
19. Gasparini, L., & Lustig, N. (2011). *The rise and fall of income inequality in Latin America* (Documento de Trabajo, 118).
20. Gottschalk, P., & Smeeding, T. M. (1997). Cross-national comparisons of earnings and income inequality. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 633-687.
21. Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1), 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
22. Lustig, N., Lopez-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2012). *Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6248>
23. Marshall, A. (2009). Desigualdad interindustrial de salarios, 2003-2008: reversión a los patrones históricos. *Estudios del Trabajo*, 37.
24. Martínez Correa, J., Lombardo, C., & Bentivegna, M. B. (2018). *Convenio colectivo, sindicatos y dispersión salarial: evidencia de Argentina* (Documento de Trabajo, 232). Cedlas.
25. Maurizio, R. (2014a). *El impacto distributivo del salario mínimo en la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
26. Maurizio, R. (2014b). Formalización del empleo en Argentina durante la década del 2000: un análisis de sus factores determinantes. En R. Rofman (Ed.), *La protección social en Argentina: el rol de las provincias* (pp. 69-139). Buenos Aires, Argentina: Banco Mundial.
27. Maurizio, R. (2015). Transitions to formality and declining inequality: Argentina and Brazil in the 2000s. *Development and Change*, 46(5), 1047-1079. <https://doi.org/10.1111/dech.12195>
28. Murphy, K. M., & Welch, F. (1993). Occupational change and the demand for skill, 1940-1990. *The American Economic Review*, 83(2), 122-126.
29. Rowthorn, R. E. (1992). Centralisation, employment and wage dispersion. *The Economic Journal*, 102(412), 506-523. <https://doi.org/10.2307/2234288>
30. Salvia, A., & Vera, J. (2011). *Heterogeneidad estructural y desigualdad económica: el patrón de distribución de los ingresos y los factores subyacentes durante dos fases de distintas reglas macroeconómicas*. Trabajo presentado en el Congreso de la Asociación Argentina de Estudios del Trabajo, Buenos Aires, Argentina.
31. Soskice, D. (1990). Wage determination: The changing role of institutions in advanced industrialized countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 6(4), 36-61.

32. Szlechter, D., Blugerman, L., & Cozza, E. (2016). El trabajo managerial. Las particularidades locales de un modelo hegemónico. *Question*, 1(50), 173-193.
33. Trajtemberg, D. (2009). El impacto de la determinación colectiva de salarios sobre la dispersión salarial. *Trabajo, Estudios Laborales*, 8.
34. Traxler, F., & Brandl, B. (2009). *The economic effects of collective bargaining coverage*. Ginebra, Suiza: International Labour Office.
35. Trujillo, L., & Villafañe, S. (2011). Dinámica distributiva y políticas públicas: dos décadas de contrastes en la Argentina contemporánea. En M. Novick & S. Villafañe (Eds.), *Distribución del ingreso: enfoques y políticas públicas desde el Sur* (pp. 227-262). Buenos Aires, Argentina: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

ANEXO 1

El método de descomposición basada en ecuaciones RIF

La propuesta de Firpo et al. (2007) permite computar los efectos parciales de cambios en la distribución de covariables sobre diferentes funcionales v . Hace posible, entonces, no solo descomponer la media, sino también en otros estadísticos (p. ej., el Gini).

Formalmente, es posible expresar el cambio total de v entre el momento $T = 0$ y $T = 1$ como:

$$\Delta_O^v = v\left(F_{(w_1|T=1)}\right) - v\left(F_{(w_0|T=0)}\right) \quad (1)$$

donde $F_{(w_1|T=1)}$ es la función de distribución conjunta de ingreso y covariables en el momento 1, mientras que $F_{(w_0|T=0)}$ corresponde al momento 0.

El cambio total en el funcional puede ser descompuesto entre el efecto “composición” (Δ_C^v) y el efecto “retorno” (Δ_S^v). El primero mide el cambio total explicado por modificaciones en los atributos y mantiene constante la estructura de remuneraciones entre dos momentos del tiempo. El segundo efecto evalúa los impactos de los cambios en los retornos y mantiene constante la estructura de características.

Es decir:

$$\Delta_O^v = \left[v\left(F_{(w_0|T=1)}\right) - v\left(F_{(w_0|T=0)}\right) \right] + \left[v\left(F_{(w_1|T=1)}\right) - v\left(F_{(w_0|T=1)}\right) \right] \quad (2)$$

donde $F_{(w_0|T=1)}$ es la distribución contrafactual, esto es, aquella distribución de salarios en $T = 0$ si las características hubieran sido las de $T = 1$.

Además, para estimar la contribución individual de cada atributo al cambio en el funcional, en este caso, el Gini, a través del efecto composición o retorno, se aplica el concepto de *función de influencia recentrada* (RIF, por sus siglas en inglés), que se define como:

$$RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v) \quad (3)$$

donde F es la función de distribución de la variable de interés (en este caso, los ingresos horarios de los asalariados) e IF es la función de influencia.

Dado que la esperanza matemática de la función de influencia recentrada resulta en el parámetro de interés, es posible reescribir cada uno de los efectos como:

$$\Delta_C^v = E_X \left[E \left[\left(RIF(y_0; v) \right) | X, T = 1 \right] \right] - E_X \left[E \left[\left(RIF(y_0; v) \right) | X, T = 0 \right] \right] \quad (4)$$

$$\Delta_S^v = E_X \left[E \left[\left(RIF(y_1; v) \right) | X, T = 1 \right] \right] - E_X \left[E \left[\left(RIF(y_0; v) \right) | X, T = 1 \right] \right] \quad (5)$$

Finalmente, suponiendo por conveniencia $E[RIF(Y;v)|X] = X'\gamma^v$, y sustituyendo las expresiones anteriores por sus respectivas proyecciones lineales, se obtiene:

$$\Delta_C^v = E(X|T=1)' \gamma_{0I1}^v - E(X|T=0)' \gamma_0^v \equiv \left(E(X|T=1)' - E(X|T=0)' \right) \gamma_0^v + SPE^v \quad (6)$$

$$\Delta_S^v = E(X|T=1)' \gamma_1^v - E(X|T=1)' \gamma_{0I1}^v \equiv E(X|T=1)' (\gamma_1^v - \gamma_{0I1}^v) + RWE^v \quad (7)$$

La ecuación (6) que refiere al efecto “composición”, puede, a su vez, expresarse considerando el término SPE^v , que contabiliza el error de aproximación originado en el hecho de que el procedimiento provee solo una aproximación de primer orden (lineal) de tal efecto. Por último, a los efectos de observar la contribución de cada covariable, el primer término de la expresión puede formularse como:

$$\sum_{k=1}^K \left(E(X^k|T=1)' - E(X^k|T=0)' \right) \gamma_{0,k}^v \quad (8)$$

Cada término en la suma puede ser interpretado como el efecto sobre el cambio en el Gini de la modificación temporal en la distribución de la covariable k -ésima y mantener fija la estructura salarial vigente en $T=0$.

La expresión (7) refiere al efecto “retorno”; este es un efecto puro porque está exento de los eventuales cambios en la distribución de los atributos.

A su vez, como en el primer caso, este efecto también admite una reexpresión y considera el término RWE^v , que refleja en este caso el error de reponderación. Este se debe a que al estimar los contrafactuales no necesariamente se replican exactamente los atributos de $T=1$.

Finalmente, la contribución de cada variable a la explicación del efecto “retornos” se obtiene reemplazando la última ecuación por la siguiente:

$$\left(\gamma_{1,0}^v - \gamma_{0I1,0}^v \right) + \sum_{k=1}^K E(X^k|T=1)' \cdot \left(\gamma_{1,k}^v - \gamma_{0I1,k}^v \right) \quad (9)$$

Por tanto, cada término de la sumatoria anterior representa la contribución de cada covariable a la diferencia de “retornos” considerando la distribución de X en $T=1$. Asimismo, el primer término $\left(\gamma_{1,0}^v - \gamma_{0I1,0}^v \right)$ representa el efecto “retorno” atribuible al grupo omitido.

ESTABILIDAD FINANCIERA Y DECISIONES DE LOS BANCOS CENTRALES: CASO COLOMBIA, MÉXICO, PERÚ Y CHILE

José Mauricio Gil-León

Gil-León, J. M. (2020). Estabilidad financiera y decisiones de los bancos centrales: caso Colombia, México, Perú y Chile. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 765-793.

Este artículo pretende explicar la respuesta de los bancos centrales a la estabilidad financiera con información de cuatro países de América Latina entre 2000 y 2017. Se estiman funciones de reacción en su forma básica y ampliada, lo que evidencia respuestas consistentes con el régimen de meta de inflación, aunque con respuestas variadas al ciclo económico, al comportamiento del tipo de cambio y al ciclo del crédito. También, mediante estimaciones de dos modelos panel VAR, se hace manifiesto que la acumulación de reservas internacionales se efectúa por motivo de precaución, pero la vulnerabilidad financiera persiste por los choques de flujos de capital.

Palabras clave: estabilidad financiera; inflación objetivo; bancos centrales; crisis financiera.

JEL: E32; E44; E58; G01.

J. M. Gil-León

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia (UPTC), Colombia.

Correo electrónico: josemauricio.gil@uptc.edu.co

Sugerencia de citación: Gil-León, J. M. (2020). Estabilidad financiera y decisiones de los bancos centrales: caso Colombia, México, Perú y Chile. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 765-793. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76535>

Este artículo fue recibido el 30 de noviembre de 2018, ajustado el 13 de marzo de 2019 y su publicación aprobada el 15 de marzo de 2019.

Gil-León, J. M. (2020). Financial stability and central bank decisions: Colombia, Mexico, Peru and Chile case. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 765-793.

This paper aims to explain the response of central banks to financial stability, using information from 4 different countries in Latin America between 2000 and 2017. Reaction functions are estimated in their basic and extended form, evidencing responses consistent with the inflation targeting regime, although varied responses to: the economic cycle and the behaviour of the exchange rate and the credit cycle. Also, through estimations of two panel VAR models, it is evident that the accumulation of international reserves is carried out as a precaution, but financial vulnerability persists due to capital flows shocks.

Keywords: Financial stability; target inflation; central banks; financial crisis.

JEL: E32; E44; E58; G01.

Gil-León, J. M. (2020). Estabilidade financeira e decisões dos bancos centrais: caso Colômbia, México, Perú e Chile. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 765-793.

Este artigo pretende explicar a resposta dos bancos centrais para a estabilidade financeira com informação de quatro países da América Latina entre 2000-2017. Estima-se funções de reação em sua forma básica ampliada, o que evidencia respostas consistentes com o regime de meta de inflação, ainda que com respostas variadas ao ciclo econômico, ao comportamento do tipo de câmbio ao ciclo do crédito. Também, mediante estimativas de dois modelos painel VAR, manifesta-se que a acumulação de reservas internacionais faz-se efetiva por motivo de precaução, mas a vulnerabilidade financeira persiste pelos choques de fluxos de capital.

Palavras-chave: estabilidade financeira; inflação objetivo; bancos centrais; crise financeira.

JEL: E32; E44; E58; G01.

INTRODUCCIÓN

Las consecuencias de la crisis financiera internacional de 2008 y los escenarios de vulnerabilidad financiera en economías emergentes, principalmente por choques externos negativos, han llevado a los bancos centrales a diseñar un marco de política propio para responder a condiciones de riesgo sistémico. Las propuestas de política van, desde la construcción de herramientas macroprudenciales (relacionadas con el establecimiento de límites a la acumulación de riesgos sistémicos), como los requisitos de apalancamiento sugeridos en el acuerdo de Basilea III (último acuerdo de supervisión bancaria) o lo descrito en la Ley Dodd-Frank en los Estados Unidos (reforma de Wall Street), hasta la consideración de la estabilidad financiera dentro de los objetivos de política tradicionales, como es la respuesta de la tasa de interés a desequilibrios financieros, los cambios en la tasa de encaje por el deterioro en la calidad de la cartera o las variaciones de las reservas internacionales en el momento de la aparición de choques externos.

En general, la inestabilidad financiera es explicada en Minsky (1977) como un proceso natural en el sistema económico, dado que la euforia en la demanda es financiada con un mayor acceso de crédito por parte de los agentes, lo que conlleva una burbuja de precios de activos. Este auge retrocede cuando aparece el incumplimiento en el pago de la deuda, que mina la confianza y desencadena escenarios de crisis financiera.

En países emergentes, el patrón es similar, aunque la literatura considera principalmente tres aspectos que ocurren antes del surgimiento de la crisis: a) *booms* en el mercado de crédito (Borio y Lowe, 2002), b) inflación de burbujas en el mercado de activos (Christiano, Ilut, Motto y Rostagno, 2010) y c) bonanzas en la entrada de capitales externos (Reinhart y Reinhart, 2009; Reinhart y Rogoff, 2011). Lo anterior se revierte cuando ocurren fuertes e inesperadas salidas de capital extranjero, a lo que Calvo (1998) denomina *sudden stops*. Este fenómeno brinda las condiciones para el surgimiento de la crisis financiera, debido a la desvalorización de los activos y la contracción en el crédito (*credit crunch*). Este artículo asume la definición de estabilidad financiera de Schinasi (2005), que se refiere al correcto funcionamiento del sistema de pagos, en el que los precios de los activos están en equilibrio con su valor fundamental, no hay *booms* de crédito, la calidad de los pasivos es adecuada y también existe capacidad de pago de los compromisos en moneda extranjera.

Lo expuesto ha llevado a los bancos centrales a considerar dentro de sus objetivos la política de estabilidad financiera. Así es que, en el artículo, se pretende identificar la respuesta de los instrumentos utilizados por los bancos centrales a las variables relacionadas con la estabilidad financiera, tales como los *booms* de crédito y la desviación del tipo de cambio de su tendencia. Los países como caso de estudio (Colombia, Perú, Chile y México) se caracterizan por ser economías emergentes y seguir un régimen de metas de inflación, lo que los hace muy similares desde el punto de vista del desarrollo económico y la política monetaria. El resultado

llevará a inferir qué tipo de postura de política se tiene respecto del papel de la vulnerabilidad financiera.

Este artículo se divide en seis secciones, de modo que la introducción es la primera. En la segunda sección, se aborda una revisión de literatura sobre el papel que tiene la estabilidad financiera en las decisiones de política de los bancos centrales. En la tercera, se define el marco de política de los bancos centrales en materia de estabilidad financiera. En la cuarta, se realiza la estimación de las funciones de reacción básicas y ampliadas a las variables de estabilidad financiera. En la quinta, se estima la respuesta de las reservas internacionales a la depreciación de la moneda y a desequilibrios externos. Finalmente, se formulan algunas conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

La intención de minimizar la exposición de la economía a las crisis financieras ha sido un problema de los bancos centrales, y en la literatura económica es un tema abordado por diversos economistas desde el papel de la liquidez, tales como Bagehot (1873) y Friedman y Schwartz (1963), quienes señalan la necesidad de que los bancos centrales involucren dentro de sus objetivos el compromiso de ser prestamista de última instancia, y por tanto, cuando los bancos comerciales presenten problemas de liquidez, los bancos centrales acudan a la compensación. Sin embargo, existen tres discusiones al respecto más amplias en materia de objetivos e instrumentos.

Ciclo financiero y política monetaria

En la literatura, se reconoce que la propagación de la inestabilidad financiera se debe a las restricciones de financiamiento cuando ocurre un fuerte descenso de los precios de los activos dentro del ciclo financiero (Bernanke, 1983; Bernanke, Gertler y Gilchrist, 1999). El ascenso de estos precios explica el surgimiento de burbujas que, según su origen, puede provenir desde los bancos o desde los ahorradores, de modo que es el primero de mayor impacto negativo en el momento de su estallido sobre la actividad económica real (Aoki y Nikolov, 2015). Bernanke y Gertler (2000) introducen los precios de los activos en la regla de política, pero la dificultad para pever la formación de burbujas y su posterior reversión hace innecesaria la respuesta a estos precios y, por tanto, el banco central puede continuar respondiendo en su forma convencional. La misma conclusión es obtenida por López (2015) en un modelo para una economía pequeña y abierta.

Contrario a lo anterior, Cecchetti, Genberg y Wadhwani (2002) incluyen nueva evidencia con una especificación similar. El análisis teórico lleva a sugerir la necesidad de la inclusión de los precios de los activos de una manera explícita dentro de los objetivos de política monetaria, debido a que la respuesta tradicional no es suficiente para contrarrestar el surgimiento de una burbuja financiera, y causa volatilidad macroeconómica. Este es el mismo argumento de Borio y Lowe (2002), al

señalar que para garantizar la estabilidad financiera, no es suficiente mantener una inflación baja y estable, y por ello los bancos centrales deben actuar de manera preventiva respecto de los efectos de la burbuja y elevar tasas de interés cuando surja el proceso especulativo. Esta hipótesis es evaluada por Gil (2015), mediante un modelo que incluye hogares y bancos con garantías ligadas al valor de los activos, con el que se deduce cómo la respuesta del banco central al comportamiento del valor de los activos reduce la volatilidad del ciclo económico.

Al respecto, Galí (2014) discute teóricamente la condición para la respuesta de política a la burbuja de precios de activos y señala que en condiciones de equilibrio entre la estabilidad de la burbuja de precios de activos y la estabilidad de la demanda agregada actual la respuesta de política óptima es un aumento de la tasa; pero, si la burbuja es demasiado grande, su volatilidad se eleva cuando la respuesta es positiva, porque no hay equilibrio entre la demanda agregada actual y futura, lo que justificaría una respuesta negativa de la tasa de política. Esta misma respuesta no lineal ocurre cuando se discute el caso de una economía con apertura de capitales, porque, en un entorno donde los flujos de capital son relevantes en la formación de los ciclos de precios de activos, el aumento de la tasa de interés no es adecuado debido al efecto interno negativo, y por esto la medida óptima es reducir la tasa de interés (Menna y Tobal, 2018).

En síntesis, la respuesta del banco central cuando aparecen desequilibrios financieros es llamada *leaning against the wind* (LAW). Esta postura es defendida por Borio (2014), cuando considera como fundamental la inclusión de medidas del ciclo financiero en la regla de política, que, bajo una condición en la que la autoridad monetaria es tolerante a las desviaciones de la inflación fuera de la meta, aparecen ganancias como estabilidad del producto, no afectación de la inflación, respuesta creíble a escenarios de crisis financiera y mayor margen de maniobra en el momento de la reversión de la economía. Sin embargo, la posición opuesta al LAW está dada por Svensson (2017), al mencionar que la postura, a pesar de reducir el crecimiento de la deuda real y la probabilidad de una crisis financiera, los costos son altos, debido a que las economías tienden a estar más débiles tanto si no ocurre la crisis como si lo hace.

Inflación objetivo y estabilidad financiera

En el régimen de inflación objetivo (IO), no se tiene incluida la estabilidad financiera de manera explícita dentro de los objetivos del banco central, pero es posible evaluar la consistencia entre el cumplimiento del objetivo final de inflación baja y esta estabilidad. El análisis de consistencia es realizado por Barrett, Kokores y Sen (2016), que, con un análisis de teoría de juegos, deducen equilibrios separadores en momentos de inflaciones altas, debido a la disrupción de los objetivos de control de inflación y la estabilidad financiera. En momentos de baja inflación, el equilibrio es agrupador; por tanto, una inflación baja es consistente con objetivos de estabilidad financiera, y así un banco central preocupado por el control de la inflación refuerza la estabilidad en el sistema.

Fouejieu (2017), con información de 26 mercados emergentes, trece con inflación objetivo y trece sin este esquema, evidencia cómo los países con un régimen de IO garantizan la estabilidad del sistema financiero, mientras sean capaces de cumplir con su principal objetivo. El análisis permite deducir una mayor reacción a la vulnerabilidad financiera de los países sin el régimen de IO respecto de los países que sí lo tienen; aunque esto también demuestra que los países con mayor fragilidad en su sector financiero no han podido adoptar un régimen de política más exigente.

Se ha reconocido la importancia de la transparencia en un esquema de IO para crear un canal eficiente de expectativas (Svensson, 2010) y, por ello, es relevante la relación entre transparencia y estabilidad financiera. Para Horvath y Vaško (2016), la relación es no lineal; es decir, un nivel de transparencia demasiado alto no es bueno para la estabilidad, en el sentido que las autoridades monetarias no asumen posiciones discrecionales para evitar una crisis.

La transparencia se asocia a las características de las instituciones que permitan generar credibilidad y, por ello, Fazio, Silva, Tabak y Cajueiro (2018) definen la relación no lineal entre la calidad de las instituciones y la estabilidad financiera, por lo que con información de 66 países entre 1998 y 2014 deducen una relación negativa entre estabilidad financiera y niveles bajos y niveles muy altos de calidad de las instituciones, aunque niveles no demasiado altos lleva a que la relación sea positiva. El efecto de los niveles bajos se explica por la baja transparencia de la política económica, debido a que en países con instituciones débiles los objetivos de política del banco central no son creíbles. El efecto de los niveles muy altos de calidad institucional se asocia a la paradoja de la credibilidad de la meta de inflación. La paradoja señala que los bancos centrales de países con inflaciones bajas y estables no consideran la estabilidad financiera como un compromiso y, por eso, no es posible identificar anticipadamente burbujas que posteriormente detonan en crisis financieras (Amato y Shin, 2003; Borio y Lowe, 2002).

Un consenso tanto en economías avanzadas como emergentes ha sido propiciar la estabilidad monetaria y financiera de sus economías. Sin embargo, las economías emergentes tienen sus preocupaciones particulares, porque deben considerar políticas que eviten las crisis cuando los precios de los *commodities* suben e inciden en la formación de bonanzas de flujos de capital (Schmidt-Hebbel, 2011).

Respecto de lo mencionado, Ocampo (2013) argumenta sobre cómo la exposición de los mercados emergentes a los ciclos externos lleva a las economías a tener dominancia de la balanza de pagos, en que las autoridades económicas tienden a fijar posturas procíclicas. Un caso son los efectos globales de la política monetaria de las economías avanzadas, que Hoffmann y Urbansky (2015) evidencian con información de países desarrollados y emergentes entre 1980 y 2013, tras lo cual encuentran que los cambios discrecionales de la política monetaria de las economías avanzadas exagera la generación de episodios de vulnerabilidad financiera en las economías emergentes (la perspectiva del trabajo es hayekiana).

Lo anterior genera una discusión entre el cumplimiento del objetivo de inflación, la estabilidad del ciclo económico y la estabilidad financiera, porque el deterioro de las condiciones externas (como el descenso en los precios de los *commodities* o la política contractiva de las economías avanzadas) ocasiona la depreciación de la moneda y el aumento en la inflación por efecto de los bienes transables e intermedios importados. La inflación conduce a la aplicación de una política monetaria contractiva que afecta negativamente las condiciones internas y la estabilidad. A pesar de lo señalado, los países con esquemas de IO tienen una respuesta con menores traumatismos a los choques externos que aquellas economías con regímenes de tipo de cambio fijo, aunque con sacrificio en la estabilidad del tipo de cambio (Hove, Touna y Tchana, 2016).

La política de estabilidad financiera

La literatura reciente señala que la toma de riesgos de los bancos ha aumentado mientras los respectivos países tienen una política monetaria expansiva. Esto lo evidencia Cecchetti, Mancini-Griffoli y Narita (2017), con información de 1000 instituciones bancarias y no bancarias en 22 países durante quince años. En el trabajo, la discusión gira alrededor del papel de la política monetaria en la vulnerabilidad financiera, y refleja resultados asimétricos, porque, a diferencia de la postura expansiva (eleva la vulnerabilidad), la contractiva no reduce el nivel de vulnerabilidad. Por tanto, Cao y Chollete (2017) muestran la necesidad de una autoridad de supervisión financiera para cumplir con el objetivo de estabilidad financiera separada de la autoridad monetaria. Esto justifica la formulación de nuevos esquemas operativos de intervención mediante instrumentos macroprudenciales.

Los instrumentos macroprudenciales tienen como objetivo reducir la prociclicidad del crédito, para que en momentos de expansión económica los bancos que tienden a elevar a mayor ritmo el crecimiento del crédito no lo hagan (López, Tenjo y Zárate, 2014; Valencia y Bolaños, 2018), por lo que la utilización de los instrumentos macroprudenciales (provisiones dinámicas contracíclicas, encaje, requisitos de capital bancario, entre otros) no obstruye el uso de las tasas de interés para la búsqueda de objetivos de política monetaria, sino que complementa el resultado (Montoro y Moreno, 2011; Sámano, 2011). Esto implica la importancia de la coordinación entre la política monetaria y la política macroprudencial, y reconocer que en algunos escenarios entran en conflicto (Malovana y Frait, 2017).

La evaluación de las implicaciones de las medidas macroprudenciales la realiza Cerutti, Claessens y Laeven (2017), con una muestra de 119 países entre 2000 y 2013, a fin de estimar la efectividad de estas medidas. Por tanto, en las economías emergentes, existe una recurrencia con mayor frecuencia a estas medidas que en las economías desarrolladas, aunque las primeras acuden más a medidas asociadas a divisas y las segundas a medidas de regulación del crédito. No obstante, Tovar, García-Escribano y Vera-Martin (2012) evidencian que cuando los bancos centrales de América Latina han utilizado los requerimientos de encaje (medidas de

regulación del crédito), los resultados son bajos, porque los efectos que tienen son moderados, transitorios y complementarios con la política monetaria. Estos instrumentos funcionan mejor en países con mayor desarrollo financiero y mayor apertura económica (Cerutti et al., 2017).

La conclusión de Cerutti et al. (2017), Akinci y Olmstead-Rumsey (2018) y Fendoğlu (2017) es que la política macroprudencial tiene impacto en momentos de auge para estabilizar el ciclo financiero, pero en momentos de crisis económica se pierde esta efectividad, con lo que se infiere que los instrumentos son útiles en la prevención y no para mitigación de las crisis.

MARCO DE POLÍTICA DE ESTABILIDAD FINANCIERA

Los bancos centrales de los países analizados se caracterizan por seguir un régimen de meta de inflación de manera explícita. Los países en mención tienen tipos de cambio flexibles, lo que es un insumo necesario dentro de la definición del trilema de política monetaria, porque se asegura la absorción de los choques externos. En Chile (Valdés, 2007), México (Galindo y Ros, 2006) y Colombia (Gómez, Uribe y Vargas, 2002; Hamann-Salcedo, Hofstetter y Urrutia-Montoya, 2014), se adoptó el régimen desde 1999, mientras las economías emergentes enfrentaban una serie de turbulencias financieras. En Perú, se tomó desde 2002 (Armas y Grippa, 2005) en medio de un proceso de desdolarización financiera de la economía, lo que dificulta mantener la flotación (Rossini y Vega, 2007; Winkelried y Castillo, 2010).

En los países se establece una meta de inflación y se pretende que el producto siga una senda estable, lo que lleva a la discusión de la conveniencia de un objetivo adicional de estabilidad financiera. Sin embargo, en la operativización del esquema de metas de inflación, los bancos han definido criterios asociados al comportamiento de los indicadores ligados a las condiciones de vulnerabilidad financiera. La misma condición de flexibilidad cambiaria es una política en favor de la estabilidad financiera, aunque existen riesgos implícitos, como el *pass-through* del tipo de cambio a la inflación o la vulnerabilidad financiera ligada al descalce cambiario (Rossini, Quispe y Rodríguez, 2013). El anclaje de la inflación a la meta y la menor exposición al riesgo cambiario reduce tanto el *pass-through* como la relación entre la fragilidad financiera y la depreciación cambiaria, lo que disminuye el temor a la flotación (Calvo y Reinhart, 2002; De Gregorio y Tokman, 2005).

Los cuatro bancos centrales tienen interés en vigilar la situación de la estabilidad financiera en el país, por el papel que tiene en la efectividad de la política monetaria a través del canal del crédito, en que las condiciones negativas conducen a una menor incidencia de las decisiones de política en las variables financieras y reales de la economía. El interés se refleja en la publicación periódica de informes de estabilidad financiera, en que se realiza el diagnóstico sobre la situación del

mercado financiero y se advierte de las nuevas vulnerabilidades con repercusiones sistémicas. El informe ha sido publicado por el Banco de la República de Colombia desde 2002, el Banco Central de Chile desde 2004, el Banco Central de México desde 2006 y el Banco Central de la Reserva de Perú desde 2007.

Las funciones de política de estabilidad financiera (política macroprudencial) en la mayoría de los países recae en instituciones diferentes del banco central, como las superintendencias relacionadas con el sector financiero o consejos (comités) de estabilidad financiera (Cihak, Muñoz, Sharifuddin y Tintchev, 2012). En Perú y Colombia, son las superintendencias, los ministerios de hacienda y los bancos centrales los encargados de estas medidas, mientras en México y Chile existe un consejo conformado por las instituciones señaladas para centralizar los objetivos.

Tovar et al. (2012) y Jácome (2013) evidencian que los instrumentos de política macroprudencial más usados en los países mencionados son:

- Las provisiones dinámicas contracíclicas: este instrumento permite moderar el crecimiento del crédito en momentos de auge de la economía, y en desaceleración económica absorbe el aumento en las pérdidas crediticias.
- Los requisitos de encaje sobre depósitos bancarios: se garantiza la confianza de los depositantes y reduce el riesgo de corridas bancarias. Este instrumento lo definen directamente los bancos centrales.
- Límites en la relación préstamos a valor del activo: estos límites moderan el nivel de apalancamiento de los bancos.
- Los requerimientos sobre pasivos externos de corto plazo: tiene como objetivo reducir la exposición al riesgo de pasivos no básicos, como el endeudamiento en moneda extranjera.
- Herramientas de cobertura del riesgo cambiario: se utilizan opciones, *swaps*, entre otros, para reducir la exposición al riesgo cambiario.
- Límites a la posición neta en derivados del mercado cambiario: controlan los procesos especulativos y la volatilidad del tipo de cambio.

FUNCIÓN DE REACCIÓN DE LOS BANCOS CENTRALES

Especificación del modelo

La estimación de la función de reacción del banco central con el instrumento de política monetaria se modela con la ecuación de la regla de Taylor, tanto en su forma tradicional como en una forma ampliada. El modelo básico refleja la estructura determinada en la regularidad empírica de Taylor (1993) y en la solución dada en Clarida, Gali y Gertler (1999) al problema de minimización de la función de pérdidas del banco central. La ecuación se define como:

$$i_t = \gamma i_{t-1} + (1-\gamma) \left(r_n + \pi^* + \theta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \theta_y y_t \right) + \mu_t \quad (1)$$

En la ecuación (1) se expresa la reacción de la política monetaria (i_t) a la desviación de sus objetivos implícitos, tales como la brecha de la inflación, medida con la desviación de la inflación anualizada (π_t) respecto de la meta (π^*), y la brecha del producto (y_t). En el momento en que las brechas se cierran, la tasa de política tiende en el tiempo a ser la tasa de interés neutral, es decir, la suma entre la tasa de interés real natural (r_n) y la meta de inflación. También se asume el movimiento suavizado en la tasa de política ($\gamma > 0$), debido a una tasa de interés fijada por el banco central dependiente de las decisiones pasadas. Este suavizamiento es necesario para evitar cambios bruscos que puedan debilitar la estabilidad en el crecimiento económico, lo que reduce los costos de las acciones de política e influye con mayor fuerza en el canal de expectativas (Williams, 1999; Woodford, 1999).

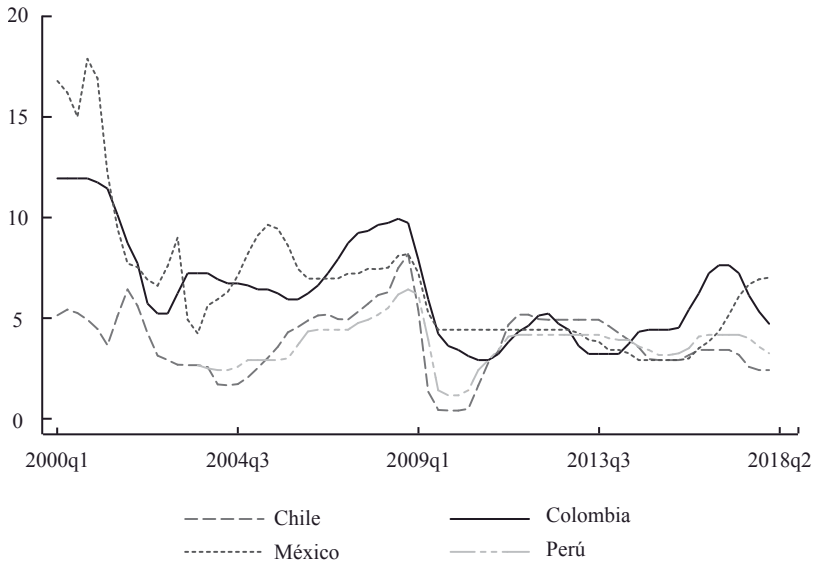
La respuesta del banco central a la brecha de la inflación es medida con θ_π y al ciclo económico θ_y . Las decisiones serán estabilizadoras cuando $\theta_\pi > 1$ y $\theta_y > 0$. Esto significa que una brecha de inflación positiva induce al banco central a elevar en mayor proporción la tasa de interés nominal, y las decisiones de política monetaria siguen una postura contracíclica. Lo anterior se denomina principio de Taylor (Clarida, Gali y Gertler, 2000).

Las estimaciones se realizan por país con datos trimestrales entre 2000 y 2017. Los datos se obtienen de las bases estadísticas de los respectivos bancos centrales. La variable dependiente es la tasa de interés repo (es el costo de la provisión de liquidez a los bancos) fijada por las autoridades monetarias en el momento de tomar decisiones de política monetaria, y sus variaciones se transmiten a través del mercado interbancario (véase comportamiento en Figura 1). La brecha de la inflación se calcula con la diferencia entre la inflación anualizada de cada trimestre y la meta de inflación anual fijada por el banco central (véase Figura 2). La brecha del producto se estima de la diferencia entre el logaritmo natural del PIB a precios constantes (la base la establece cada país) y el logaritmo natural del producto tendencial (obtenido mediante el filtro de Hodrick-Prescott) (Figura 3).

El análisis de regresión se realiza con el método generalizado de momentos (MGM), debido a la presencia de endogeneidad en la estructura de la ecuación (1), por la relación entre las variables explicativas pasadas con la tasa de política presente y rezagada, que genera un sesgo de simultaneidad y valores de coeficientes incorrectos. El sesgo en el resultado de la estimación de coeficientes ocurre por los mecanismos de transmisión de la política monetaria que operan en el tiempo. En la estimación con el MGM, se acude a restricciones de ortogonalidad, y el estimador se obtiene de un proceso de optimización no lineal. Con el MGM, los estimadores son consistentes y con distribución asintótica normal. Los coeficientes se estiman con errores consistentes a heterocedasticidad y autocorrelación (HAC), y se consideran como variables instrumentales entre 6 y 10 rezagos de las variables incluidas. Los modelos se validan con la prueba de sobreidentificación J de Hansen.

Figura 1.

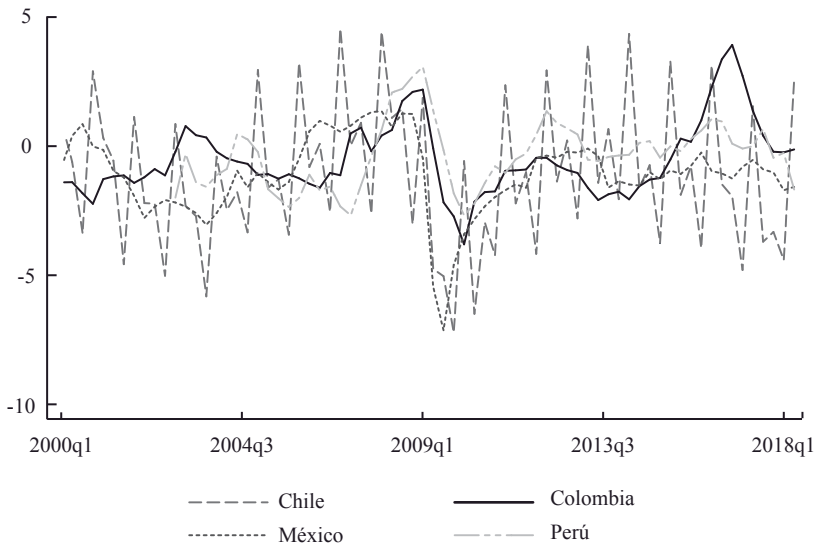
Tasa de interés de política (porcentaje)



Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Figura 2.

Brecha de inflación de los países (porcentaje)

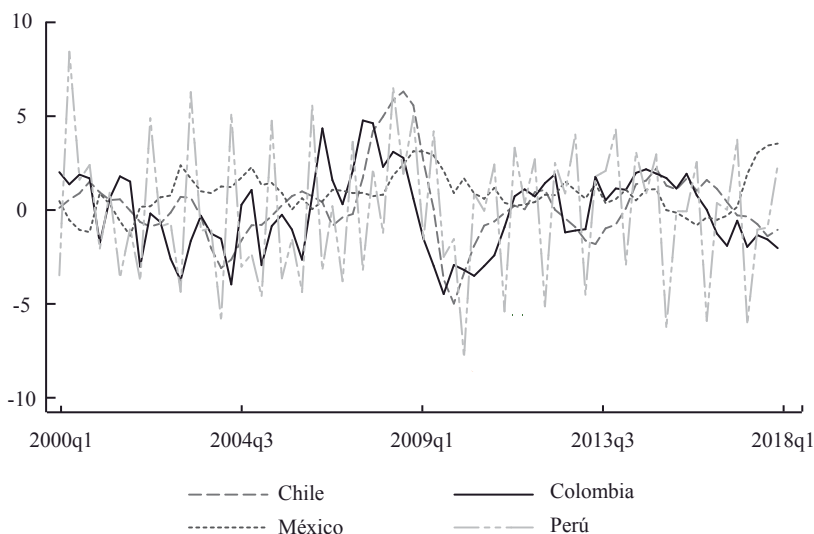


*Se estima con la diferencia entre la inflación anualizada y la meta de inflación.

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Figura 3.

Brecha del producto de los países (porcentaje)



*Se estima con la diferencia entre el logaritmo natural del PIB y su filtro de Hodrick-Prescott.
Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

La búsqueda de la estabilidad financiera por los bancos centrales en los países emergentes lleva a la ampliación de su función de reacción. Por un lado, se incluye el comportamiento del tipo de cambio como se hace en García, Restrepo y Roger (2011), por ser fuente de vulnerabilidad financiera, mientras exista alto nivel de financiamiento en moneda extranjera un choque externo negativo que deprecie la moneda local deteriora el balance de los agentes. Esto ocurrió en varios países emergentes en las décadas de 1980 y 1990. Además, se adiciona la brecha del crédito, porque es la variable directamente relacionada con las condiciones financieras y, por ello, su expansión trae consigo riesgos, tales como el deterioro en su calidad cuando es más probable un mayor nivel de morosidad. La brecha del crédito es incluida por Teranishi (2012), debido a que la considera parte de la política monetaria óptima. Las dos adiciones constituyen la función de reacción ampliada, para evidenciar si los bancos centrales consideran las variables en el momento de modificar sus tasas de interés. La ecuación a estimar es:

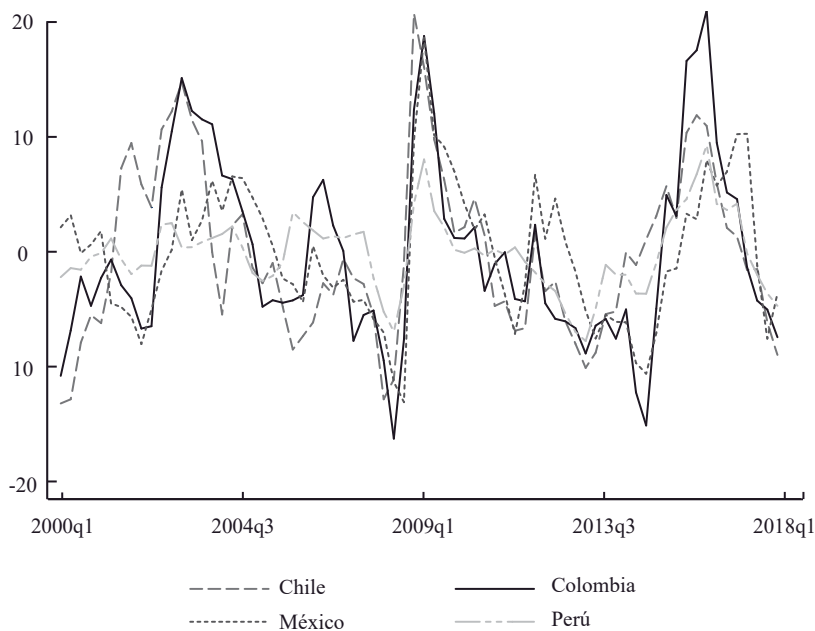
$$i_t = \gamma i_{t-1} + (1-\gamma) \left(r_n + \pi^* + \theta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \theta_y y_t + \delta (e_t - e^*) + \varphi (c_t - c^*) \right) + \mu_t \quad (2)$$

La brecha del tipo de cambio se mide con la desviación del tipo de cambio nominal (e_t) de su senda de largo plazo (e^*). La respuesta de la autoridad monetaria significa un interés en incidir de manera implícita en la estabilidad financiera, porque los balances de los agentes contienen pasivos en moneda extranjera. En el

cálculo, se toma el logaritmo natural del tipo de cambio nominal, y a este valor se calcula la senda de largo plazo mediante el filtro de Hodrick-Prescott (Figura 4). El valor de la respuesta de la tasa de interés a la brecha del tipo de cambio es δ y, según el signo, la autoridad monetaria está considerando un objetivo asociado al sector externo. Cuando el valor de δ es positivo, la depreciación se quiere eliminar elevando el rendimiento de los activos financieros en moneda local con tasas de interés más altas, y un valor negativo implica una medida contracíclica, cuando se considera que la depreciación de la moneda es un indicador de debilidad en el desempeño económico (se sigue la postura de LAW). Hasta 2002 las autoridades monetarias de América Latina consideraron dentro de su regla de fijación de tasa de política una respuesta importante y significativa a las variaciones del tipo de cambio (Mohanty y Klau, 2005).

Figura 4.

Brecha del tipo de cambio de los países (porcentaje)



*Se estima con la diferencia entre el logaritmo natural del tipo de cambio nominal y su filtro de Hodrick-Prescott.

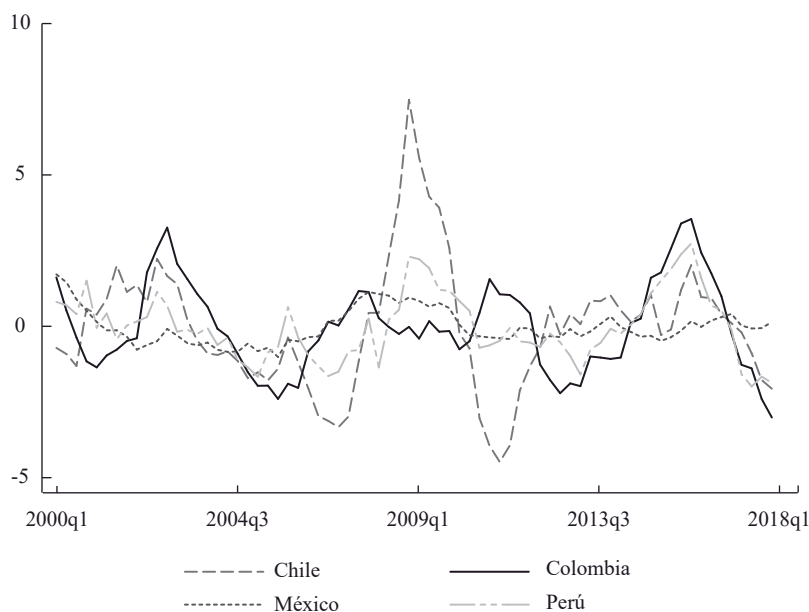
Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Por su parte, la inclusión de la brecha del crédito ($c_t - c^*$) refleja la respuesta del banco central a *booms* crediticios (política de LAW), y así su compromiso directo con la estabilidad financiera. La brecha del crédito es la diferencia entre la proporción del crédito bancario al sector privado no financiero respecto del PIB (c_t) y su senda de largo plazo (c^*), estimada con el filtro de Hodrick-Prescott (Figura 5). La

respuesta se mide con φ , y su interpretación depende de la significancia y el signo, donde un valor positivo identifica que el banco central está tomando medidas en contra de los *booms* de crédito, y un valor negativo se asociada a una postura procíclica impulsora de inestabilidad financiera. La estimación de la forma ampliada, al igual que en la anterior, se realiza con el MGM.

Figura 5.

Brecha del crédito de los países (porcentaje)



*Se estima con la diferencia entre el crédito bancario al sector no financiero como proporción del PIB y su filtro de Hodrick-Prescott.

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Análisis de resultados

En la Tabla 1 se observan los valores estimados de los coeficientes de respuesta de la tasa de interés de política a las variables que se consideran en la función de reacción básica. Los modelos estructurales estimados deben contar con una correcta especificación después de realizada la prueba J. En la estimación, en cada uno de los países se identifica el suavizamiento de la política monetaria; es decir, se evidencia cómo la fijación de la tasa de interés de política viene con inercia de las decisiones pasadas. Esto se evidencia con la significancia estadística de γ , de modo que son los bancos centrales de Perú y Chile los que toman las decisiones con mayor inercia, y tienen el mayor nivel de gradualismo. En México y Colombia, la dependencia histórica es menor.

Las estimaciones también deducen el promedio de la tasa de interés real natural, considerada por cada banco central en el momento de estimar su tasa de interés neutral. El valor de r_n promedio estimado se encuentra entre el 1,2 % y el 1,8 % en los cuatro países, aunque no se determina la dinámica de su comportamiento. El valor señalado es sumado a la meta de inflación para deducir la tasa de interés que no es expansiva ni contractiva (neutral).

Tabla 1.

Función de reacción tradicional de los bancos centrales

Variable dependiente: tasa de interés de política

MGM

Matriz de pesos MGM: HAC Barlett 6 to 10

Errores estándar HAC ()

Coefficientes	[Colombia]	[Chile]	[México]	[Perú]
r_n	0,01295***	0,0126***	0,0159***	0,0178***
	(0,0011)	(0,0021)	(0,0023)	(0,0039)
θ_π	1,1624***	1,2538***	1,1382***	1,3594***
	(0,061)	(0,1347)	(0,1319)	(0,4454)
θ_y	0,4506***	0,1648***	0,87015***	-0,11106
	(0,0487)	(0,03423)	(0,10)	(0,0893)
γ	0,6731***	0,9217***	0,6687***	0,94997***
	(0,0233)	(0,0115)	(0,03847)	(0,023)
Momentos	19	31	19	19
J estad.	8,269	6,18	7,183	6,001
Observaciones	65	64	66	51

***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

En los cuatro países, se evidencia aversión a la inflación, y se obtienen valores similares de θ_π , que son mayores de 1. El resultado era previsible, porque estos países adoptaron el régimen de meta de inflación, lo que significa una postura de política que induce a la inflación a converger a la meta y formar un anclaje en ese punto. El otro resultado es la respuesta de la autoridad monetaria a la brecha del producto, en que se encuentra un θ_y positivo en Colombia, Chile y México; es decir, estos bancos centrales modifican su tasa de interés con postura contracíclica. Los valores de $\theta_\pi > 1$ y $\theta_y > 0$ evidencian el cumplimiento del principio de Taylor de las autoridades de Colombia, Chile y México. En Perú, existe aversión a la inflación, pero no respuesta al ciclo económico, lo que precipita situaciones de vulnerabilidad en el crecimiento económico de corto plazo.

En la Tabla 2 se evidencian los resultados de la estimación de la función de reacción ampliada. Al comparar el resultado con la Tabla 1, se puede denotar del valor de θ_π que: a) en Colombia la postura contra la inflación no es distinta, b) la adición de las dos brechas evidencia mayor tamaño de la respuesta en Chile y México, y c) en Perú se evidencia una respuesta insuficiente a la inflación para garantizar la convergencia a la meta. En ese sentido, se observa aversión a la inflación y tendencia hacia su estabilización en los tres bancos centrales, mientras que en Perú se denota tendencia hacia la desestabilización o una postura más acomodaticia (Clarida et al., 2000).

Tabla 2.

Función de reacción ampliada de los bancos centrales

Variable dependiente: tasa de interés de política

Muestra: 2000T01-2017T04

MGM

Matriz de pesos MGM: HAC Barlett 6 to 10

Errores estándar HAC ()

Coeficientes	[Colombia]	[Chile]	[México]	[Perú]
r_n	0,0138***	0,0074***	0,0142***	0,0143***
	(0,00103)	(0,00136)	(0,0013)	(0,0001)
θ_π	1,1155***	1,3735***	1,3364***	0,735***
	(0,0414)	(0,13542)	(0,10627)	(0,01148)
θ_y	0,63057***	-0,18939***	1,1749***	0,08415***
	(0,0516)	(0,04769)	(0,1237)	(0,00454)
δ	0,03223**	-0,110005***	0,1799***	0,0867***
	(0,0148)	(0,01989)	(0,0329)	(0,00269)
φ	0,4127***	-2,3011***	-0,747***	-0,79324***
	(0,0816)	(0,336015)	(0,2232)	(0,00986)
γ	0,7721***	0,89762***	0,75437***	0,34228***
	(0,01872)	(0,01341)	(0,01868)	(0,0065)
Momentos	31	36	31	36
J estad.	9,25	8,454	7,62	6,32376
Observaciones	65	64	66	51

***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

La reacción de Colombia y México al ciclo económico (θ_y) es mayor cuando se adicionan las demás brechas, lo que refleja una condición de contraciclicidad así

ocurran consideraciones de la autoridad monetaria para responder al tipo de cambio o a la estabilidad financiera. Esto es contrario a lo ocurrido en Chile, donde ahora el signo de θ_y es negativo, inducido por la inclusión del crédito y el tipo de cambio, lo que evidencia un sesgo hacia abajo respecto de la estimación inicial, y pone en discusión la postura contracíclica del banco central. Contrario al caso anterior, en Perú la no inclusión de las brechas definía una postura neutral respecto del ciclo económico, pero la complementariedad con estas la define claramente contracíclica.

La reacción a las brechas del tipo de cambio y del crédito modifica el signo, el tamaño y la significancia de los coeficientes inicialmente estimados. Al evaluar la reacción a cada brecha, se observan algunas diferencias entre los países. En Colombia, México y Perú, existe respuesta positiva a los desequilibrios en el tipo de cambio (δ), lo que implica el aumento en la tasa de interés cuando la moneda se deprecia por encima de la tendencia. Esto significa una política monetaria consistente con el ajuste del tipo de cambio cuando su *pass-through* sobre la inflación crea un desanclaje respecto de la meta. La respuesta puede tener conflicto entre la política contracíclica y el comportamiento del tipo de cambio, pero también reduce la vulnerabilidad financiera de los riesgos de descalces cambiarios dentro de los balances de los agentes. El caso de la alta dolarización financiera de Perú lleva al banco central a responder de manera más clara al comportamiento del mercado cambiario. La alta reacción en México refleja la conexión que tiene con el sector externo, especialmente su relación con los Estados Unidos.

En Chile, la mayor brecha del tipo de cambio lleva al banco central a reducir la tasa de interés de política, lo que implica una respuesta en contra del debilitamiento de la actividad económica, de modo que es la depreciación cambiaria una señal (Aguirre y Calderón, 2005; Calvo, Leiderman y Reinhart, 1993). La mayor brecha se presenta por la parada en los flujos de capital extranjero cuando se percibe menor apetito por el riesgo, debido a la contracción del ciclo económico y a los choques externos que incrementan la vulnerabilidad. La inflación baja y estable reduce el *pass-through* (Baquero, De Leon y Torres, 2003) y la necesidad de intervenir cuando ocurren variaciones del tipo de cambio.

La reacción de la tasa de interés a la brecha del crédito (φ) es negativa en Chile, Perú y México. Este resultado evidencia cómo las decisiones de política monetaria profundizan la formación de *booms* crediticios y forman procesos de fragilidad financiera (Mendoza y Terrones, 2008) que determinan el conflicto entre la política monetaria y la política macroprudencial (en especial en Chile por el alto valor de φ). La política monetaria es expansiva en el auge dentro del ciclo financiero, por lo que lleva a elevar aún más el crecimiento del crédito y la mayor probabilidad de tener cartera de alto riesgo, lo que se contradice con la política macroprudencial cuando esta pretende reducir el riesgo sistémico. Además, el resultado no es compensando con la política de reducción de los riesgos de descalces cambiarios, debido a que la postura de la política monetaria tiende a ser procíclica.

El caso de Colombia es diferente, porque la respuesta del Banco de la República es positiva a la desviación del crédito respecto de su tendencia y, por tanto, es una posición estabilizadora de las burbujas financieras. Los resultados evidencian lo importante del ciclo económico en las intervenciones de los bancos centrales de México y Perú. En Chile, la respuesta tanto al ciclo económico como al ciclo crediticio es contraria a una política estabilizadora. El otro aspecto es el riesgo que enmarca la intervención del Banco de la Reserva de Perú al tipo de cambio, la débil respuesta al ciclo económico y la respuesta contraria a la brecha del crédito, debido a su condición de país con dolarización financiera parcial; sin embargo, esto no significa la ausencia de políticas encargadas de reducir la vulnerabilidad financiera.

RESPUESTA DE LAS RESERVAS INTERNACIONALES

Estrategia empírica

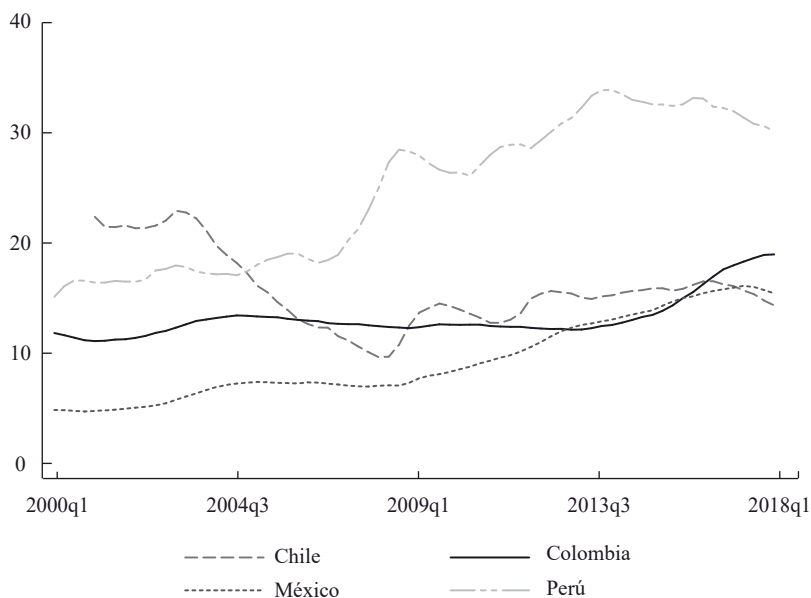
Las reservas internacionales (RI) son un instrumento de política cambiaria y tienen como objetivo brindar una protección de liquidez a las economías de choques externos (López, 2008), tales como los *sudden stops* (Calvo, 1998), debido a su alta relación con la vulnerabilidad financiera en países emergentes cuando se tiende a la dolarización financiera. Según Aizenman y Lee (2007), los países acumulan reservas por dos motivos: uno de precaución, porque poseer liquidez reduce el riesgo a crisis de balanza de pagos y ocasiona una disminución de la prima de riesgo de los bonos emitidos en mercados internacionales.

El otro es por un motivo mercantilista, dado que los países tienen interés por mantener bajo control el tipo de cambio con objetivos de estímulo al comercio internacional y estabilidad de la hoja de balance de los agentes que se endeudan en moneda extranjera. Los motivos y los objetivos no se pueden separar por la clara asociación entre el nivel de reservas como proporción del PIB y la disuasión de crisis financieras, que llevan a los bancos centrales a determinar los niveles óptimos de reservas (De Gregorio, 2011).

En la Figura 6 se observa el comportamiento de las reservas internacionales, en donde se evidencia la importancia de la liquidez en moneda extranjera en un país con dolarización financiera como Perú. Los demás países tienen un nivel de reservas relativamente similares, en que se destaca la tendencia negativa de Chile y la suave tendencia positiva de México. Obstfeld, Shambaugh y Taylor (2009), después de realizar estimaciones con datos de economías emergentes, señalan como motivos de estabilidad financiera para mantener reservas el nivel de apertura financiera, el comercio respecto del PIB y el nivel de profundización monetaria (medida con el M2 respecto del PIB).

Figura 6.

Reservas internacionales respecto del PIB (porcentaje)



*Se toman las reservas internacionales brutas y se dividen en el PIB anualizado en dólares.
Fuente: cálculos propios en Stata 14 con datos de los bancos centrales.

El análisis que permite identificar la respuesta de las reservas internacionales a distintas variables se hace con una combinación entre un modelo VAR y un modelo de datos panel. Esto lleva a capturar de manera conjunta la influencia de diferentes variables macroeconómicas en las decisiones de los bancos centrales para modificar el nivel de reservas. Se utiliza el modelo VAR por la dificultad de identificar un modelo estructural con variables exógenas consistentes, y se considera un modelo de datos panel, porque se pretende encontrar un patrón de comportamiento común en los cuatro países analizados para así corregir la heterogeneidad no observable entre estos. Los modelos panel VAR fueron estructurados por Canova y Ciccarelli (2013) para realizar inferencia a nivel multipaís con series de tiempo relativamente cortas. El modelo tiene como estructura general:

$$Y_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{it-j} + F_i + E_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

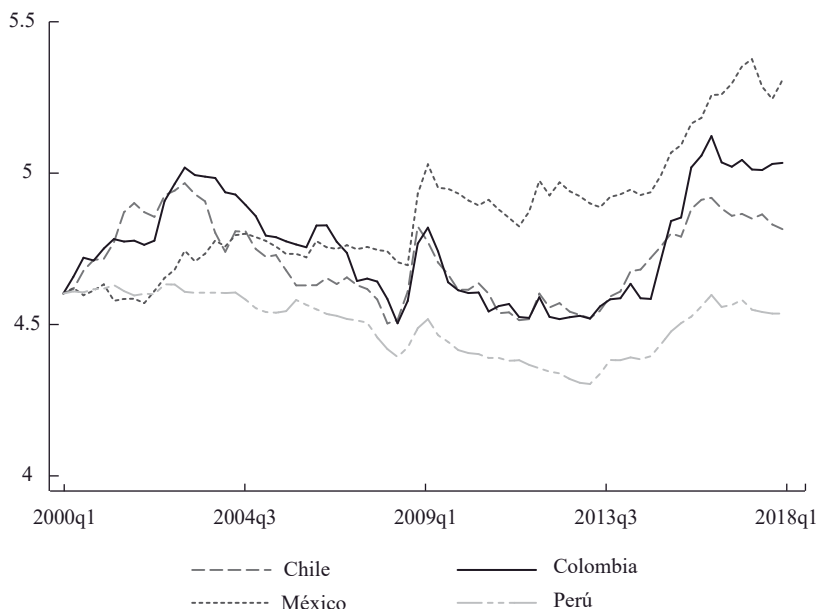
La ecuación (3) es la estructura tradicional de un modelo VAR en panel, donde Y_{it} es el vector de variables endógenas que dependen de las demás variables y de la misma variable rezagada j periodos con un vector de coeficientes Γ_1 , F_i es el vector de efectos fijos por país, E_t es el vector de efectos fijos en el tiempo y ε_{it} es el vector de errores. La existencia de endogeneidad hace necesario realizar la estimación

por el MGM (estructura similar a lo que en modelos panel se denomina método de Arellano-Bond). El MGM considera como instrumentos los rezagos de las mismas variables endógenas (Holtz-Eakin, Newey y Rosen, 1988).

Se estiman dos modelos panel VAR (PVAR) bivariados con datos trimestrales de los cuatro países entre 2000 y 2017. En el primero, se relaciona la variación trimestral de las reservas internacionales respecto del PIB y la tasa de depreciación de la moneda (medida por la variación logarítmica del tipo de cambio), y en el segundo, se relaciona la brecha de las reservas internacionales al PIB, medida con la diferencia entre el dato y una senda de largo plazo (estimada con el filtro de Hidrick-Prescott), con el cambio trimestral de la cuenta corriente respecto del PIB. El primer modelo permite capturar la respuesta de los bancos centrales a los incrementos (depreciaciones) de los tipos de cambio (el comportamiento de los tipos de cambio de los países se observa en la Figura 7), y con el segundo modelo se pretende explicar la separación de las reservas respecto de su tendencia cuando ocurren desequilibrios externos.

Figura 7.

Comportamiento del tipo de cambio de los países (2000 = 100)



*Se toma el logaritmo natural del índice de tasa de cambio de los países (2000=100). En el año 2000 es $\ln(100)$.

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Los datos utilizados son estacionarios en su forma individual, debido al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria (Tabla 3), de modo que es un resultado esperado,

porque tres datos son medidos en variaciones y uno en brecha. Las regresiones se realizan con el MGM y se determina que el primer modelo considera un rezago y el segundo cuatro rezagos, debido a la diferencia temporal de las relaciones planteadas. Los modelos estimados satisfacen la condición de estabilidad, mientras los valores propios se encuentren dentro del círculo unitario. Después de obtener las regresiones, se valida la dirección de la relación con la prueba de causalidad en el sentido de Granger para PVAR, y de esta manera es posible realizar la interpretación de los choques de la tasa de depreciación cambiaria y los desequilibrios externos sobre las reservas internacionales.

Tabla 3.

Prueba de estacionariedad de las series del panel

Test de raíz unitaria tipo-Fisher

(Dickey-Fuller aumentada)

Inversa chi-cuadrada

Valor-P ()

Variable	Estadístico
Variación de reservas internacionales al PIB	246,862
	(0,00000)
Brecha de las reservas internacionales	759,787
	(0,00000)
Tasa de depreciación cambiaria	215,034
	(0,0059)
Variación de la cuenta corriente al PIB	129,485
	(0,0677)

*Las series de los paneles son estacionarias.

Fuente: cálculos propios con datos de los bancos centrales.

Discusión de resultados

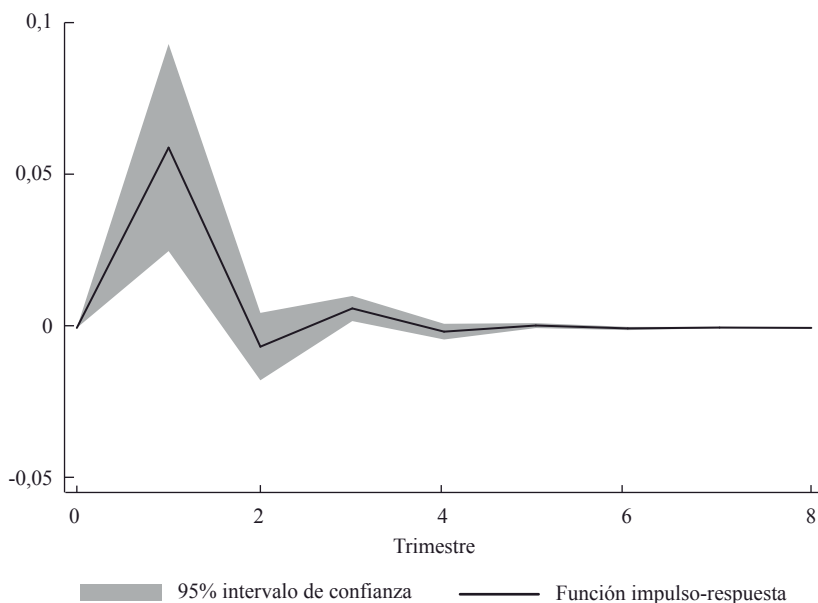
La estimación del primer modelo permite deducir la respuesta positiva de las reservas internacionales a las variaciones en el tipo de cambio. Esto refleja que una mayor tasa de depreciación de la moneda ocasiona un incremento en las reservas internacionales respecto del PIB. El resultado indica que la desvalorización de la moneda local con respecto del dólar ha llevado a los países analizados a elevar su nivel de liquidez en moneda extranjera, para prevenir el surgimiento de posibles crisis en el sector externo. Lo anterior significa que un choque en la tasa de depreciación del 10 % conduce a un incremento en el volumen de reservas respecto del PIB hasta cerca del 0,5 % después del primer trimestre (no es acumulativo). El resultado implica una tendencia de los bancos centrales a no buscar una

estabilización de manera inmediata a un desajuste cambiario, sino a acumular liquidez para contrarrestar choques más profundos.

Los resultados mostrados difieren de los obtenidos en Vegh (2014), quien, con datos entre 1990 y 2010 para cuatro países (Argentina, Brasil, Uruguay y Colombia), evidencia cómo una depreciación de la moneda llevaría a los bancos centrales a desacumular reservas internacionales. Por tanto, en Vegh (2014), las reservas internacionales cambian por motivo mercantilista, debido a que durante la primera parte del periodo de análisis los países seleccionados tenían objetivos sobre el tipo de cambio, pero en la estimación realizada los países seleccionados tienen un esquema de metas de inflación y modifican las reservas por motivo de prevención (Figura 8).

Figura 8.

Respuesta de la variación de reservas internacionales a la tasa de depreciación cambiaria



Fuente: cálculos propios en Stata 14 con datos de los bancos centrales.

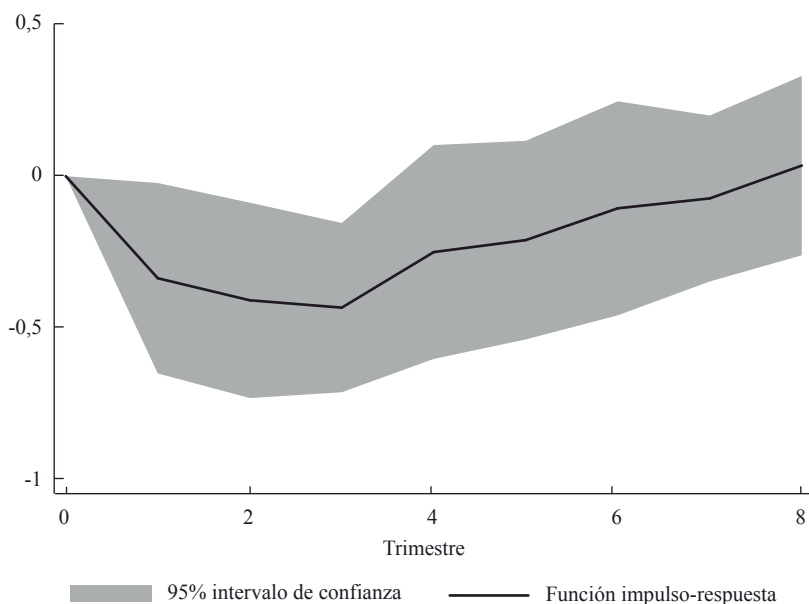
En el segundo modelo, se identifica el papel de los choques positivos de la cuenta corriente en las desviaciones de las reservas internacionales, que también significan choques negativos en los flujos netos de capital. El valor negativo de la cuenta financiera indica un proceso de acumulación de activos externos netos o un menor nivel de financiamiento externo neto. Sin embargo, en los cuatro países, se ha observado una tendencia hacia un déficit en la cuenta corriente financiado

con capital extranjero, y cuando existe una parada en el financiamiento, la cuenta corriente tiene que ajustarse de manera positiva a lo que se denomina reversión de la cuenta corriente.

Al interpretar el resultado mostrado en la Figura 9, el choque positivo significa una contracción en los flujos de capital, que a la vez lleva a niveles negativos a la brecha en las reservas internacionales, en especial después del tercer trimestre. Este patrón de comportamiento permite concluir acerca del papel compensador de las reservas internacionales, que descienden por debajo de su tendencia cuando ocurre el choque negativo de flujos de capital y, de la misma manera, la mayor acumulación mientras se tiende a la bonanza de flujos de capital. El riesgo de la postura mencionada para la estabilidad financiera es el permanente drenaje cuando ocurran *sudden stops* o cuando se presenten choques negativos profundos en los precios de los *commodities*.

Figura 9.

Respuesta de la brecha de reservas a la variación de la cuenta corriente respecto del PIB



Fuente: cálculos propios en Stata 14 con datos de los bancos centrales.

CONCLUSIONES

La política de estabilidad financiera históricamente ha tenido relevancia en las decisiones de los bancos centrales, aunque en momentos ha sido relegada por objetivos más consistentes con el diseño convencional de la política monetaria.

Los planteamientos al respecto son diversos y en varias ocasiones contradictorios entre ellos, pero lo cierto es que ha sido un asunto de discusión, en especial después de la crisis financiera de 2008 y los problemas de vulnerabilidad financiera en economías emergentes.

Los datos para Chile, Colombia, México y Perú evidencian la aversión a la inflación en las funciones de reacción de los bancos centrales. Sin embargo, la respuesta ante el ciclo económico es variada, por lo que se evidencia contraciclicidad en Colombia, México y Chile (aunque baja), y una respuesta procíclica en Perú. Por tanto, el principio de Taylor se cumple plenamente en los tres primeros países, por esta razón de estos es posible inferir la existencia de una política del banco central estabilizadora.

En la función de reacción ampliada a las brechas del tipo de cambio y del crédito, se evidencia respuesta variada de los países. En Chile, existe respuesta negativa al tipo de cambio; es decir, se deduce una respuesta implícita a la estabilidad en el ciclo económico asociada con los choques externos e internos, que son absorbidos por el tipo de cambio flexible. Los demás países responden positivamente a la brecha del tipo de cambio, debido a que existe interés en responder al *pass-through* del tipo de cambio nominal a los precios y en algún grado al temor a la flotación. Lo último ocurre por la dolarización de pasivos en Perú, que induce al banco central a tomar medidas que eviten el deterioro de los balances de los agentes.

En todos los casos, la brecha del crédito es estadísticamente significativa, pero solo en Colombia existe respuesta al crédito consistente con la estabilidad financiera. Esto lleva a que el Banco de la República siga una postura cercana a LAW, aunque no explícita. Los demás países tienen relación negativa entre la tasa de política y la brecha del crédito, de modo que es un factor que impulsa de manera implícita la formación de burbujas crediticias.

En el análisis con datos panel, se estimó la respuesta de las reservas internacionales a los desajustes del tipo de cambio y a los desequilibrios externos. Los resultados permiten señalar que la acumulación de reservas internacionales es realizada por un motivo de precaución debido a su incremento, mientras la moneda se tiende a depreciar, lo que se hace para prevenir posibles crisis de origen externo. Por otro lado, un choque negativo de flujos de capital lleva a que las reservas internacionales descendan respecto de su tendencia, porque los bancos centrales pretenden anticipar la aparición de probables ataques especulativos sobre la moneda.

Al concatenar los resultados obtenidos, se deduce una persistencia en la fragilidad de los bancos centrales a las paradas súbitas en los flujos de capital, en que la respuesta estabilizadora de desacumular reservas en un mal equilibrio puede terminar en crisis gemelas (financiera y externa) (Menna y Tobal, 2018). Por tanto, es necesario continuar con la exploración de modelos que involucren las características de un mercado emergente expuesto a choques externos, y así se vislumbren formas de coordinar las decisiones de los bancos centrales con la política de estabilidad financiera.

REFERENCIAS

1. Aguirre, A., & Calderón, C. (2005). *Real exchange rate misalignments and economic performance* (Documentos de Trabajo, 315, 1-49.). Banco Central de Chile.
2. Aizenman, J., & Lee, J. (2007). International reserves: Precautionary versus mercantilist views, theory and evidence. *Open Economies Review*, 18(2), 191-214. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9030-z>
3. Akinci, O., & Olmstead-Rumsey, J. (2018). How effective are macroprudential policies? An empirical investigation. *Journal of Financial Intermediation*, 33, 33-57. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2017.04.001>
4. Amato, J. D., & Shin, H. S. (2003). *Public and private information in monetary policy models* (Working Paper, 138). BIS.
5. Aoki, K., & Nikolov, K. (2015). Bubbles, banks and financial stability. *Journal of Monetary Economics*, 74, 33-51. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.05.002>
6. Armas, A., & Grippa, F. (2005). *Targeting inflation in a dollarized economy: The Peruvian experience* (Working Paper, 538).
7. Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A description of the money market*. Londres, RU: Hesperides Press.
8. Baqueiro, A., De Leon, A. D., & Torres, A. (2003). Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through. *BIS papers*, 19, 338-354.
9. Barrett, C. R., Kokores, I., & Sen, S. (2016). Monetary policy games, financial instability and incomplete information. *Annals of Finance*, 12(2), 161-178. <https://doi.org/10.1007/s10436-016-0276-6>
10. Bernanke, B. S. (1983). *Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression* (Working Paper, 1054). NBER.
11. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2000). *Monetary policy and asset price volatility* (Working Paper, 7559). NBER.
12. Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341-1393. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)
13. Borio, C. (2014). *Monetary policy and financial stability: What role in prevention and recovery?* (Working Paper, 440). BIS.
14. Borio, C., & Lowe, P. W. (2002). *Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus* (Working Paper, 114). BIS.
15. Calvo, G. A. (1998). Capital flows and capital-market crises: The simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*, 1(1), 35-54. <https://doi.org/10.1080/15140326.1998.12040516>
16. Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408. <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>

17. Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors. *Staff Papers*, 40(1), 108-151. <https://doi.org/10.2307/3867379>
18. Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel vector autoregressive models: A survey. En *VAR models in macroeconomics—new developments and applications: Essays in honor of Christopher A. Sims* (pp. 205-246). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1108/S0731-9053\(2013\)0000031006](https://doi.org/10.1108/S0731-9053(2013)0000031006)
19. Cao, J., & Chollete, L. (2017). Monetary policy and financial stability in the long run: A simple game-theoretic approach. *Journal of Financial Stability*, 28, 125-142. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.12.002>
20. Cecchetti, S. G., Genberg, H., & Wadhvani, S. (2002). *Asset prices in a flexible inflation targeting framework* (Working Paper, 8970). NBER.
21. Cecchetti, S. G., Mancini-Griffoli, T., & Narita, M. (2017). ¿La aplicación prolongada de una política monetaria expansiva aumenta la vulnerabilidad financiera? *Boletín Cemla*, 63(2), 133-159.
22. Cerutti, E., Claessens, S., & Laeven, L. (2017). The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence. *Journal of Financial Stability*, 28, 203-224. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.10.004>
23. Christiano, L., Ilut, C., Motto, R., & Rostagno, M. (2010). *Monetary policy and stock market booms* (Working Paper, 16402). NBER.
24. Cihak, M., Muñoz, S., Sharifuddin, S. T., & Tintchev, K. (2012). Informes de estabilidad financieras: ¿cuál es su utilidad? *Boletín Cemla*, 58(3), 181-230.
25. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, 37(4), 1661-1707. DOI: 10.1257/jel.37.4.1661
26. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180. <https://doi.org/10.1162/003355300554692>
27. De Gregorio, J. (2011). Acumulación de reservas internacionales en economías emergentes. *Cuadernos de Economía*, 30(55), 77-89.
28. De Gregorio, J., & Tokman, A. (2005). El miedo a flotar y la política cambiaria en Chile. *Economía Chilena*, 8(3), 29-54.
29. Fazio, D. M., Silva, T. C., Tabak, B. M., & Cajueiro, D. O. (2018). Inflation targeting and financial stability: Does the quality of institutions matter? *Economic Modelling*, 71, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.09.011>
30. Fendoğlu, S. (2017). Credit cycles and capital flows: Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 79, 110-128. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.03.008>

31. Fouejeu, A. (2017). Inflation targeting and financial stability in emerging markets. *Economic Modelling*, 60, 51-70. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.08.020>
32. Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton, EE. UU.: Princeton University Press.
33. Galí, J. (2014). Monetary policy and rational asset price bubbles. *American Economic Review*, 104(3), 721-52. <https://doi.org/10.1257/aer.104.3.721>
34. Galindo, L. M., & Ros, J. (2006). Banco de México: política monetaria de metas de inflación. *Economía UNAM*, 3(9), 82-88.
35. García, C. J., Restrepo, J. E., & Roger, S. (2011). How much should inflation targeters care about the exchange rate? *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1590-1617. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.06.017>
36. Gil León, J. M. (2015). Relación entre política monetaria y estabilidad financiera: un análisis aplicado para Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(77), 133-148. <https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.04.001>
37. Gómez, J., Uribe, J. D., & Vargas, H. (2002). The implementation of inflation targeting in Colombia. Bogotá, Colombia: Banco de la República.
38. Hamann-Salcedo, F. A., Hofstetter, M., & Urrutia-Montoya, M. (2014). *Inflation targeting in Colombia, 2002-2012* (Borradores de Economía, 818). Banco de la República.
39. Hoffmann, A., & Urbansky, B. (2015). Policy shifts and financial instability in emerging markets. *Review of Development Economics*, 19(3), 455-469. <https://doi.org/10.1111/rode.12170>
40. Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 56(6), 1371-1395. <https://doi.org/10.2307/1913103>
41. Horvath, R., & Vaško, D. (2016). Central bank transparency and financial stability. *Journal of Financial Stability*, 22, 45-56. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.12.003>
42. Hove, S., Touna Mama, A., & Tchana Tchana, F. (2016). Terms of trade shocks and inflation targeting in emerging market economies. *South African Journal of Economics*, 84(1), 81-108. <https://doi.org/10.1111/saje.12086>
43. Jácome, L. I. (2013). Políticas macroprudenciales en la América Latina: fundamentos institucionales. *El Trimestre Económico*, 80(320), 723-770.
44. López Angarita, D. F. (2008). Nivel de reservas internacionales y riesgo cambiario en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 8(15), 117-159.
45. López, M. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(77), 93-102. <https://doi.org/10.1016/j.espe.2014.11.003>

46. López, M., Tenjo, F., & Zárate, H. (2014). Credit cycles, credit risk and countercyclical loan provisions. *Ensayos sobre Política Económica*, 32(74), 9-17. [https://doi.org/10.1016/S0120-4483\(14\)70024-7](https://doi.org/10.1016/S0120-4483(14)70024-7)
47. Malovana, S., & Frait, J. (2017). Monetary policy and macroprudential policy: Rivals or teammates? *Journal of Financial Stability*, 32, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2017.08.004>
48. Mendoza, E. G., & Terrones, M. E. (2008). *An anatomy of credit booms: Evidence from macro aggregates and micro data* (Working Paper, 14049). NBER.
49. Menna, L., & Tobal, M. (2018). *Financial and price stability in emerging markets: The role of the interest rate* (Working Paper, 717). BIS.
50. Minsky, H. P. (1977). The financial instability hypothesis: An interpretation of Keynes and an alternative to "standard" theory. *Challenge*, 20(1), 20-27. <https://doi.org/10.1080/05775132.1977.11470296>
51. Mohanty, M. S., & Klau, M. (2005). Monetary policy rules in emerging market economies: Issues and evidence. En R. J. Langhammer & L. V. de Souza (Eds.), *Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America* (pp. 205-245). Berlín, Alemania: Springer.
52. Montoro, C., & Moreno, R. (2011). Los requerimientos de encaje como instrumento de política en América Latina. *Informe Trimestral del BPI*.
53. Obstfeld, M., Shambaugh, J. C., & Taylor, A. M. (2009). Financial instability, reserves, and central bank swap lines in the panic of 2008. *American Economic Review*, 99(2), 480-486. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.480>
54. Ocampo, J. A. (2013). *Balance of payments dominance: Its implications for macroeconomic policy* (Working Paper Series).
55. Reinhart, C., & Reinhart, V. (2009). Bonanzas de flujos de capital: una política que abarca el pasado y presente. *Ensayos sobre Política Económica*, 27(59), 46-82.
56. Reinhart, C., & Rogoff, K. (2011). *Esta vez es distinto: ocho siglos de necesidad financiera*. Ciudad de México, México: Fondo de Cultura Económica.
57. Rossini, R., & Vega, M. (2007). *El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: el caso del Perú entre 1996 y 2006* (Serie de Documentos de Trabajo, 17).
58. Rossini, R., Quispe, Z., & Rodríguez, D. (2013). Flujo de capitales, política monetaria e intervención cambiaria en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 25, 39-50.
59. Sámano Peñaloza, D. (2011). *En la búsqueda de herramientas de política macroprudencial*. Ciudad de México, México: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
60. Schinasi, G. (2005). Preservación de la estabilidad financiera. *Temas de Economía*, 36, Fondo Monetario Internacional.

61. Schmidt-Hebbel, K. (2011). *Los bancos centrales en América Latina: cambios, logros y desafíos* (Occasional Paper, 1102). Banco de España.
62. Svensson, L. E. (2010). Inflation targeting. En B. M. Friedman y M. Woodford (Eds.), *Handbook of monetary economics* (vol. 3, pp. 1237-1302). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53454-5.00010-4>
63. Svensson, L. E. (2017). Cost-benefit analysis of leaning against the wind. *Journal of Monetary Economics*, 90, 193-213. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.07.004>
64. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. En *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (vol. 39, pp. 195-214). North-Holland: Elsevier. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
65. Teranishi, Y. (2012). Credit spread and monetary policy. *Economics Letters*, 114(1), 26-28. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.08.022>
66. Tovar, C. E., García-Escribano, M., & Vera-Martin, M. (2012). El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macroprudenciales en América Latina. *Revista Estudios Económicos*, 24, 45-64.
67. Valdés, R. (2007). *Inflation targeting in Chile: Experience and selected issues* (Documentos de Política Económica, 22).
68. Valencia, O. C., & Bolaños, A. O. (2018). Bank capital buffers around the world: Cyclical patterns and the effect of market power. *Journal of Financial Stability*, 38, 119-131. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.02.004>
69. Vegh, C. A. (2014). Política monetaria, cambiaria y macroprudencial a través del ciclo económico. *Revista de Economía*, 21(2), 7-37.
70. Williams, J. C. (1999). *Simple rules for monetary policy* (Paper, 99-12). Federal Reserve Board FEDS.
71. Winkelried, D., & Castillo, P. (2010). Dollarization persistence and individual heterogeneity. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.05.001>
72. Woodford, M. (1999). Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, 67, 1-35. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.67.s1.1>

**POBREZA MULTIDIMENSIONAL
URBANA EN ARGENTINA. ¿REDUCCIÓN
DE LAS DISPARIDADES ENTRE EL NORTE
GRANDE ARGENTINO Y CENTRO-CUYO-SUR?
(2003-2016)**

Fernando Antonio Ignacio-González
María Emma Santos

González, F. A. I., & Santos, M. E. (2020). Pobreza multidimensional urbana en Argentina. ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822.

Este artículo analiza las disparidades territoriales desde el punto de vista de la pobreza entre el Norte Grande Argentino (NGA), históricamente más rezagado, y

F. A. I.-González

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS), UNS-CONICET, Argentina. Correo electrónico: faigonzalez@iieess-conicet.gob.ar

M. E. Santos

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS), UNS-CONICET. Universidad Nacional del Sur (UNS), Argentina. Correo electrónico: msantos@uns.edu.ar

Sugerencia de citación: I.-González, F. A., & Santos, M. E. (2020). Pobreza multidimensional urbana en Argentina. ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76486>

Este artículo fue recibido el 28 de noviembre de 2018, ajustado el 11 de julio de 2019 y su publicación aprobada el 15 de julio de 2019.

las restantes regiones del país en el periodo de 2003 a 2016. A partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), se estima el índice de pobreza multidimensional (IPM) basado en el método de Alkire-Foster, en atención a las dimensiones de vivienda, servicios básicos, educación, empleo y seguridad social, e ingresos. Se encuentra que hubo una disminución de la pobreza en todas las regiones y, entre 2011 y 2016, una significativa reducción de las asimetrías regionales, que, aunque alentadora, debe relativizarse por distintas razones.

Palabras clave: pobreza multidimensional; Norte Grande Argentino (NGA); asimetrías regionales; Programa Mejoramiento de Barrios (Promeba).

JEL: I32; D31.

González, F. A. I., & Santos, M. E. (2020). Multidimensional poverty in urban Argentina: Reduction of disparities between the Norte Grande Argentino and Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822.

This paper analyses the territorial disparities in terms of multidimensional poverty between the Norte Grande Argentino and the other regions of the country in the period 2003-2016. Using data from Encuesta Permanente de Hogares, the paper presents estimates of a Multidimensional Poverty Index based on the Alkire-Foster methodology which considers the dimensions of housing, basic services, education, employment and social security, and income. Results indicate that there has been a reduction in poverty across all regions and, between 2011 and 2016, there has been a significant reduction in regional disparities. Although encouraging, this result must be relativized for different reasons.

Keywords: Multidimensional poverty; Argentinean Big Northern Region; regional asymmetries; Programa Mejoramiento de Barrios (Promeba).

JEL: I32; D31.

González, F. A. I., & Santos, M. E. (2020). Pobreza multidimensional urbana na Argentina. Redução das disparidades entre o Norte Grande Argentino Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822.

Este artigo analisa as disparidades territoriais desde o ponto de vista da pobreza entre o Norte Grande Argentino (NGA), historicamente mais atrasado, e as restantes regiões do país no período de 2003 a 2016. A partir de dados da Enquete Permanente de Lares (EPH), estima-se o índice de pobreza multidimensional (IPM) baseado no método de Alkire-Foster, em atenção às dimensões de vivenda, serviços básicos, educação, emprego e previdência social, e ingressos. Percebe-se que houve uma diminuição da pobreza em todas as regiões e, entre 2011 e 2016, uma significativa redução das assimetrias regionais, que, mesmo que incentivadora, deve relativizar-se por diferentes razões.

Palavras-chave: pobreza multidimensional; Norte Grande Argentino (NGA); assimetrias regionais; Programa Melhoramento de Bairros (Promeba).

JEL: I32; D31.

INTRODUCCIÓN

Existe una muy amplia y rica literatura metodológica y empírica sobre medición de pobreza en Argentina, que se remonta a los trabajos pioneros de Altimir (1979) y el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (Indec, 1984), que fueron seguidos por numerosos y crecientes estudios tanto por el método del ingreso como por el método de necesidades básicas insatisfechas (NBI); este último dentro de lo que Sen (1981) ha llamado medición de pobreza de manera directa. Es también ampliamente reconocida la complementariedad que existe entre ambos métodos (Beccaria y Minujin, 1985; Katzman, 1989).

A su vez, tanto en la literatura de desarrollo económico argentino como en buena parte de la literatura de pobreza en Argentina, se ha señalado la gran disparidad de desarrollo territorial. El Norte Grande Argentino (NGA), conformado por la subregión del Noroeste Argentino (NOA), provincias de Jujuy, Salta, Tucumán, Catamarca, La Rioja y Santiago del Estero, y la subregión del Noreste Argentino (NEA), provincias de Misiones, Formosa, Corrientes y Chaco, ha estado históricamente rezagada en relación con las demás regiones del país (Bolsi, Paolasso y Longhi, 2005; Longhi y Osatinsky, 2017). Las otras regiones son las de Cuyo (provincias de San Juan, San Luis y Mendoza), Centro (Ciudad de Buenos Aires y provincia de Buenos Aires, La Pampa, Entre Ríos, Santa Fe y Córdoba) y Patagonia (provincias de Río Negro, Chubut, Neuquén, Santa Cruz y Tierra del Fuego)¹. En adelante, el conjunto de estas tres regiones se denominará Centro, Cuyo y Sur (CCS), en oposición al NGA.

El desigual desarrollo económico y humano entre regiones se evidencia en la brecha que existe en indicadores tales como la pobreza monetaria, la pobreza por NBI, la mortalidad infantil, la tasa de analfabetismo y la falta de cobertura médica y de acceso a servicios públicos. A su vez, la asimetría norte-centro del país se reproduce dentro de las provincias del norte, con urbanizaciones que presentan fuertes dualidades (Longhi y Osatinsky, 2017).

Este trabajo busca revisar el estudio de la asimetría entre el NGA y el CCS del país y su evolución reciente desde una perspectiva multidimensional. El trabajo aporta nueva evidencia empírica con el índice de pobreza propuesto por Santos, Villatoro, Mancero y Gerstenfeld (2015) y Santos y Villatoro (2018) para América Latina, aplicado a la Argentina urbana. Este índice combina indicadores monetarios y no monetarios con algunos de los tradicionales indicadores de NBI, pero con umbrales de privación actualizados, además de algunos indicadores de funcionamiento considerados necesarios para la integración social, tales como empleo, seguridad social, tenencia de la vivienda y rezago escolar.

El periodo en estudio (2003-2016) comprende diferentes subetapas. Inicia el análisis en un momento en el que aún estaban muy presentes los efectos inmediatos

¹ La región Centro puede ser desagregada en dos subregiones: Gran Buenos Aires (GBA) y la región Pampeana.

de una de las crisis económicas y sociales más profundas de Argentina (2001), con una tasa de desocupación del 20 % y con el 54 % de la población con ingresos por debajo de la línea de pobreza monetaria (Indec, s. f.). A partir de 2003 y hasta 2007, se experimenta un rápido crecimiento económico, con un 8,6 % promedio anual de expansión del PBI (Indec, 2018a), acompañado de reducciones en los indicadores de pobreza y mejoras en el nivel de empleo. Sin embargo, el crecimiento económico se fue desacelerando y en el periodo de 2011 a 2015 el crecimiento anual sería de un magro 1,7 %. A fines de 2015, se produce un cambio de Gobierno y de signo político, en un contexto de recesión con inflación creciente.

Este trabajo se construye sobre los trabajos de Conconi (2009), López y Safoján (2013), Paz (2014) y Arévalo y Paz (2015), puesto que estos también ofrecen estimaciones de pobreza multidimensional para Argentina y señalan las asimetrías regionales. Si bien en este estudio se utiliza una especificación de un índice de pobreza multidimensional (IPM) con varios puntos comunes con los IPM utilizados en los trabajos previos, se considera un horizonte temporal más extenso y se analiza con mayor detenimiento el contraste particular del NGA con el CCS de Argentina, y se vinculan los resultados de las estimaciones con algunas de las políticas implementadas en el periodo.

MEDICIÓN DE POBREZA: CONCEPTOS Y ANTECEDENTES

Existe un creciente consenso respecto de la insuficiencia de la variable ingreso como único indicador para medir pobreza. Entre los enfoques conceptuales que han contribuido a esta visión, se encuentra el de Sen (2009), que resalta la importancia de medir la pobreza en el espacio de la privación de capacidades: lo que el individuo “no hace” o “no es” porque no puede, aunque valora y tiene razones para valorar. Las implementaciones prácticas del enfoque de capacidades recurren a la medición de “funcionamientos” que son los “seres y haceres” que las personas logran y que dan cuenta, en buena medida, de la libertad de la persona para elegir uno u otro tipo de vida. Otros enfoques conceptuales también han impulsado la medición multidimensional de la pobreza, como el enfoque de derechos humanos, el enfoque de necesidades básicas (Hicks y Streeten, 1979), así como los estudios participativos (Narayan, Chambers, Shah y Petesch, 2000).

En esencia, las mediciones multidimensionales de pobreza son mediciones directas en oposición al método de la línea de pobreza (o indirecto) (Alkire y Santos, 2014). Sen (1981) señala que el método directo y el método de ingresos representan dos concepciones de pobreza. Mientras que el método directo identifica a aquellos que no logran satisfacer las necesidades mínimas convenidas, el método de ingresos identifica a aquellos que no tienen la capacidad (económica) para hacerlo. Sen (1981) distingue además entre el enfoque biológico o absoluto, anclado, aunque no restringido, a los requerimientos nutricionales para la subsis-

tencia, y el enfoque relativo (Townsend, 1979), que utiliza un umbral por debajo del cual las personas tienen dificultades para compartir el estándar de vida generalmente en común en cada sociedad.

Al construir sobre Sen (1981), Boltvinik (2003) distingue entre métodos normativos o seminormativos y los no normativos. Los métodos normativos y seminormativos definen un nivel mínimo de vida aceptable que se debe satisfacer y los satisfactores requeridos para ello, aun cuando esta definición sea imprecisa. Los métodos no normativos utilizan umbrales desconectados de un nivel de vida mínimamente aceptable². Cada uno de estos métodos puede clasificarse, a su vez, en métodos directos e indirectos, y en métodos unidimensionales o multidimensionales. Los métodos que utilizan tanto indicadores directos como indirectos se denominan combinados (Boltvinik, 2003).

Típicamente, los métodos directos multidimensionales de medición de la pobreza han utilizado lo que se llama el enfoque de conteo para la identificación de los hogares (o personas) pobres: se cuenta el número de privaciones que tiene el hogar y se compara con un umbral a partir del cual se considera que el hogar es pobre. Ese umbral puede ir desde un criterio de unión (basta tener una privación para ser identificado como pobre) hasta un criterio de intersección (se requiere experimentar todas las privaciones consideradas para ser identificado como pobre).

En América Latina existen mediciones normativas, directas y multidimensionales desde la década de 1980 a partir de los trabajos de Kast y Molina (1975) y el Indec (1984), para Chile y Argentina, respectivamente, que introdujeron el método de las NBI, cuya aplicación se extendió a la mayor parte de los países de la región y fue utilizado para la construcción de mapas de pobreza a partir de información censal. Los indicadores de NBI típicamente incluyen vivienda, hacinamiento, acceso a servicios básicos, asistencia escolar y capacidad económica del hogar (jefe de hogar con bajo nivel educativo y alta tasa de dependencia) (Feres y Mancero, 2001, p. 70), y se emplea un criterio de unión para la identificación.

A pesar de su indudable utilidad, el método de las NBI ha recibido varias críticas: la particular selección de indicadores, sujeta a la disponibilidad de información censal (Feres y Mancero, 2001); los umbrales de privación utilizados, que han quedado desactualizados en relación con el nivel de vida prevaleciente; las ponderaciones, iguales entre indicadores, lo que en realidad implica ponderaciones diferentes entre dimensiones (Santos, Lugo, López-Calva, Cruces y Battiston, 2010); y el uso de la tasa de personas u hogares con NBI, que ignora información sobre la intensidad de la pobreza (Delamónica y Minujin, 2007).

Por otra parte, se ha señalado que las NBI reflejan situaciones de pobreza estructural pero no coyuntural, condición que puede ser captada por el método de línea de pobreza (LP), que también tiene larga data en la región (Altimir, 1979) y ganó cierta predominancia a partir de la sistematización de las encuestas de hogares.

² Línea de pobreza como cierto porcentaje de la mediana del ingreso, por ejemplo.

A su vez, ambos métodos pueden verse como complementarios, puesto que cada uno considera distintas fuentes del bienestar (activos de consumo básico como vivienda y acceso a servicios públicos vs. ingreso corriente) (Boltvinik, 2003). Beccaria y Minujin (1985) y Kaztman (1989) cruzaron ambos métodos en tablas de contingencia (con información de encuestas), lo que se ha llamado el método integrado de medición de la pobreza.

En los últimos años, ha habido un resurgimiento del interés en la medición de la pobreza por el método directo, dado el mejoramiento en las fuentes de datos y la propuesta de nuevas metodologías de identificación y agregación multidimensional de la pobreza (Alkire y Foster, 2011). Varios países de América Latina han introducido medidas de pobreza multidimensional oficiales: México en 2009, Colombia en 2011, Chile y Honduras en 2013, Costa Rica, Ecuador y El Salvador en 2015, y Panamá en 2017 (Santos, 2019). México y Ecuador han incorporado un indicador de ingresos en la medida multidimensional y constituido métodos combinados, en tanto que el resto de los países ha optado por mantener el indicador de pobreza monetaria por separado del índice de pobreza multidimensional con indicadores de privaciones no monetarias.

El caso mexicano se destaca por haber sido precursor en esta nueva generación de medidas oficiales. La metodología definida por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval, 2010) se interpreta desde el punto de vista de la metodología de Alkire y Foster (2011) como utilizando dos grandes dimensiones: bienestar económico (ingresos) y derechos sociales (educación, salud, alimentación, vivienda y seguridad social). El indicador de ingresos recibe un 50 % de la ponderación total, en tanto que el 50 % restante se distribuye igualmente entre los seis derechos sociales. Un hogar es identificado como multidimensionalmente pobre si su puntaje de privación ponderada es superior al 50 % (Alkire y Foster, 2009), lo que implica ser pobre por ingresos y estar privado en al menos de un derecho social.

Los primeros trabajos de pobreza multidimensional para el caso particular de Argentina corresponden a Conconi y Ham (2007) y Conconi (2009). También, desde 2005, el Observatorio de la Deuda Social Argentina (ODSA) ha realizado trabajos de medición multidimensional con datos de la Encuesta sobre la Deuda Social Argentina (EDSA), por ejemplo, Salvia, Bonfiglio y Vera (2017) y Bonfiglio y Salvia (2019). Merecen especial atención los trabajos de López y Safoján (2013), Paz (2014) y Arévalo y Paz (2015), puesto que hacen análisis de las disparidades territoriales de Argentina con IPM.

DISPARIDADES TERRITORIALES EN ARGENTINA

Las disparidades espaciales pueden constituir una dimensión clave de la inequidad total de un país (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [Cepal],

2010), y en el caso argentino, reconocen distintos factores originarios desde la Colonia. En los primeros tiempos de ésta, el centro económico era el Alto Perú, donde ocupaba Buenos Aires una posición marginal, aunque empezaría a tener mayor gravitación desde la fundación del Virreinato del Río de la Plata en 1776. En este contexto, la región del NOA fue un espacio geoeconómico esencial y pujante, con producción diversificada, dado que vinculaba las rutas comerciales entre Buenos Aires y Perú, y sus puertos en el océano Pacífico, pasando por el Alto Perú y Chile (Campi y Richard-Jorba, 2004).

A partir de la declaración de la independencia (1816), comienza a reconfigurarse el espacio en torno a una nueva organización económica que se consolida durante el periodo de la Organización Nacional (1852-1880) (Gorenstein et al., 2012). El cuero, el sebo, el tasajo y la lana serían productos en torno a los que se organizaría la economía ganadera de la pampa rioplatense, que contaba con condiciones naturales ventajosas y con el puerto de Buenos Aires. En cambio, las provincias nor-tesinas y cuyanas desarrollaban producciones para intercambiar entre sí y satisfacer la demanda chilena y boliviana, como ganado, artesanías de cuero, aguardientes, harinas y frutas secas. Esta configuración territorial, derivada de privilegiar los lazos ultramarinos por sobre los intrarregionales, se profundizó en la etapa subsiguiente, la del modelo agroexportador argentino (1880-1930). Este pudo ser instaurado gracias a la pacificación del país y la consolidación del Estado nación que incluyó la incorporación efectiva, mediante campañas militares, de las regiones del Chaco, Formosa y Misiones en el NEA y de la Patagonia en el Sur, por lo que se desplazó a los pueblos indígenas.

La economía comenzó a centrarse en torno a la exportación de productos primarios provenientes en su mayoría de la región pampeana, la importación de manufacturas, capitales y mano de obra, y la construcción de vías férreas e infraestructura portuaria. El puerto de Buenos Aires centralizó el intercambio, y se privilegiaron las relaciones comerciales con Inglaterra. Solo en algunos enclaves provinciales se desarrollaron las denominadas economías regionales, como la producción de azúcar en Tucumán (NOA) y la de vinos en Mendoza (Cuyo), destinadas al abastecimiento del mercado interno.

El proceso de sustitución de importaciones iniciado a causa de la crisis de 1930 puso en cuestión el esquema espacial nacional caracterizado por el “crecimiento hacia afuera”, pero prácticamente no conllevó modificaciones en el posicionamiento relativo de las provincias y regiones. Mientras se producía una industrialización en especial en el Gran Buenos Aires, que conllevaba una mayor urbanización y concentración de mano de obra, siguieron vigentes monoproducciones agroindustriales como las de azúcar y tabaco en Tucumán, Salta y Jujuy, algodón en Chaco y Formosa, y yerba mate y té en Corrientes y Misiones, beneficiadas por políticas proteccionistas. La Patagonia se centró en la cría extensiva de ovejas y la exportación de lana sucia, a lo que se sumó la agricultura intensiva para la producción frutícola en el Alto Valle del Río Negro y la explotación de petróleo, gas y carbón.

Los cambios que se produjeron a nivel mundial y en el país desde mediados de la década de 1970 y hasta fines de la década de 1990 no modificaron fundamentalmente las asimetrías históricas. Se mantuvo la preeminencia del área pampeana, donde se concentran las exportaciones nacionales, las inversiones en el sector manufacturero, la banca, la dinámica financiera y la producción de servicios. Se desestructuraron parcialmente economías regionales en el NGA y Cuyo, que sufrieron, entre otras cosas, la competencia de productos importados.

En síntesis, el NGA quedó constituido como un conjunto de espacios fragmentados y relegados del crecimiento económico (Bolsi, Longhi, Meichtry y Paolasso, 2009). Puertas adentro del NGA, también existen grandes disparidades territoriales, donde coexiste un grupo “moderno” con un alto grado de articulación con el capitalismo pampeano y una sociedad “tradicional” que incluiría el núcleo duro de pobreza regional, como los campesinos e indígenas (Bolsi, 2007).

Algunas de las disparidades regionales mencionadas se evidencian en la Tabla 1 en la que se presentan indicadores seleccionados.

Tabla 1.

Indicadores seleccionados por región

Región	Población ^a	% Población país	% PBI país ^b	% Exportación país ^c	% Empleos registrados país ^d	Tasa de mortalidad infantil ^e	% de hogares con NBI ^f
NEA	3 679 609	9,17	3,75	1,7	4,42	11,60	21,31
NOA	4 911 412	12,24	6,46	7	7,44	11,12	19,38
Cuyo	2 852 294	7,11	6,41	5,7	6,07	8,92	11,24
Centro	26 573 593	66,24	75,07	73,4	75,57	9,21	10,19
Patagonia	2 100 188	5,24	8,31	8,4	6,50	8,40	11,56
Argentina	40 117 096	100	100	100	100	9,67	12,48

^a Cálculos propios según el Indec (2010). ^b Cálculos propios según el Indec (2018b). ^c Información extraída del Indec (2018c). ^d Cálculos propios para el cuarto trimestre de 2017 según Ministerio de Producción y Trabajo de la Nación (2017). ^e Cálculos propios según información del Ministerio de Salud de la Nación, Secretaría de Políticas, Regulación e Institutos, Dirección de Estadísticas e Información en Salud (2017). ^f Cálculos propios según información extraída de Ministerio de Economía de la Nación (2014).

Fuente: elaboración propia según datos de las fuentes indicadas para cada columna.

METODOLOGÍA

Estructura del IPM

En este trabajo se utiliza una de las medidas de pobreza multidimensional de Alkire y Foster (2011), llamada M_0 o tasa de recuento ajustada.

Sea x_{ij} perteneciente a R_+ , el logro de cada persona $i = 1, \dots, n$ en cada indicador $j = 1, \dots, d$, y sea z_j el umbral de privación del indicador j . Una persona está privada de este indicador, si su logro es inferior al umbral de privación.

Formalmente, la privación es definida como:

$$g_{ij}^0 = 1 \text{ si } x_{ij} < z_j \quad (1).$$

$g_{ij}^0 = 0$ en los demás casos.

Cada privación es ponderada con la ponderación del indicador dada por w_j , de modo que

$$\sum_{j=1}^d w_j = 1 \quad (2).$$

Para cada persona se puede construir su puntaje de privaciones como la suma de privaciones ponderadas:

$$c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0 \quad (3).$$

Las personas son identificadas como pobres con un umbral de pobreza llamado k , que representa la proporción mínima de privaciones que una persona debe experimentar para ser considerada multidimensionalmente pobre. Así, alguien es considerado pobre si

$$c_i \geq k \quad (4).$$

Las privaciones de las personas no pobres son censuradas. Formalmente:

$$g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0 \text{ si } c_i \geq k$$

$$g_{ij}^0(k) = 0 \text{ si } c_i < k$$

El puntaje de privaciones censuradas es:

$$c_i(k) = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0(k) \quad (5).$$

La medida M_0 combina dos subíndices: la proporción de personas multidimensionalmente pobres (llamada incidencia o H) y la intensidad de la pobreza dada por el promedio ponderado de privaciones que experimentan los pobres (denotada como A). Formalmente, $H = q / n$ donde q es la cantidad de personas multidimensionalmente pobres y $A = \sum_{i=1}^n c_i(k) / q$. El IPM o más genéricamente M_0 es el producto de los dos subíndices mencionados y puede verificarse que es el promedio poblacional del puntaje ponderado de privaciones censuradas:

$$IPM = M_0 = H * A = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0(k) \quad (6).$$

La medida M_0 satisface el axioma de monotonicidad dimensional dado que se ajusta por la intensidad de la pobreza: cuando una persona identificada como pobre pasa a estar privada en un indicador adicional, la intensidad A aumenta y entonces M_0 también lo hace. La importancia de esta propiedad no es menor. Sean dos poblaciones L y K (o la misma en dos momentos en el tiempo) con la misma incidencia de la pobreza multidimensional, por ejemplo, el 20 %. Supongamos que en la población L las personas pobres están privadas en promedio en un 50 % de los indicadores ponderados, en tanto que en la población K las personas pobres están privadas en promedio en un 70 % de los indicadores ponderados. El IPM en L será de 0,10, mientras que en K será de 0,14, lo que refleja la mayor intensidad de la pobreza.

La medida M_0 se puede descomponer en subgrupos poblacionales y en indicadores una vez que se ha realizado la etapa de identificación. La descomposición por indicadores se realiza analizando las tasas de privación censuradas definidas como la proporción del total de personas que son pobres y están privadas en cada indicador. Formalmente, la tasa de privación censurada del indicador j está dada por:

$$TPC_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ij}^0(k) \quad (7).$$

A partir de la TPC puede obtenerse la contribución de cada indicador al total de pobreza, como la tasa de privación censurada ponderada por su peso, sobre el total de pobreza multidimensional.

Comparado con el método NBI, la medida M_0 empleada en el IPM aquí usado retiene la simplicidad para identificar a la población pobre por medio del enfoque de conteo, pero permite incorporar la intensidad de la pobreza y desagregar por indicadores (posidentificación), propiedades que no son satisfechas por el indicador de incidencia H . Permite, además, combinar indicadores cardinales con indicadores ordinales de una manera robusta al cambio en la escala de los indicadores ordinales.

Sin embargo, la medida M_0 también ha recibido críticas. Por ejemplo, Ravallion (2011) señala que nunca un índice será una estadística suficiente de pobreza y que es preferible realizar las agregaciones en el espacio de los logros, y utilizar los precios. Datt (2018) remarca que la medida M_0 no es sensible a la desigualdad entre dimensiones y argumenta en favor de la utilización de un umbral de criterio unión.

Entre las respuestas a estas críticas, se encuentra que, aun con limitaciones, los índices multidimensionales ofrecen una medición más comprehensiva que la del ingreso y que los precios de muchos servicios suelen no estar disponibles o no ser representativos, en tanto que, si la medición ocurre en el espacio de los funcionamientos humanos, los precios no existen (Alkire, Foster y Santos, 2011). Por otra parte, la insensibilidad a la desigualdad entre dimensiones es el costo de poder desagregar por dimensiones (Alkire y Foster, 2016). Por último, el criterio unión tiene altas probabilidades de acarrear errores de medición.

Fuente de datos

Se utilizan los microdatos provistos por el Indec recabados por medio de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) en forma trimestral para los principales aglomerados urbanos del país. El análisis se centra en el periodo de 2003 a 2016, aunque algunos trimestres no pudieron ser incluidos por falta de datos (primero y segundo de 2003, tercero de 2007, tercero y cuarto de 2015 y primero de 2016). Cabe aclarar que, de acuerdo con el Indec (2016a), los resultados de las estimaciones obtenidas de 2007 a 2015 deben tomarse con algunas reservas, debido a que la EPH estuvo sujeta a un manejo discrecional en algunos sentidos que afectan la confiabilidad de las estimaciones³.

Por otra parte, los datos de la EPH parecen tener un problema de cobertura en lo que respecta a las poblaciones de villas o asentamientos informales, ya que, de acuerdo con ellos, solo un 2 % de la población de los 31 aglomerados urbanos considerados en la EPH habitaba en villas de emergencia en 2017. Sin embargo, según el relevamiento de barrios populares realizado por el Relevamiento Nacional de Barrios Populares (ReNaBap) (Registro Nacional de Barrios Populares, 2017), se estima que 3,5 millones de personas habitan en barrios populares, lo que equivaldría a un 12,8 % de la población de los 31 aglomerados urbanos.

Indicadores, dimensiones y cortes seleccionados

Este índice de pobreza, siguiendo a la Cepal (2014), Santos et al. (2015) y Santos y Villatoro (2018), consta de cinco dimensiones y de doce indicadores. Todos los indicadores son definidos a nivel de hogar y se asumen externalidades dentro

³ Se mencionan aspectos de diseño muestral de la EPH, falta de supervisión en la realización de las encuestas, creciente no respuesta y ausencia de explicitación de los criterios utilizados para la imputación de ingresos faltantes, entre otros.

de este. En la Tabla 2 se detallan las dimensiones, los indicadores y las ponderaciones del IPM.

Para el indicador de ingresos, se utiliza como línea de pobreza para el periodo de 2003 a 2006 la canasta básica total computada por el Indec. Luego, en vista de que el Indec comenzó a subestimar la inflación, se procedió de la siguiente forma. Entre 2007 y 2008 se utiliza la canasta del Indec para el cuarto trimestre de 2006, pero ajustándola por la variación en el índice de precios al consumidor (IPC) de la serie de inflación verdadera (www.inflacionverdadera.com). Para el periodo de 2009 a 2015, se utiliza la canasta estimada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL), puesto que durante este periodo las canastas del Indec no tenían credibilidad⁴. En 2016, el Indec restituyó el cálculo de la canasta básica alimentaria y total de manera confiable, e introdujo consigo algunas mejoras metodológicas que no hacen comparables estas valorizaciones con las de la FIEL para años previos. Para preservar la comparabilidad, para 2016 se opta por continuar utilizando la canasta de la FIEL.

Tabla 2.

Dimensiones, indicadores y ponderaciones

Dimensiones	Indicador de privación Hogares que, con, donde...	Ponderación (%)
Vivienda		22,2
Materiales de la vivienda	Piso de tierra o materiales de techo precarios (residuos, cartón, caña, paja, otros).	7,4
Personas por cuarto	Tres o más personas por cuarto.	7,4
Tenencia de la vivienda	Viven en casas ocupadas ilegalmente o en una casa cedida o prestada.	7,4
Servicios básicos		22,2
Agua de fuente mejorada	Agua por tuberías fuera del terreno, pozo sin bomba mecánica, agua embotellada, agua de lluvia, río o arroyo.	7,4
Sanidad mejorada	Sin baño, baño compartido o letrina sin fosa séptica.	7,4
Energía	Utilizan madera, carbón o estiércol como combustible para cocinar.	7,4
Estándar de vida		22,2

(Continúa)

⁴ Se utilizaron las canastas de la FIEL revisadas en 2016 (FIEL, 2016). La revisión consistió en que se actualizaron los ponderadores del IPC de la FIEL de acuerdo con la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGHo) de 2005 y se actualizó la base del índice utilizando como referencia el promedio de 2012. La serie de la canasta básica total (CBT) sin estas revisiones fue discontinuada. Estas modificaciones son consistentes con los cambios metodológicos introducidos por el Indec en 2016. En la sección de resultados, se ofrecen comentarios respecto de las diferencias con las estimaciones obtenidas con las líneas de la FIEL sin las revisiones.

Tabla 2.

Dimensiones, indicadores y ponderaciones

Dimensiones	Indicador de privación Hogares que, con, donde...	Ponderación (%)
Ingresos	Ingresos por adulto equivalente insuficientes para cubrir necesidades alimentarias y no alimentarias.	22,2
Educación		22,2
Asistencia a la escuela	Al menos un chico de entre 6 y 17 años no asiste a la escuela	7,4
Rezago escolar	Al menos un chico de entre 6 y 17 años atrasado más de dos años con respecto al grado para su edad.	7,4
Logro educativo	Ningún miembro de entre 20 y 59 años tiene al menos nueve años de educación o ningún miembro de 60 años o más con primaria completa.	7,4
Empleo y seguridad social		11,1
Empleo	Al menos un miembro de entre 15 y 65 años desempleado, empleado sin pago o desalentado.	7,4
Seguridad social	Ningún miembro tiene cobertura médica, o ningún miembro contribuye al sistema de seguridad social, o ningún miembro percibe ingresos por pensión o jubilación.	3,7

Nota: en el índice original se incluye un indicador adicional dentro de la dimensión estándar de vida, referido a la tenencia de bienes durables, que no puede incluirse aquí porque no se cuenta con esa información en la EPH. Para computar la privación monetaria, se emplea la escala de adulto equivalente propuesta por el Indec (2016b). A su vez, en el índice original se incluye el acceso a electricidad dentro del indicador de energía, y se consideran los materiales de las paredes dentro del indicador de materiales de la vivienda; dado que esta información no está disponible en la EPH, los indicadores de estas dimensiones se construyeron solo con los aspectos detallados en la tabla. Un trabajador desalentado se define como aquel que a la pregunta de por qué motivo no buscó trabajo en los últimos treinta días respondió la opción “Se cansó de buscar trabajo” o “Hay poco trabajo en esta época del año”. Fuente: Santos y Villatoro (2018).

El valor del umbral de pobreza multidimensional utilizado (k) es del 25 %. Esto implica que es necesario presentar privaciones en el equivalente de más de una dimensión completa para ser considerado multidimensionalmente pobre. Puede estimarse que este umbral de pobreza es algo conservador, en tanto requiere varias privaciones en simultáneo para ser identificado como pobre. Pero también puede entenderse como un umbral que busca enfocar el análisis en un subgrupo poblacional intensamente privado, pobreza estructural o nuclear.

Así, el IPM especificado combina el indicador de pobreza monetaria con indicadores de privaciones de tipo NBI, aunque con umbrales actualizados a los estándares de vida actuales, e indicadores vinculados al mercado laboral, y ofrece una medición de la pobreza comprehensiva pero sintética a la vez, que incluye diferentes fuentes del bienestar. Constituye, en la tipología de Boltvinik (2003), un método normativo combinado.

Este IPM tiene varias similitudes desde el punto de vista de los indicadores considerados con los IPM especificados en Conconi (2009), López y Safoján (2013), Arévalo y Paz (2015) (trabajos que utilizan datos de la EPH). También tiene similitudes con el IPM utilizado en Paz (2014) (con datos de la Encuesta Nacional de Hogares Urbanos [EAHU]) y con el de Bonfiglio y Salvia (2019) (con datos de la Encuesta sobre la Deuda Social Argentina [EDSA]). Algunas diferencias son que esos IPM no comprenden el indicador de tenencia de la vivienda como tampoco de rezago escolar, en tanto que en el IPM aquí utilizado no se incluye un indicador de seguridad alimentaria, ni de acceso a recursos de la información ni de gastos en salud, indicadores que no pueden ser contruidos con datos de la EPH. Tampoco se incluye un indicador de localización de la vivienda en cercanías de focos de contaminación, como en Paz (2014), Arévalo y Paz (2015) y Bonfiglio y Salvia (2019).

El IPM aquí utilizado también se asemeja a los trabajos citados en utilizar un umbral de pobreza intermedio. La excepción es la de Bonfiglio y Salvia (2019), quienes siguen el criterio de Coneval (2010). Aquí se prefiere un umbral de pobreza intermedio general, puesto que puede argüirse que experimentar varias privaciones en indicadores clasificados como derechos sociales puede ser tan grave como sufrir privación monetaria y una privación en un derecho social.

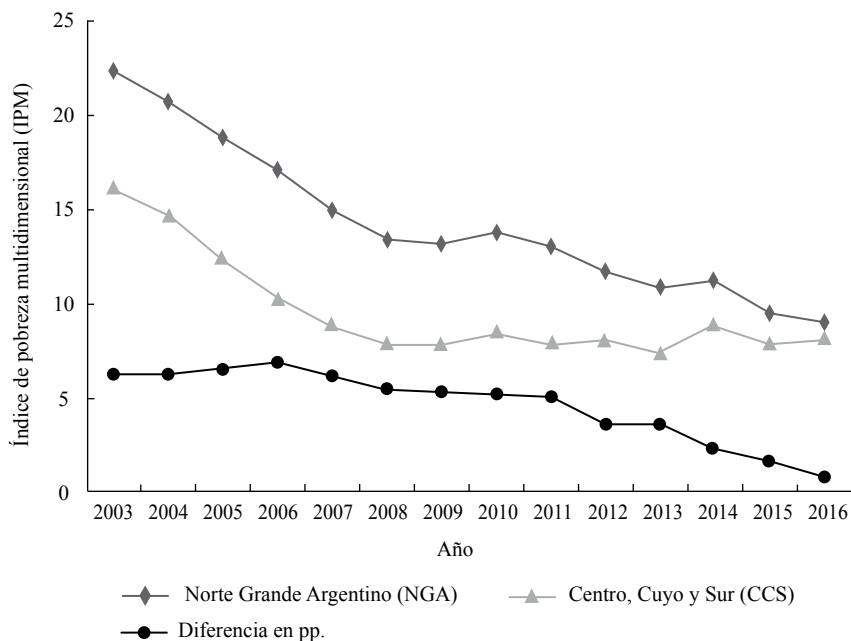
RESULTADOS

Evolución de la pobreza multidimensional del NGA versus CCS

La Figura 1 presenta los resultados del IPM para el NGA y el CCS, y la diferencia en puntos porcentuales entre las dos grandes regiones. Se observa que entre 2003 y 2011 los principales aglomerados urbanos del NGA presentaron niveles de pobreza en promedio 5,75 pp mayores que los del CCS⁵. Esta evolución concuerda con los resultados obtenidos por López y Safoján (2013), quienes analizan el periodo de 2004 a 2010. En la Figura 1 se observa también a partir de 2011 un proceso de igualación en los niveles de pobreza multidimensional urbana entre el NGA y el CCS: la brecha comienza a descender a razón de 0,7 pp por año hasta 2016. *A priori*, la reducción de las diferencias es consecuencia de un estancamiento en la disminución de la pobreza multidimensional en el CCS combinado con una continuación de la reducción de la pobreza en el NGA.

⁵ Al emplear las canastas antiguas de la FIEL, la brecha promedio en las estimaciones de pobreza multidimensional entre el NGA y el CCS es de 0,5 pp menor para el mismo periodo.

Figura 1.
Pobreza multidimensional (2003-2016)



Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

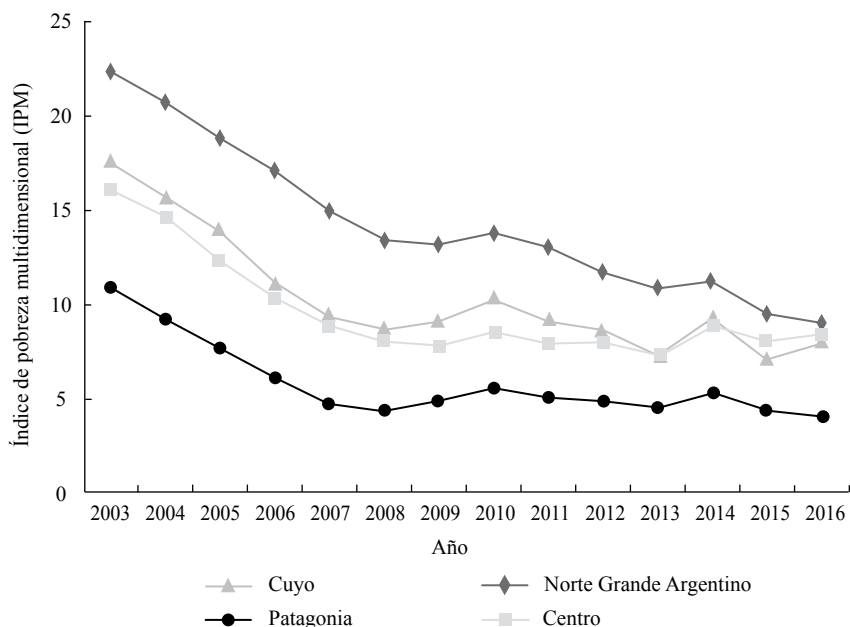
En la Figura 2 se describe la evolución del IPM en cada una de las regiones que componen el agregado CCS. Allí se observa que las regiones de Cuyo y Centro muestran a lo largo de toda la serie niveles de pobreza similares entre sí, con la región Centro que experimenta un pequeño incremento en el último año considerado y termina con un valor de IPM mayor que en 2011. Por su parte, la Patagonia ha presentado niveles de pobreza menores de las demás regiones y esto persiste hacia 2016. Es decir, la tendencia a la igualación en los niveles de pobreza multidimensional entre el NGA y el CCS entre 2011 y 2016 proviene, fundamentalmente, de una reducción de la disparidad entre el NGA y Cuyo y Centro, pero en menor medida al comparar con la Patagonia. Se inscribe, además, en un contexto de desaceleración de la reducción de la pobreza en términos generales. Estos resultados son concordantes con Arévalo y Paz (2015).

En la Figura 3 se presenta el mapa de pobreza en los aglomerados urbanos de Argentina en 2004 y 2016. Las provincias sombreadas en amarillo son las del NGA y las provincias en blanco constituyen la región CCS. El mapa muestra las estimaciones del IPM en cada uno de los aglomerados urbanos donde se realiza la EPH. El tamaño de cada círculo depende del tamaño poblacional del aglomerado.

La intensidad del color rojo indica el nivel de pobreza. En cada uno de los mapas, un rojo más intenso indica un IPM más alto, y un rojo más claro un IPM más bajo.

Figura 2.

Pobreza multidimensional en regiones de Argentina



Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

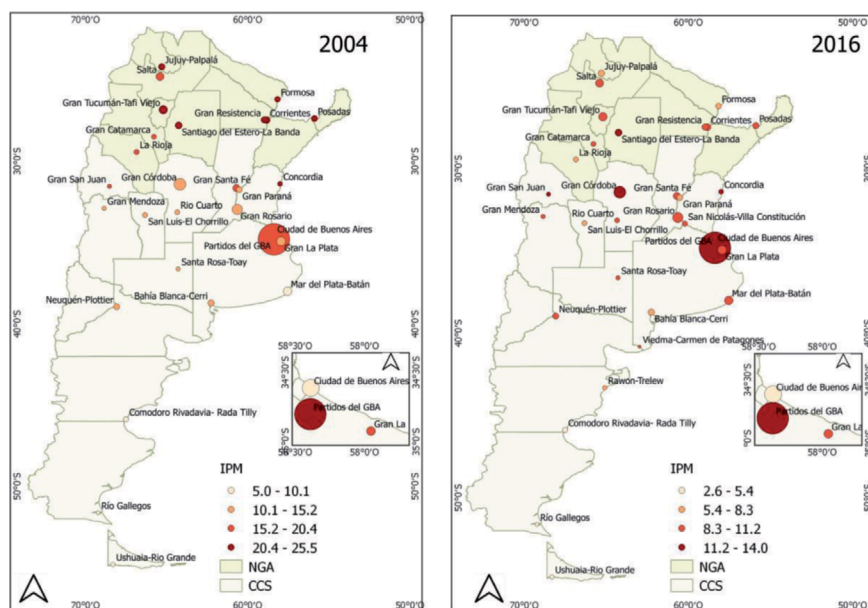
La comparación de los dos mapas resume buena parte de los resultados mencionados. En primer término, entre 2004 y 2016, hubo una reducción significativa de la pobreza en todos los aglomerados urbanos. Esto se advierte notando la escala de colores de cada mapa: mientras que en 2004 el rojo más intenso —que indica los aglomerados con mayor nivel de pobreza— correspondía a aglomerados con IPM de entre 20,4 y 25,5, en 2016 este mismo color correspondía a aglomerados con IPM de entre 11,2 y 14⁶. En segundo lugar, se advierte la reducción de las disparidades regionales: mientras que en 2004 los aglomerados del NGA aparecen todos con un rojo más intenso que los aglomerados del CCS (a excepción de los partidos del Gran Buenos Aires [GBA], que presentan un nivel de pobreza más cercano al de los aglomerados del NGA, como Salta), en 2016 varios aglomerados del CCS (tales como partidos del GBA, Gran Córdoba y Gran San Juan) aparecen con intensidad de color igual o mayor a la de varios aglomerados del NGA,

⁶ Mantener la escala de 2004 en 2016 no permitiría apreciar las disparidades regionales en 2016; esencialmente, todos los aglomerados aparecerían con el primer color de la escala de 2004.

en tanto que varios aglomerados del NGA tienen un color menos intenso, en el mismo rango que el de muchos aglomerados del CCS. Esta convergencia de colores (en atención a que la escala de intensidad de colores en 2016 es a un nivel más bajo que la escala de 2004) ilustra la convergencia en niveles de pobreza multidimensional entre los principales aglomerados urbanos del NGA con respecto a los del CCS, en especial con Cuyo y Centro.

Figura 3.

Mapas de pobreza multidimensional en los principales aglomerados urbanos de Argentina



Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

Al analizar los dos subíndices del IPM presentados en la Tabla 3, se observa que la reducción en los niveles de pobreza multidimensional se debió tanto a una disminución de la incidencia como de la intensidad de la pobreza, y que la reducción de la incidencia fue mayor que la de la intensidad, algo también señalado por Arévalo y Paz (2015). En segundo lugar, al observar los ratios de cada subíndice del NGA con respecto a los del CCS, se detecta que entre 2003 y 2007 la disparidad desde el punto de vista de la incidencia tendió a incrementarse, y que a partir de entonces se observa una tendencia a la reducción de esta; hacia 2014 se logra una diferencia menor de la observada en 2003. En términos de intensidad, el ratio entre el NGA y el CCS muestra desde el inicio de la serie una tendencia a la igualación con una mejora para el NGA.

Tabla 3.

Incidencia e intensidad de la pobreza en el NGA y en el CCS

Año	NGA		CCS		Ratio NGA/CCS	
	Incidencia	Intensidad	Incidencia	Intensidad	Incidencia	Intensidad
2003	54,82	40,69	40,99	39,31	1,34	1,04
2007	37,68	37,68	22,5	39,07	1,67	0,96
2011	34,43	37,74	21,13	37,38	1,63	1,01
2013	29,88	36,06	19,77	37,01	1,51	0,97
2015	27,35	34,63	21,86	35,94	1,25	0,96
2016	26,09	34,26	22,7	36,35	1,15	0,94

Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

Disparidades en la composición de la pobreza multidimensional entre regiones en el tiempo

La Tabla 4 presenta los cocientes de las tasas de privación sin censurar entre el NGA con respecto al CCS, es decir, la proporción de personas del total poblacional que presenta privaciones en cada indicador. Cuando el valor de la tabla es mayor que 1, indica que el NGA presenta un mayor ratio de privación que el CCS, y viceversa si el ratio es menor que 1.

Tabla 4.

Cocientes de ratios de privación sin censurar, NGA/CCS

Indicador	2003	2007	2011	2013	2015	2016
Material de la vivienda	2,14	2,23	1,62	1,11	1,03	0,91
Hacinamiento	1,48	1,46	1,53	1,31	1,12	1,05
Tenencia de la vivienda	1,19	1,04	1,27	1,03	0,82	0,76
Agua mejorada	1,05	1,37	1,09	1,23	1,17	1,00
Sanidad	1,16	1,15	1,11	1,00	0,79	0,66
Energía usada para cocinar	4,38	4,36	3,49	2,47	1,44	0,88
Ingresos	1,38	1,80	1,68	1,59	1,38	1,30
Asistencia a la escuela	1,52	1,41	1,42	1,26	1,08	1,11
Logro educativo	1,10	1,09	1,14	1,08	0,91	0,81
Rezago escolar	1,75	1,62	1,83	1,64	1,28	1,11
Empleo	0,93	1,04	0,89	0,81	0,78	0,75
Seguridad social	1,11	1,23	1,26	1,24	1,19	1,07

Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

Se observa que en 2003 el NGA presentaba una mayor proporción de su población con privaciones en los doce indicadores, a excepción del ratio de empleo. Esta situación se mantenía en 2011, aunque cinco de los doce ratios registraron una disminución. Pero a partir de 2011 y hasta 2016, comienzan a reducirse las disparidades entre el NGA y el CCS en todos los indicadores. Las mayores reducciones de disparidades en términos relativos ocurrieron en los indicadores de acceso a servicios básicos y vivienda, seguidas de las reducciones en los indicadores de educación, ingresos, empleo y seguridad social.

En particular, en los indicadores de materiales de la vivienda, tenencia, sanidad, energía y logro educativo, los ratios pasaron a ser menores que 1, lo que indica tasas de privación menores en el NGA en relación con las del CCS, en tanto que en empleo se redujo un poco más el ratio en favor del NGA. El ratio entre la tasa de privación de ingresos entre NGA y CCS experimentó una reducción importante entre 2011 y 2016 (luego de que hubiera tenido un incremento entre 2003 y 2011). Algo similar ocurrió con el indicador de seguridad social, pero con una reducción de la disparidad mucho menor.

Cuando se realiza el mismo ejercicio con las tasas de privación censuradas, los resultados son cualitativamente similares. En síntesis, se puede afirmar que hubo reducción en las discrepancias de privaciones entre el NGA y el CCS en todos los indicadores tanto en la población en general como en las privaciones de las personas en situación de pobreza multidimensional. Se observan mejoras especialmente significativas y robustas en favor del NGA en materiales de la vivienda, tenencia, sanidad, logro educativo y empleo.

Algunas hipótesis para dar cuenta de la reducción de disparidades

En primer término, corresponde resaltar que la reducción de disparidades en los niveles de pobreza entre el NGA y el CCS observada corresponde a los principales aglomerados urbanos del país donde se realiza la EPH a partir de la cual se realizan las estimaciones de este trabajo. Esto excluye aglomerados más pequeños y áreas rurales. Aun así, es natural preguntarse a qué se debe la reducción de las disparidades. A continuación, se formulan algunas hipótesis referidas a cada dimensión.

En primer lugar, en atención a los indicadores de las dimensiones de vivienda y servicios básicos, es relevante considerar el Programa de Mejoramiento Barrial (Promeba), que depende de la Secretaría de Vivienda y Hábitat, perteneciente al Ministerio del Interior, Obas Públicas y Vivienda de la Nación. Este fue creado en 1997 para mejorar las condiciones de hábitat y vivienda en barrios marginales y asentamientos informales, en zonas urbanas de más de 5000 habitantes⁷.

⁷ El Promeba ha sido financiado con créditos del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), complementado con aportes del Gobierno nacional.

Desde sus inicios, Promeba ha tenido como objetivo legalizar la tenencia de la vivienda, proveer infraestructura, equipamiento y saneamiento ambiental, además de fortalecer el capital social y la capacidad de gestión del barrio. El componente de infraestructura, equipamiento y saneamiento ambiental es el que concentra la mayor proporción de los recursos con un 83 % del total (Subsecretaría de Desarrollo Urbano y Vivienda, 2011) y abarca aspectos como construcción de la red de agua, red de desagües cloacales, red de energía eléctrica, drenaje de aguas, instalación de inodoro con descarga dentro del hogar, alumbrado público, ampliación y mejora de la vivienda o relocalización en casos de alto riesgo ambiental.

A octubre de 2018, existían 625 proyectos de mejora barrial (en ejecución, en licitación o terminados) de los cuales el 34 % se desarrollan en el NGA. En los datos de la EPH, el NGA concentra una población beneficiaria del Promeba (33 %) que es más de dos veces su peso poblacional (14 %), lo que podría estar dando cuenta de las reducciones en la disparidad en las privaciones de los seis indicadores de vivienda y servicios básicos.

En la dimensión de educación, los tres indicadores registran reducciones significativas de disparidades, y la tasa de privación (sin censurar y censurada) en logro educativo del NGA pasó a estar por debajo de la del CCS. En la Tabla 5 se observa que en el NGA hubo un incremento de 1,2 años de estudio promedio en la población de 20 a 59 años entre 2003 y 2016, y un incremento de 0,4 entre 2011 y 2016, en tanto que el incremento para las regiones CCS fue solo de 0,2 años entre 2003 y 2016, y una reducción de 0,1 entre 2011 y 2016.

Tabla 5.
Años de estudio promedio en población de 20 a 59 años

Año	NGA	CCS
2003	10,4	10,8
2007	10,8	11,0
2011	11,2	11,3
2015	11,4	11,4
2016	11,6	11,5

Fuente: elaboración propia según EPH-Indec.

Esta evolución particularmente favorable en el NGA desde el punto de vista de la asistencia y el logro educativo entre 2011 y 2016 puede deberse a los efectos de la condicionalidad del programa de transferencia monetaria Asignación Universal por Hijo (AUH), introducido en 2009, que exige la asistencia escolar. En el ámbito nacional se ha encontrado un impacto positivo de la AUH sobre las tasas de asistencia escolar (Edo, Marchionni y Garganta, 2015), sobre la terminación de la escuela primaria y sobre la reducción de la tasa de abandono escolar (Edo y Marchionni, 2018). Puesto que el NGA tiene una estructura poblacional más joven, es

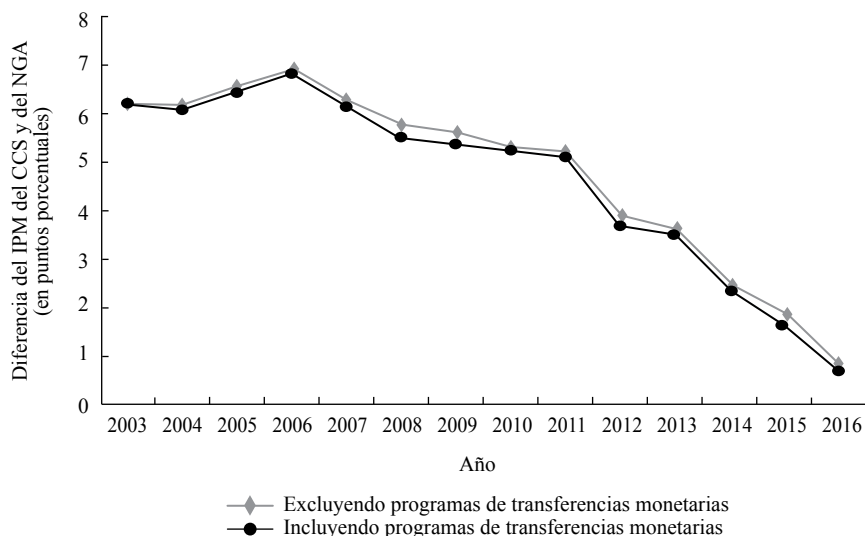
de esperar que el impacto de la AUH sobre las variables educativas sea mayor en esta región.

Para intentar dar cuenta del descenso en las disparidades de privación monetaria entre el NGA y el CCS en la dimensión estándar de vida, cabe considerar el efecto de programas de transferencias tales como la AUH, el Programa de Ingreso Social con Trabajo implementado en 2010 y el Programa de Respaldo a Estudiantes de Argentina (Progresar) implementado en 2014. Presumiblemente, el impacto de estos programas podría ser particularmente favorable para el NGA, ya que esta región presenta una mayor cantidad de beneficiarios potenciales en términos relativos (Bustos, Giglio y Villafañe, 2013): por un lado, posee una mayor proporción de su población por debajo de la línea de pobreza monetaria e informalidad laboral y, además, una estructura poblacional más joven que otras regiones (Indec, 2010).

Dado que la EPH permite identificar el monto de ingreso total familiar que corresponde a programas de transferencias monetarias, la Figura 4 presenta la diferencia en puntos porcentuales del IPM entre el CCS y el NGA cuando se consideran estas transferencias en comparación con el caso en que estas son excluidas del ingreso familiar. Puede verse que las transferencias monetarias contribuyen a reducir la brecha entre el NGA y el CCS, y que la diferencia en reducción de la brecha se incrementa y sostiene a partir de 2011.

Figura 4.

Impacto de los programas de transferencias monetarias sobre la reducción de las discrepancias de pobreza multidimensional entre el NGA y el CCS



Fuente: elaboración propia según EPH-Indec.

En la dimensión de empleo y seguridad social, resulta llamativo que el ratio del indicador de privación de empleo haya sido favorable al NGA desde 2003, y continuado en descenso en favor de esta región. La Tabla 6 presenta indicadores básicos del mercado laboral del NGA contrastados con los correspondientes a CCS. Se observa que la tasa de desocupación ha sido siempre menor en el NGA que en el CCS, y que esta diferencia se amplió entre 2003 y 2016, lo que es un dato alentador. Sin embargo, cabe notar que en cada año los menores niveles de desocupación en el NGA en relación con el CCS se deben, al menos en parte, a la menor tasa de actividad que se observa en el NGA y a la mayor participación del empleo público, que otorga menos volatilidad a la tasa de desocupación (Mignone, 2011).

Tabla 6.
Indicadores del mercado laboral en el NGA y en el CCS

Año	NGA		Empleo público	CCS		Empleo público
	Tasa de desempleo	Tasa de actividad		Tasa de desempleo	Tasa de actividad	
2003	12,4	41,2	28,7	14,7	47,1	18,7
2007	7,0	39,6	24,3	7,6	46,6	14,5
2011	4,7	40,5	24,4	7,0	47,0	14,9
2014	5,2	40,4	25,3	7,2	46,0	16,2
2016	5,0	40,9	27,6	7,9	46,1	15,7

Fuente: elaboración propia según datos de EPH-Indec.

En el ámbito de la seguridad social, si bien hubo varias medidas a nivel nacional implementadas desde 2004 tendientes a universalizar el acceso a prestaciones previsionales y a aumentar registro de trabajadores, estas no parecen haber tenido un impacto sustantivo en la reducción de las disparidades regionales.

CONCLUSIONES

El NGA ha presentado históricamente niveles de pobreza más altos que el CCS. Sin embargo, en este trabajo se encuentra que entre 2011 y 2016 se produjo una reducción significativa de las disparidades en los niveles de pobreza multidimensional entre los principales aglomerados urbanos del NGA y los principales aglomerados urbanos del CCS.

Se utilizó para la medición un IPM que, en consideración de doce indicadores agrupados en cinco dimensiones (vivienda, servicios básicos, educación, empleo y seguridad social, e ingresos), es construido a partir del método de Alkire y Foster (2011). Esta metodología permite superar algunas limitaciones de métodos ampliamente difundidos como la línea de pobreza o el de las NBI al combinar

indicadores monetarios y no monetarios, ajustar por la intensidad de la pobreza, actualizar los umbrales de privación, utilizar un criterio intermedio (en vez de uno de unión) en la etapa de identificación y ampliar las dimensiones en las que se evalúa el logro de las personas, incluso aspectos de empleo y seguridad social. De esta manera, el IPM aquí utilizado permite tener una mirada más comprehensiva sobre la evolución de la pobreza.

Se evidencia una convergencia del NGA con el CCS a niveles de IPM (proporción de personas multidimensionalmente pobres ajustada por la intensidad de la pobreza) de entre el 8 % y el 10 %. Esta convergencia es el resultado de una reducción sostenida de la pobreza en los aglomerados del NGA, combinada con un estancamiento en la reducción de la pobreza en Cuyo y la Patagonia, y un pequeño incremento entre 2011 y 2016 de la pobreza en el Centro. Hacia dentro del IPM, se observa convergencia en los niveles de privación en todos los indicadores considerados, hasta el punto de que en los indicadores de materiales de vivienda, tenencia, energía, saneamiento, logro educativo y empleo las tasas de privación del NGA fueron menores que las del CCS.

En principio, la incipiente convergencia en los niveles de pobreza del NGA hacia los niveles del CCS parece un resultado alentador. Sin embargo, conviene recapitular algunas consideraciones. En primer lugar, es positiva la convergencia debido a una reducción sostenida de la pobreza multidimensional del NGA, pero naturalmente también sería deseable que el Centro y Cuyo continuaran en la senda de reducción de la pobreza.

En segundo lugar, es fundamental considerar que estos resultados se refieren solo a los aglomerados urbanos más importantes del país a los que está circunscripta la EPH. En efecto, los aglomerados del NGA en la EPH son únicamente las capitales de provincia. En este sentido, debe considerarse que las disparidades territoriales se reproducen hacia dentro de las provincias del NGA, y las ciudades capitales tienen un mejor desempeño relativo que las ciudades más pequeñas y las áreas rurales. Es probable que, si se consideraran en ambas regiones (NGA y CCS) aglomerados más pequeños y zonas rurales, el resultado de la convergencia no se sostuviera.

En tercer lugar, la convergencia en lo que respecta al indicador de desempleo también debe moderarse, puesto que se observa en el NGA una tasa de actividad en torno a 5 pp por debajo de la del CCS y una tasa de empleo público en torno a 10 pp superior a la del CCS. Se resalta, sin embargo, los logros en los aglomerados del NGA en lo que respecta al mejoramiento habitacional y de acceso a servicios, que parece razonable atribuir a la implementación del Promeba. Se destaca también el incremento del nivel educativo de los adultos y el aumento de la asistencia escolar de los niños, que parece razonable asociar a la condicionalidad de la AUH introducida en 2009 y a las reducciones en la disparidad de la pobreza monetaria, asociada, al menos en parte, también a la AUH.

En síntesis, resulta alentador la verificación de una convergencia en los niveles de pobreza multidimensional de los principales aglomerados urbanos del NGA con respecto a los del CCS, y se reconoce la importancia directa en ello de las políticas públicas de mejoramiento barrial transferencias condicionadas de ingresos. La medición multidimensional permite evidenciar la incidencia de estas políticas. Sin embargo, parece conveniente generar políticas orientadas a la mejora del mercado laboral y los sectores productivos del NGA, lo que hace a las características estructurales de la economía de esta región históricamente relegada. También es necesario asegurar la continuidad de las mejoras en materia educativa, con políticas especialmente diseñadas para esta región.

Sin duda, las asociaciones entre las políticas públicas mencionadas y la reducción de las diferentes privaciones consideradas ameritan mayores investigaciones. Por otra parte, sería deseable contar con datos que permitieran estimar un conjunto de indicadores más ricos en lo que respecta a la salud, tales como nutrición y mortalidad infantil, así como con datos con una cobertura territorial que incluyera aglomerados pequeños y áreas rurales, lo que permitiría evaluar la robustez de los resultados aquí obtenidos.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece la colaboración de la licenciada Marina Tortul en la elaboración de los mapas georreferenciados y los comentarios y sugerencias sobre la sección *Disparidades territoriales en Argentina* de la doctora Lucía Bracamonte. Se agradece también el financiamiento brindado por ANPCyT-PICT 2015-2079.

REFERENCIAS

1. Alkire, S., & Foster, J. (2009). *Memo to Coneval*.
2. Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
3. Alkire, S., & Foster, J. E. (2016). *Dimensional and distributional contributions to multidimensional poverty* (Working Paper, 100). OPHI.
4. Alkire, S., & Santos, M. E. (2014). Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index. *World Development*, 59, 251-274. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.01.026>
5. Alkire, S., Foster, J. E., & Santos, M. E. (2011). Where did identification go? *Journal of Economic Inequality*, 9(3), 501-505. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9201-4>
6. Altimir, O. (1979). *La dimensión de la pobreza en América Latina*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

7. Arévalo, C., & Paz, J. (2015). *Pobreza en Argentina: privaciones múltiples y asimetrías regionales*. Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico.
8. Beccaria, L., & Minujin, A. (1985). *Métodos alternativos para medir la evolución del tamaño de la pobreza*. Buenos Aires, Argentina: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
9. Bolsi, A. (2007). El mito de la opulencia argentina: territorio y pobreza en el Norte Grande. *Actas Latinoamericanas de Varsovia*, 30, 189-206.
10. Bolsi, A., Longhi, F., Meichtry, N., & Paolasso, P. (2009). Ámbito regional, interrogantes y conjeturas: el territorio del Norte Grande Argentino como contexto de la pobreza. En *Geografía de la pobreza en el Norte Grande Argentino* (pp. 123-171). San Miguel de Tucumán: Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas.
11. Bolsi, A., Paolasso, P., & Longhi, F. (2005). El Norte Grande Argentino entre el progreso y la pobreza. *Población & Sociedad*, 12-13, 227-283.
12. Boltvinik, J. (2003). Tipología de los métodos de medición de la pobreza: los métodos combinados. *Comercio Exterior*, 53(5), 453-465.
13. Bonfiglio, J. I., & Salvia, A. (2019). *Pobreza multidimensional fundada en derechos económicos y sociales: Argentina urbana: 2010-2018*. Buenos Aires, Argentina: Observatorio de la Deuda Social Argentina.
14. Bustos, J., Giglio, G., & Villafañe, S. (2013). Asignación Universal por Hijo: alcance e impacto por regiones del país. En *Trabajo, ocupación y empleo: investigaciones sobre protección social y relaciones laborales Argentina 2012* (pp. 17-41). Buenos Aires, Argentina: Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social.
15. Campi, D., & Richard-Jorba, R. A. (2004). Transformaciones productivas espaciales y sociales en Argentina extrapampeana: Tucumán y Mendoza entre 1850 y 1890. *Boletín Americanista*, 54, 35-62.
16. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2010). *La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir*. Santiago de Chile. Chile: Autor. Recuperado de https://www.ceplan.gob.pe/wp-content/uploads/files/Documentos/libro_lahora_de_la_igualdad.pdf
17. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2014). *Panorama social de América Latina 2014*. Santiago de Chile, Chile: Cepal.
18. Conconi, A. (2009). *Pobreza multidimensional en Argentina: ampliando las medidas tradicionales de pobreza por ingresos y NBI* (tesis de maestría, Universidad Nacional de La Plata, La Plata, Argentina). Recuperado de <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/3313>
19. Conconi, A., & Ham González, A. (2007). *Pobreza multidimensional relativa: una aplicación a Argentina* (Documentos de Trabajo, 57). Cedlas.
20. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2010). *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*. Ciudad de México, México: Autor.

21. Datt, G. (2018). Distribution-sensitive multidimensional poverty measures. *World Bank Economic Review*, 1-22. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-8346>
22. Delamónica, E., & Minujin, A. (2007). Incidence, depth and severity of children in poverty. *Social Indicators Research*, 82(2), 361-374.
23. Edo, M., & Marchionni, M. (2018). *Fading out effect or long lasting nudge? The impact of a conditional cash transfer program beyond starting the school year in Argentina* (Documento de Trabajo, 225).
24. Edo, M., Marchionni, M., & Garganta, S. (2015). *Conditional cash transfers programs and enforcement of compulsory education laws: The case of Asignación Universal por Hijo in Argentina* (Documento de Trabajo, 190).
25. Feres, J., & Mancero, X. (2001). *El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones a América Latina*. Santiago de Chile, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
26. Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas. (2016, agosto). *Canasta básica*, 87. Recuperado de <http://www.fiel.org/canasta>
27. Gorenstein, S., Castagna, A., Schorr, M., Napal, M., Raposo, I., Woelfin, ... & Ferreira, E. (2012). *¿Crecimiento o desarrollo? El ciclo reciente en el norte argentino*. Buenos Aires, Argentina: Miño y Dávila.
28. Hicks, N., & Streeten, P. (1979). Indicators of development: The search for a basic needs yardstick. *World Development*, 7(6), 567-580. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(79\)90093-7](https://doi.org/10.1016/0305-750X(79)90093-7)
29. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (s. f.). *Estadísticas históricas*. Recuperado de <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-InfomacionDeArchivo-2>
30. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (1984). *La pobreza en Argentina: indicadores de necesidades básicas insatisfechas a partir de los datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 1980*. Buenos Aires, Argentina: Autor.
31. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2010). *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*. Buenos Aires, Argentina. Recuperado de https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/poblacion/censo2010_tomo1.pdf
32. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2016a). *Mercado de trabajo: principales indicadores. Segundo trimestre de 2016. Consideraciones sobre la revisión, evaluación y recuperación de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH)*. Anexo Informe de Prensa.
33. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2016b). *La medición de la pobreza y la indigencia en Argentina*. Buenos Aires, Argentina: Autor.
34. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2018a). *Series trimestrales de oferta y demanda globales, 2004-2018*. Recuperado de https://www.indec.gob.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=3&id_tema_2=9&id_tema_3=47

35. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2018b). *Serie de producto interno bruto por provincia*. Recuperado de https://www.indec.gov.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=3&id_tema_2=9&id_tema_3=138
36. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2018c). *Origen provincial de las exportaciones año 2017*. Recuperado de http://www.editorialrn.com.ar/index.php?option=com_content&view=article&id=14246:origen-provincial-de-las-exportaciones-ano-2017&catid=14&Itemid=599
37. Kast, M., & Molina, S. (1975). *Mapa de la pobreza extrema*. Santiago de Chile, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
38. Katzman, R. (1989). La heterogeneidad de la pobreza: el caso de Montevideo. *Revista Cepal*, 37, 141-152.
39. Longhi, F., & Osatinsky A. (2017). Estructura productiva, pobreza y problemas de empleo en las provincias pampeanas y norleñas de Argentina en los primeros años del siglo XXI. *Cuadernos de Geografía*, 26(1), 77-99. <http://dx.doi.org/10.15446/rcdg.v26n1.51011>
40. López, C., & Safoján, R. (2013). Un análisis multidimensional de la pobreza: evidencia reciente de las regiones en Argentina. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 12, 9-44.
41. Mignone, A. M. (2011). La pobreza urbana en las capitales provinciales del Norte Grande Argentino. *Cuaderno Urbano*, 10(10), 63-81.
42. Ministerio de Economía de la Nación. (2014). *Necesidades básicas insatisfechas: información censal de 2010*. Recuperado de <http://www2.mecon.gov.ar/hacienda/dinrep/Informes/archivos/NBIAmpliado.pdf>
43. Ministerio de Producción y Trabajo de la Nación. (2017). *Estadísticas e indicadores regionales*. Recuperado de <http://trabajo.gov.ar/estadisticas/oede/estadisticasregionales.asp>
44. Ministerio de Salud de la Nación, Secretaría de Políticas, Regulación e Institutos, Dirección de Estadísticas e Información en Salud. (2017). *Estadísticas vitales. Información básica. Argentina, año 2016*. Buenos Aires, Argentina: Autor.
45. Narayan, D., Chambers, R., Shah, M., & Petesch, P. (2000). *Voices of the poor: Crying out for change*. Washington, D. C., EE. UU.: World Bank.
46. Paz, J. A. (2014). *Pobreza multidimensional en Argentina: asimetrías regionales* (Documentos de Trabajo, 11, parte I).
47. Ravallion, M. (2011). On multidimensional indices of poverty. *Journal of Economic Inequality*, 9, 235-248.
48. Registro Nacional de Barrios Populares. (2017). *Relevamiento Nacional de Barrios Populares: informe general periodo 08/2016 a 12/2017*. Recuperado de <https://zuletasintecho.files.wordpress.com/2018/04/resumen-informe-de-gestic3b3n-renabap-ac3b1o-2017-docx.pdf>
49. Salvia, A., Bonfiglio, J., & Vera, J. (2017). *La pobreza multidimensional en la argentina urbana 2010-2016: un ejercicio de aplicación de los*

- métodos OPHI y Coneval al caso argentino*. Buenos Aires, Argentina: Observatorio de la Deuda Social Argentina.
50. Santos, M. E. (2019). *Indicadores no monetarios para el seguimiento de los metas 1.2 y 1.4 de los ODS: estándares, disponibilidad, comparabilidad y calidad*. Santiago de Chile, Chile: Autor.
 51. Santos, M. E., & Villatoro, P. (2018). A multidimensional poverty index for Latin America. *Review of Income and Wealth*, 64(1), 52-82.
 52. Santos, M. E., Villatoro, P., Mancero, X., & Gerstenfeld, P. (2015). *A multidimensional poverty index for Latin America* (Working Paper, 79).
 53. Santos, M. E., Lugo, M., López-Calva, L., Cruces, G., & Battiston, D. (2010). Refining the Basic Needs Approach: A multidimensional analysis of poverty in Latin America. *Research on Economic Inequality*, 18, 1-29.
 54. Sen, A. (1981). *Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation*. Oxford, RU: Oxford University Press.
 55. Sen, A. (2009). *A theory of justice*. Londres, RU: Penguin Books.
 56. Subsecretaría de Desarrollo Urbano y Vivienda. (2011). *Evaluación final del Programa de Mejoramiento de Barrios II (Promeba II): informe final*. Recuperado de https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/prograrama_mejoramiento_de_barrios_ii.pdf
 57. Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: A survey of household Resources and Standar of Living*. Harmondsworth, RU: Penguin Books.

POBREZA Y DESIGUALDAD EN ECUADOR: MODELO DE MICROSIMULACIÓN DE BENEFICIO FISCAL

Marcelo Varela

Varela, M. (2020). Pobreza y desigualdad en Ecuador: modelo de microsimulación de beneficio fiscal. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 823-856.

El objetivo de este artículo es presentar Ecuamod, el modelo de microsimulación de beneficios fiscales para Ecuador. Un modelo de microsimulación estática que combina reglas detalladas de política de país con microdatos representativos de la Encuesta nacional de ingresos y gastos de hogares urbanos y rurales (Enighur 2011-2012) para simular derechos de beneficios en efectivo, impuesto sobre la renta personal y pasivos de cotización a la seguridad social, así como IVA e impuestos especiales para el periodo de 2011 a 2017. Se analiza la importancia relativa de los componentes de los beneficios fiscales en la distribución del ingreso y el efecto de los instrumentos de impuestos sobre la pobreza y la desigualdad de los ingresos.

Palabras clave: pobreza; desigualdad; impuestos; beneficios; microsimulación; Ecuador.

JEL: I32; I38; H24; D13.

M. Varela

Universidad Central del Ecuador, Instituto de Altos Estudios Nacionales, Ecuador. Correo electrónico: marcelo.varela@iaen.edu.ec; avarela@uce.edu.ec

Sugerencia de citación: Varela, M. (2020). Pobreza y desigualdad en Ecuador: modelo de microsimulación de beneficio fiscal. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 823-856. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76001>

Este artículo fue recibido el 6 de noviembre de 2018, ajustado el 6 de febrero de 2019 y su publicación aprobada el 11 de febrero de 2019.

Varela, M. (2020). Poverty and inequality in Ecuador: Microsimulation model of fiscal benefit. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 823-856.

The aim of this paper is to introduce Ecuamod, the tax-benefit microsimulation model for Ecuador. A static microsimulation model, which combines detailed country policy rules with representative micro-data from Enighur 2011-2012 to simulate cash benefit entitlements, personal income tax and social insurance contribution liabilities, as well as VAT and excise duties for a number of products, for policy years 2011-2016. It Analyses the relative importance of tax-benefit components across the income distribution, and assess the effect of tax-benefit instruments on income poverty and inequality.

Keywords: Poverty; inequality; taxes; benefits; microsimulation; Ecuador.

JEL: I32; I38; H24; D13.

Varela, M. (2020). Pobreza e desigualdade no Equador: modelo de micro simulação de benefício fiscal. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 823-856.

O objetivo deste artigo é apresentar Ecuamod, o modelo de micro simulação de benefícios fiscais para Equador. Um modelo de micro simulação estática que combina regras detalhadas de política de país com micro dados representativos da Enquete nacional de ingressos e gastos de lares urbanos e rurais (Enighur 2011-2012) para simular direitos de benefícios efetivados, imposto sobre a renda pessoal e passivos de cotação para a previdência social, assim como também IVA e impostos especiais para o período de 2011 a 2017. Analisa-se a importância relativa dos componentes dos benefícios fiscais na distribuição do ingresso e o efeito dos instrumentos de impostos sobre a pobreza e a desigualdade dos ingressos.

Palavras-chave: pobreza; desigualdade; impostos; benefícios; micro simulação; Equador.

JEL: I32; I38; H24; D13.

INTRODUCCIÓN

Durante las últimas décadas, se han dado numerosos cambios en el sistema de beneficios tributarios en Ecuador. Desde el punto de vista académico y de política, es esencial evaluar los efectos distributivos de los cambios en las políticas para fortalecer la protección social. Los modelos de microsimulación de beneficio tributario representan una herramienta poderosa para evaluar el efecto de los cambios de política. En Ecuador, se han desarrollado modelos de microsimulación, pero solo para el análisis de componentes fiscales específicos, como el impuesto a la renta personal, el impuesto a los ingresos corporativos y los impuestos indirectos (Ramírez, 2010; Ramírez y Carrillo, 2012; Ramírez y Oliva, 2008; Ramírez, Cano y Oliva, 2010). Sin embargo, se necesita un modelo integrado de microsimulación que abarque tanto las políticas fiscales como las de beneficios para la evaluación *ex ante*, si el objetivo es realizar un análisis de distribución. Por ello, se ha desarrollado el modelo de microsimulación denominado Ecuamod¹.

Ecuamod nos permite analizar el efecto de los cambios reales en la política a lo largo del tiempo en la distribución del ingreso, los incentivos laborales y los costos presupuestarios. Además, ofrece la posibilidad de simular los efectos de las reformas contrafácticas de política. Una ventaja particular del modelo es la simulación de reformas de política de ingresos neutrales dentro de una simulación única. Tal tipo de análisis requeriría iteraciones de modelos separados y conjuntos de datos potencialmente diferentes con las herramientas actualmente disponibles en Ecuador.

El resto de este trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección dos describe la literatura respecto del problema. La sección tres analiza los instrumentos de política simulados en Ecuamod. La sección cuatro discute los microdatos subyacentes utilizados para las simulaciones (*Encuesta nacional de ingresos y gastos de hogares urbanos y rurales* [Enighur 2011-2012]). La sección cinco proporciona una validación de los componentes de ingresos simulados en comparación con las estadísticas oficiales, proporciona una descripción de la importancia relativa del componente de beneficio tributario en la distribución del ingreso y analiza el efecto de los instrumentos de impuestos sobre la pobreza y la desigualdad. Finalmente, la sección seis incluye conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

Los modelos de microsimulación para analizar la política pública y su incidencia en el bienestar de las personas aparecen en la década de 1950 con los trabajos de Orcutt (1957) y Orcutt, Greenberger, Korbel y Rivlin (1961). Desde sus inicios, los

¹ Ecuamod se ha desarrollado como parte del proyecto de United Nations University World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER) sobre “Southmod, simulando políticas de impuestos y beneficios para el desarrollo”, en el que se han desarrollado modelos de microsimulación de beneficios fiscales para países en desarrollo seleccionados. Ecuamod y otros modelos de países del proyecto Southmod son de acceso público y se ejecutan con el *software* Euromod, que permite a los usuarios analizar el efecto de las políticas de beneficios fiscales en la distribución del ingreso de manera comparable.

modelos de microsimulación para análisis de beneficios fiscales se han definido mediante una estructura de beneficios e impuestos en unidades microeconómicas como las personas, familias o los hogares para determinar los efectos que estas políticas generan en la distribución del ingreso, la pobreza y la desigualdad. Según Absalón y Urzúa (2012, p. 89), estos modelos de microsimulación “presentan tres propiedades deseables en cualquier instrumento que se emplee en la evaluación de cualquier política pública: primero, simplicidad en su uso; segundo, una modelación detallada del sistema que se estudiará, y tercero, la posibilidad de capturar la heterogeneidad de los individuos que conforman la población”.

Posteriormente, estos modelos se desarrollan en los países industrializados con los modelos desarrollados por los países nórdicos. Uno de esos modelos es el aplicado por el Gobierno de Suecia mediante el modelo FASIT diseñado por el Ministerio de Finanzas de ese país. El modelo de microsimulación de Levy, Mercader-Prats y Planas (2001) aplicado en el sistema español de impuestos-beneficios. El modelo aplicado en los Estados Unidos (Congressional Budget Office Long-Term [CBOLT]). El modelo SPi del Institute for Fiscal Studies (IFS) en el Reino Unido. Y el modelo de microsimulación del National Centre For Social And Economic Modelling (NATSEM), diseñado por la Universidad de Canberra en Australia.

Actualmente, Bourguignon y Spadaro (2006) incorporan efectos agregados sobre el bienestar de las familias al reunir cambios en los precios que diferencian los modelos sin comportamiento de modelos con comportamiento. De la misma manera. Son y Kakwani (2009) establecen modelos de microsimulación con comportamiento con versiones lineales para evaluar los efectos de cambios en las políticas. Pero el modelo Euromod, modelo de microsimulación para análisis de beneficios fiscales aplicado en los países de la Unión Europea (UE) —en este trabajo de investigación se hace una aplicación similar—, es considerado el más desarrollado, ya que simula las prestaciones y el sistema tributario europeo desde un nivel individual y en conjunto. Sin embargo, como lo definen Absalón y Urzúa:

En términos generales, Euromod ha sido un instrumento apropiado para analizar los efectos directos de los cambios en algunas políticas sobre el bienestar de la población. Sin embargo, debido a que se trata de un mms estático y con ausencia de comportamiento presenta todas las desventajas que caracterizan a este tipo de modelos. Así pues, uno de los temas pendientes para Euromod es lograr una mejor representación de las relaciones económicas mediante la modelación de los cambios en el comportamiento individual y los ajustes a nivel macroeconómico. (2012, p. 99)

En Latinoamérica, la evaluación de reformas a sistemas fiscales de beneficios se ha desarrollado atados a modelos de equilibrio general. Sin embargo, Siqueira, Nogueira y Levy (2003) e Immervoll, Levy, Nogueira, O'Donoghue y Siqueira (2006), se pueden considerar los trabajos pioneros en la región, ya que diseñaron un modelo sin comportamiento que permite evaluar reformas en Brasil tanto al sistema de beneficios como al de impuestos. Urzúa (1994, 2001) desarrolla un modelo de microsimulación para análisis de beneficios fiscales con comportamiento para

México, y los posteriores desarrollos de modelos con comportamiento como los de Campos (2002), Nicita (2004), Urzúa (2005), Palacios (2006) y Valero (2006) que estiman impuestos óptimos a bienes más consumidos en México con un sistema de demanda que permite la variación en la calidad de los bienes.

En Ecuador, se han desarrollado modelos de microsimulación, pero solo para el análisis de componentes fiscales específicos, como el impuesto a la renta personal, el impuesto a los ingresos corporativos y los impuestos indirectos (Ramírez y Oliva, 2008; Ramírez et al., 2010; Ramírez, 2010; Ramírez y Carrillo, 2012). Sin embargo, se necesita un modelo integrado de microsimulación que abarque tanto las políticas fiscales como las de beneficios para la evaluación *ex ante*, si el objetivo es realizar un análisis de distribución.

SIMULACIÓN DE IMPUESTOS Y BENEFICIOS EN ECUAMOD

Estructura del modelo

El modelo presentado en este trabajo tiene la estructura común de los modelos de microsimulación aplicados a políticas redistributivas basado en tres elementos fundamentales:

1. Una base de datos micro
2. Reglas de las políticas
3. Un modelo teórico que mide las reacciones de comportamiento

Por tanto, el modelo establece las siguientes condiciones:

1. Si las reacciones de comportamiento son incluidas o no en el análisis
2. La dimensión temporal de las respuestas
3. El enfoque del análisis

Este modelo es un modelo de microsimulación aritmético que permite observar reformas de beneficios fiscales bajo el supuesto de que las decisiones de consumo son inalteradas. El modelo parte de la asunción de Absalón y Urzúa (2012, p. 9):

Supongamos que existen n bienes que pueden comprarse de acuerdo con un vector de precios p por un consumidor que tiene un ingreso m (exógeno por simplicidad). Dada su restricción presupuestaria y suponiendo que el consumidor maximiza su utilidad, este puede encontrar el vector de demandas óptimas de los bienes, $x(p, m)$, con las cuales obtiene una utilidad $U(x(p, m)) = U$. De manera dual, el gasto mínimo necesario para llegar a ese nivel puede expresarse por la función $E(p, U)$.

De esta manera, el modelo se centra en una base de entrada, parámetros de política y archivos de salida (Tabla 1).

Tabla 1.
Ecuamod frente a otros modelos

	Semejanzas	Diferencias	Ventajas	Desventajas
Euromod	Utilizan encuestas de hogares e información oficial	Tiene un módulo de presupuesto general del Estado, tres sistemas sociales (civil, Fuerzas Armadas y policía)	Se incorporan muchos más programas sociales y cambios en el presupuesto general del Estado que permiten entender los cambios en los ingresos y egresos dado cambios en políticas sociales o tributarias	Ninguna
Sistema español de impuestos y beneficios	Utilizan encuestas de hogares e información oficial	Tiene un módulo de presupuesto general del Estado, tres sistemas sociales (civil, Fuerzas Armadas y Policía)	Se incorporan muchos más programas sociales y cambios en el presupuesto general del Estado que permiten entender los cambios en los ingresos y egresos dado cambios en políticas sociales o tributarias	Ninguna
El modelo SPIT del Reino Unido	Utilizan información oficial	Lo hacen en varias etapas o módulos	Se realiza en una sola etapa el análisis tanto de recaudaciones como de transferencias monetarias	Ninguna
Modelos de equilibrio general	Ninguna	Presuponen agentes representativos, describen tan solo (y a lo sumo) los rasgos característicos de una parte considerablemente pequeña de la población, de manera que los resultados obtenidos no logran alcanzar el grado de heterogeneidad y detalle de los modelos de microsimulación	Al considerar las circunstancias que caracterizan a los hogares, permiten obtener resultados representativos para la población objeto de estudio y entender los efectos de algunos elementos específicos de las reformas implementadas en las políticas	Ninguna

(Continúa)

Tabla 1.
Ecuamod frente a otros modelos

	Semejanzas	Diferencias	Ventajas	Desventajas
Absalón y Urzúa (2012)	Utilizan encuestas de hogares e información oficial	Incorpora el comportamiento del consumidor	Se incorporan muchos más programas sociales y cambios en el presupuesto general del Estado que permiten entender los cambios en los ingresos y egresos dado cambios en políticas sociales o tributarias	No analiza el comportamiento individual sino agregado
Valero (2006)	Utilizan encuestas de hogares e información oficial	Aplica un sistema de demanda que permite la variación en la calidad de los bienes	Se incorporan muchos más programas sociales y cambios en el presupuesto general del Estado que permiten entender los cambios en los ingresos y egresos dado cambios en políticas sociales o tributarias	No analiza el comportamiento individual sino agregado

Alcance de la simulación

Las Tablas 2 y 3 presentan los componentes de impuestos y beneficios incluidos en el modelo, diferencian entre los componentes no simulados que se incluyen en el modelo y los que se simulan en Ecuamod, y proporcionan razones por las que la simulación no fue factible.

Tabla 2.
Simulación de impuestos y contribuciones sociales en Ecuamod

	Nombre de las variables	Tratamiento en Ecuamod (2011-2017)	¿Por qué no se simuló totalmente?
Impuestos personales	“tin_s”	“S”	
Impuesto a la propiedad	“tpr”	“I”	No hay información sobre valores de propiedad
Impuesto de vehículo	“tca”	“I”	No hay información sobre los valores del vehículo
Impuesto sobre el valor agregado (IVA)	“tva_s”	“S”	
Impuesto especial al consumo (ICE)	“tex_s”	“S”	
Contribuciones del seguro social empleados (SIC)	“tscee_s”	“S”	
Contribuciones del seguro social de Fuerzas Armadas y Policía	“txcee_s”	“S”	
Contribuciones del seguro social cuenta propia	“tscse_s”	“S”	
Contribuciones del seguro social del empleador	“tscer_s”	“S”	
Contribuciones del seguro social del Gobierno para Fuerzas Armadas y Policía	“txcer_s”	“S”	

Nota: el nombre de las variables es acorde con la denominación dada por Euromod. La política “S” se simula, aunque algunas reglas menores o muy específicas no se pueden simular. La política “I” está incluida en los microdatos pero no simulada.
Fuente: elaboración propia.

Simulación de beneficios sociales

La simulación de los beneficios sociales están basados en información de los siguientes programas: Bono de Desarrollo Humano (BDH), Transferencia Joaquín Gallegos Lara, Bono de la Vivienda, Seguro de Desempleo.

Tabla 3.

Simulación de beneficios en Ecuamod

	Nombre de las variables	Tratamiento en Ecuamod (2011-2017)	¿Por qué no se simuló totalmente?
Jubilación	“poa”	“I”	No hay datos en los registros
Pensión de invalidez	“pdi”	“I”	No hay datos en los registros
Pensión de sobrevivientes	“psu”	“I”	No hay datos en los registros
Transferencia del desarrollo humano	“bsa”	“S”	
Bono Joaquín Gallegos Lara	“bdi”	“PS”	No hay datos sobre la severidad de la discapacidad en los datos
Subsidio de vivienda	“bho”	“I”	No hay información sobre el precio de la propiedad que los individuos pretenden comprar ni sobre el costo de la remodelación planificada para su casa actual
Prestaciones del seguro de desempleo		“E”	No hay datos sobre la prestación por desempleo en Enighur 2011-2012. No hay datos sobre los registros de contribución o ganancias anteriores para simular el derecho al seguro de desempleo.

Notas: la política “I” está incluida en los microdatos pero no simulada. La política “S” se simula aunque algunas reglas menores o muy específicas no se pueden simular. La política “PS” se simula parcialmente ya que algunas de sus reglas relevantes no se simulan. “E”: excluido en el modelo puesto que no está incluido en los microdatos ni simulado.

Fuente: elaboración propia.

Contribuciones simuladas a la seguridad social

Las contribuciones a la seguridad social o el índice de contribución social (SIC ‘*social index contributions*’) en Ecuador se definen según el sector de trabajo de la persona afiliada al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS). Las siguientes categorías se han definido desde 2011:

- Categoría A: empleados del sector privado y miembros del clero secular.
- Categoría B: empleados bancarios, empleados de instituciones públicas municipales y descentralizadas, notarios y registradores comerciales y de propiedad.

- Categoría C: funcionarios, incluidos maestros y empleados de educación pública en el sistema judicial u otras dependencias que brindan servicios públicos.
- Categoría D: funcionarios del servicio exterior que viven en el exterior.
- Categoría E: trabajadores temporales en la industria azucarera.
- Categoría F: trabajadores autónomos.
- Categoría G: afiliados voluntarios al IESS.

Contribuciones a la seguridad social de los empleados

En 2011, los empleados estaban sujetos a cuatro tipos de contribuciones sociales: seguro de pensión, seguro de trabajador rural, seguro de indemnización por despido y costos administrativos. Desde 2014, se implementó un SIC adicional para discapacidad (IESS, 2014). En 2016, se introdujeron las contribuciones al seguro de salud, pero fueron abolidas en 2017. Desde 2009, los pensionistas también contribuyen a la seguridad social a una tasa del 2,76 % de sus ingresos de pensiones (Tablas 4, 5 y 6).

Tabla 4.
Tasas de SIC del empleado para la categoría A (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	6,64	6,64	6,64	6,64	6,64	5,76	6,64
Seguro social del trabajador rural	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35
Seguro de indemnización por despido	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00
Seguros de invalidez	—	—	—	0,10	0,10	0,10	0,10
Seguro de salud	—	—	—	—	—	0,88	--
Costos de administración	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36
Total	9,35	9,35	9,35	9,45	9,45	9,45	9,45

Fuente: IESS (2013, 2014).

Contribuciones del seguro social del empleador

Los empleadores son responsables de seis tipos de SIC: seguro de pensiones, seguro de salud, seguro de riesgos laborales, seguro de trabajadores rurales, seguro de indemnización por despido y costos administrativos. La tasa de contribución total para los empleadores de los trabajadores de las categorías A y B se ha fijado en el 11,15 % desde 2011. Para los trabajadores de las categorías A y B, se aplican las tasas de contribución de la Tabla 7. Para la categoría C, la tasa de contribución total es del 9,15 %. Para la categoría C, se aplican las tasas de contribución en la Tabla 8.

Tabla 5.

Tasas de SIC del empleado para la categoría B (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	8.64	8.64	8.64	8.64	8.64	7.76	8.64
Seguro social del trabajador rural	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35
Seguro de indemnización por despido	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00
Seguros de invalidez	—	—	—	0.10	0.10	0.10	0.10
Seguro de salud	—	—	—	—	—	0.88	--
Costos de administración	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36
Total	11.35	11.35	11.35	11.45	11.45	11.45	11.45

Fuente: IESS (2013, 2014).

Tabla 6.

Tasas de SIC del empleado para la categoría C (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	8,64	8,64	8,64	8,64	8,64	5,76	6,64
Seguro social del trabajador rural	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35
Seguro de indemnización por despido	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00
Seguros de invalidez	—	—	—	0,10	0,10	0,10	0,10
Seguro de salud	—	—	—	—	—	2,88	2,00
Costos de administración	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36
Total	11,35	11,35	11,35	11,45	11,45	11,45	11,45

Fuente: IESS (2013, 2014).

Tabla 7.

Tasas de SIC del empleador para las categorías A y B (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	3,10	3,10	3,10	3,10	3,10	0,10	0,16
Seguro social del trabajador rural	5,71	5,71	5,71	5,71	5,71	9,06	9,00
Seguro de indemnización por despido	0,55	0,55	0,55	0,55	0,55	0,20	0,20
Seguros de invalidez	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35
Seguro de salud	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Costos de administración	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
Total	11,15	11,15	11,15	11,15	11,15	11,15	11,15

Fuente: IESS (2013, 2014).

Tabla 8.

Tasas de SIC del empleador para la categoría C (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	1,10	1,10	1,10	1,10	1,10	0,10	0,16
Seguro social del trabajador rural	5,71	5,71	5,71	5,71	5,71	7,06	7,00
Seguro de indemnización por despido	0,55	0,55	0,55	0,55	0,55	0,20	0,20
Seguros de invalidez	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35
Seguro de salud	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Costos de administración	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
Total	9,15	9,15	9,15	9,15	9,15	9,15	9,15

Fuente: IESS (2013, 2014).

Contribuciones del seguro social por cuenta propia

Los trabajadores por cuenta propia pueden contribuir a los SIC de forma voluntaria en función de sus ingresos brutos de autoempleo declarado con tasas específicas. Las contribuciones no se pagan en caso de que los ingresos del trabajo por cuenta propia caigan por debajo del salario mínimo vital. En 2011, la categoría se dividió en dos categorías separadas: trabajadores por cuenta propia (categoría F) y trabajadores afiliados voluntarios (categoría G) (IESS 2013, 2014) (Tablas 9 y 10).

Tabla 9.

Tarifas de SIC autónomos para la categoría F (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	9,74	9,74	9,74	9,74	9,74	5,86	6,80
Seguro de salud	5,71	6,06	6,06	5,71	5,71	9,94	9,00
Seguro de riesgos laborales	0,55	0,55	0,55	0,55	0,55	0,20	0,20
Seguro de indemnización por despido	—	—	—	3,00	3,00	3,00	3,00
Seguro de trabajador rural	0,70	0,35	0,35	0,70	0,70	0,70	0,70
Seguros de invalidez	—	—	—	—	—	0,10	0,10
Costos de administración	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80
Total	17,50	17,50	17,50	20,50	20,50	20,50	20,60

Fuente: IESS (2013, 2014).

Tabla 10.

Afiliados voluntarios tasas SIC para la categoría G (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Seguro de pensión	9,74	9,74	9,74	9,74	9,74	5,86	6,80
Seguro de salud	5,71	6,61	6,61	5,71	5,71	9,94	9,00
Seguro de riesgos laborales	0,55	—	—	0,55	0,55	0,20	0,20
Seguro de indemnización por despido	—	—	—	3,00	3,00	3,00	3,00
Seguro de trabajador rural	0,70	0,35	0,35	0,70	0,70	0,70	0,70
Seguros de invalidez	—	—	—	—	—	0,10	0,10
Costos de administración	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80
Total	17,50	17,50	17,50	20,50	20,50	20,50	20,60

IESS (2013, 2014).

Contribuciones sociales de las Fuerzas Armadas y Policía

Los miembros de las Fuerzas Armadas o la Policía contribuyen a regímenes especiales de seguridad social. Los miembros de las Fuerzas Armadas están afiliados al Instituto de Seguridad Social de las Fuerzas Armadas (ISSFA), mientras que los miembros de la Policía están afiliados al Instituto de Seguridad Social de la Policía Nacional (ISSPOL).

La tasa de SIC para los miembros del ISSFA es del 23 %, mientras que la tasa para los miembros del ISSPOL es del 23,10 %. Para ambos regímenes, la contribución del Gobierno es el 26 % sobre los ingresos. Ecuamod simula conjuntamente los SIC al ISSFA y al ISSPOL, suponiendo una tasa común del 23,05 % de los ingresos.

Impuestos simulados

Impuesto a la renta personal

El impuesto a la renta personal en Ecuador se evalúa a nivel individual y está regulado por la Ley de Régimen Tributario Interno (LRTI). Las principales reformas a este impuesto fueron introducidas por la Ley Reformatoria para la Equidad Tributaria de 2007, que entró en vigor en 2008 y tenía como objetivo aumentar la progresividad del impuesto a la renta personal y mejorar la recaudación tributaria.

La base impositiva para los cálculos del impuesto a la renta personal se define como el ingreso imponible menos las exenciones y menos las deducciones. Desde 2008, el ingreso gravable se compone de los ingresos del trabajo (empleo y empleo por cuenta propia) más las contribuciones a la seguridad social, más el pago extra,

más la participación en los servicios públicos (Ley de Reforma Tributaria de 2007, arts. 16 y 17)².

Las deducciones³ por la renta imponible se componen de aportes a la seguridad social y, desde 2008, deducciones del gasto personal (Ley de Reforma Tributaria de 2007, art. 10, num. 9 y 16). Además, existen límites individuales para cada tipo de gasto. El gasto en alimentos, vivienda, educación y vestimenta no puede exceder 0,325 veces la banda básica exenta, individualmente. El gasto en salud no puede exceder 1,3 veces la banda básica exenta.

Impuesto al valor agregado

El IVA está regulado por la LRTI. Desde 2000, la tasa del IVA se ha estimado en el 12 %. En 2016, la tasa del IVA aumentó al 14 % en todas las provincias, excepto las afectadas por el terremoto en abril de 2016. Algunos bienes y servicios considerados de primera necesidad se gravan a una tasa del 0 %, como productos alimenticios y servicios básicos como agua y electricidad. La lista completa de productos gravados a una tasa del 0 % se especifica en los artículos 54 y 55 de la LRTI. Desde el 1 de junio de 2017, el IVA se redujo al 12 %.

Impuesto especial al consumo

El impuesto especial al consumo (ICE)⁴ representa una forma de impuestos especiales que se aplican a productos y servicios específicos, como el alcohol, los productos de tabaco y los automóviles. Los tipos de productos y los tipos impositivos específicos de cada bien han estado sujetos a cambios desde la introducción de la LRTI en 1989. El artículo 82 de la LRTI especifica la lista de productos a los que se aplica el ICE⁵. Las tasas varían ampliamente con respecto al tipo de bien, del 5 % para los vehículos de motor (hasta 3,5 t de carga y precio de venta inferior o igual a USD 20 000) al 300 % para armas de fuego y municiones.

² Antes de la introducción de la Ley de Equidad Tributaria, el pago para los 13 y 14 meses, los fondos de reserva y deducciones por vejez y discapacidad (art. 9, num. 11, 12 y 15) también eran parte de los ingresos gravables.

³ Las deducciones de los gastos personales son iguales a los gastos en alimentos, ropa, educación, salud y vivienda. No pueden exceder el 50 % de los ingresos imposables (la suma de los ingresos mensuales del trabajo, las contribuciones a la seguridad social, el pago adicional y la participación de los servicios públicos) o 1,3 veces la banda básica exenta.

⁴ El ICE para cuatro tipos de bienes se considera en nuestras simulaciones en función del número de observaciones en los datos para los que se observa el consumo de estos bienes. En particular, simulamos ICE para bebidas alcohólicas como cerveza, cigarrillos, bebidas gaseosas y perfumes.

⁵ De acuerdo con el artículo 75 de la LRTI, se pueden aplicar tres tipos de tarifas a los bienes y servicios sujetos a ICE: a) tarifas específicas, que se cobran como un cargo fijo por unidad de bien; b) aranceles *ad valorem*, que se recaudan como un porcentaje fijo del valor del bien o servicio; y c) tarifas mixtas, que son una combinación de ambos aranceles anteriores.

RESULTADOS DE LA SIMULACIÓN

Validación de ingresos simulados

El número de beneficiarios de ingresos por empleo en Ecuamod representa bien el número de personas con empleo según la *Encuesta nacional de empleo, desempleo y subempleo* (Enemdu), con solo una ligera sobreestimación. El número de personas que reciben ingresos por trabajo por cuenta propia también está bien representado en el conjunto de datos de entrada en comparación con la información externa. Sin embargo, el autoconsumo no se ha considerado como parte de los ingresos del trabajo por cuenta propia, sino como un componente separado de los ingresos en los datos de entrada de Ecuamod.

El número total de beneficiarios de tipos de pensión específicos es el resultado de la desagregación de los pagos de pensión. La desagregación da como resultado una buena representación del número de jubilados en edad de 2011 (año de referencia) en comparación con los datos externos. Sin embargo, el número total de beneficiarios de la pensión de invalidez y sobrevivientes se subestima en todos los años, por lo que se destacan las dificultades de desagregar la información para este tipo de pensiones.

El anexo A.6 muestra para el BDH una subestimación de alrededor del 20 % de los beneficiarios en 2011. La subestimación de los destinatarios del BDH podría estar relacionada con la discreción sobre quién es elegible para la transferencia, que no se puede capturar en nuestras simulaciones. El número de contribuyentes y pagadores SIC de los empleados se subestima en comparación con los datos del IESS y el SRI, como se muestra en el mismo anexo. La subestimación es importante para los contribuyentes de las Fuerzas Armadas y los SIC de la Policía, y más aún para los contribuyentes por cuenta propia.

La subestimación de las cantidades de asistencia social simulada en comparación con los datos de entrada y las estadísticas externas es de alrededor del 7 % en 2011. Los resultados para el beneficio del cuidador por discapacidad, que también se basan en el recibo del beneficio real en los datos, se subestiman en comparación con las fuentes externas (anexo A.7b).

Las simulaciones sobrestiman la cantidad de impuestos y SIC con respecto a los obtenidos con los datos originales (anexo A.7a). Esto probablemente esté relacionado con las dificultades de registrar este tipo de deducciones en las encuestas. La subestimación del impuesto sobre la renta y de los SIC de los empleados no es demasiado grave, con una brecha de alrededor del 20 %. La subestimación del impuesto sobre la renta y de los SIC probablemente guarde relación con el hecho de que, en general, las encuestas no captan adecuadamente la parte superior de la distribución del ingreso, y este es particularmente el caso de los países en vías de desarrollo como Ecuador.

En comparación con las estadísticas externas, el IVA y los impuestos especiales se subestiman, en general, en alrededor del 50 %. Sin embargo, vale la pena recordar

que las estadísticas oficiales sobre el IVA incluyen los pagos de las empresas, mientras que nuestros resultados de simulación se basan solo en el consumo de los hogares. Los impuestos sobre los cigarrillos presentan una subestimación importante, ya que nuestras cantidades agregadas simuladas representan solo alrededor del 18 % de la cantidad total de estadísticas oficiales. Por otro lado, los impuestos especiales sobre los perfumes están sobreestimados en alrededor del 36 % en 2011.

La desagregación da como resultado una buena representación del número de jubilados en edad de 2011 (año de referencia) en comparación con los datos externos. Sin embargo, el número total de beneficiarios de la pensión de invalidez y sobrevivientes se subestima en todos los años, por lo que se destacan las dificultades de desagregar la información para este tipo de pensiones.

Distribución del ingreso

Según Barry (2018), la distribución del ingreso se basa en un enfoque amplio económico más que entre personas, e implica transferir riqueza de quienes más ingresos tienen a quienes menos ingresos tienen. Y define el concepto de *distribución del ingreso* de la siguiente manera:

La redistribución de los ingresos y la redistribución de la riqueza son, respectivamente, la transferencia de ingresos y de riqueza (incluida la propiedad física) de unas personas a otras mediante mecanismos sociales como impuestos, caridad, servicios públicos, subsidios, reforma agraria, políticas monetarias.

Con esta base conceptual y en consideración a que el estudio se centra en mecanismos sociales de impuestos y subsidios, los resultados presentados en esta sección se enfocan en la desigualdad de ingresos y la pobreza. Estos se calculan para los individuos de acuerdo con el ingreso disponible de su hogar (IDH) que se iguala con el número de personas en el hogar.

Desigualdad de ingresos y pobreza

La desigualdad de ingresos se refleja mediante el índice Gini y marca la condición de la distribución del ingreso. Acorde con Sen (1992, 2003), la pobreza puede ser considerada como la incapacidad de realizar o producir el potencial productivo. Por otro lado, el Banco Mundial (BM, 2015) define las líneas de pobreza y extrema pobreza de la siguiente manera: posesión de USD 3,10 diarios para pobreza y posesión de USD 1,90 diarios para pobreza extrema (indigencia).

El anexo A.8 compara la desigualdad de ingresos de los resultados de Ecuamod y las estadísticas oficiales basadas en la Enemdu, utilizando como una medida de desigualdad el coeficiente de Gini. La desigualdad de ingresos obtenida con Ecuamod subestima ligeramente las estimaciones oficiales según la Enemdu. Una subestimación similar se observa cuando los resultados de Ecuamod se comparan con los obtenidos directamente de los datos de la Enighur en 2011.

El anexo A.8 también presenta estadísticas sobre la pobreza y la pobreza extrema en Ecuador, derivadas del uso de simulaciones Ecuamod y las publicadas por el INEC. El anexo A.9 proporciona información sobre las tasas de pobreza relativa calculadas con Ecuamod, pero ahora el IDH se ha igualado utilizando la escala de equivalencia de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) modificada. Las tasas de pobreza relativa de Ecuamod están levemente subestimadas, en comparación con las de Enighur en 2011. Las líneas de pobreza absoluta utilizadas para los indicadores se presentan en la Tabla 11.

Tabla 11.

Líneas de pobreza y pobreza extrema en dólares estadounidenses mensuales (2011-2017)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Pobreza	72,87	76,34	78,1	81,04	83,79	84,68	84,49
Extrema pobreza	41,06	43,02	44,01	45,67	47,22	47,72	47,62

Fuente: INEC (2017).

Los resultados de Ecuamod subestiman la pobreza en alrededor de 2,7 puntos porcentuales, mientras que la subestimación de la pobreza extrema es más importante (alrededor de 5,0 puntos porcentuales). La discrepancia se debe principalmente al hecho de que la Enighur, en la que se basan los datos de entrada de Ecuamod, contiene información de ingresos más detallada que la Enemdu, utilizada para calcular las estimaciones oficiales de pobreza. De hecho, los resultados de Ecuamod coinciden mejor con los obtenidos directamente de los datos de la Enighur en 2011, con tasas de pobreza y extrema pobreza apenas subestimadas.

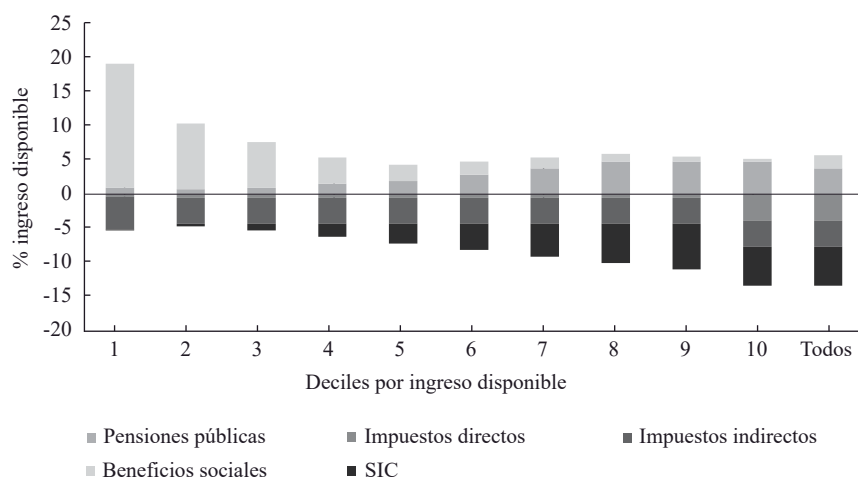
Los estimados de pobreza y pobreza extrema también se comparan para poblaciones urbanas y rurales, y para tres grupos de edad. En todos los casos, la pobreza se subestima en Ecuamod en comparación con las estadísticas oficiales basadas en la Enemdu, mientras que se observa un mejor ajuste con respecto a los datos de la Enighur.

Tamaño relativo de los instrumentos de beneficio tributario

Antes de analizar el efecto de los instrumentos de beneficios impositivos sobre la pobreza y la desigualdad en Ecuador, vale la pena considerar en qué medida los diferentes componentes de la distribución del ingreso varían en cuanto a su tamaño (Figura 1).

Figura 1.

Componentes de beneficios fiscales como parte del ingreso disponible de los hogares (2011)



Fuente: cálculos Ecuamod versión 1.3 basado en *country report* 2017.

La Figura 1^[6] muestra cómo varía el tamaño relativo de los diferentes componentes de beneficios tributarios para los individuos en distintas partes de la distribución del ingreso. Las contribuciones a la seguridad social son progresivas, al igual que los impuestos directos. Sin embargo, los impuestos directos representan una alta proporción del ingreso disponible de los hogares solo para el decil superior de la distribución del ingreso. Esto podría deberse a la presencia de deducciones de los gastos personales, que se aplican a los ingresos gravables. Los impuestos indirectos son en su mayoría proporcionales, aunque el tamaño relativo de este componente de ingresos es el más grande para el primer decil de ingresos que apunta a cierta regresividad. La naturaleza mayoritariamente proporcional de los impuestos indirectos está impulsada por la presencia de una tasa de IVA del 0 % en bienes y servicios considerados necesidades básicas. Los resultados están en línea con Báez (2017).

Pobreza y desigualdad

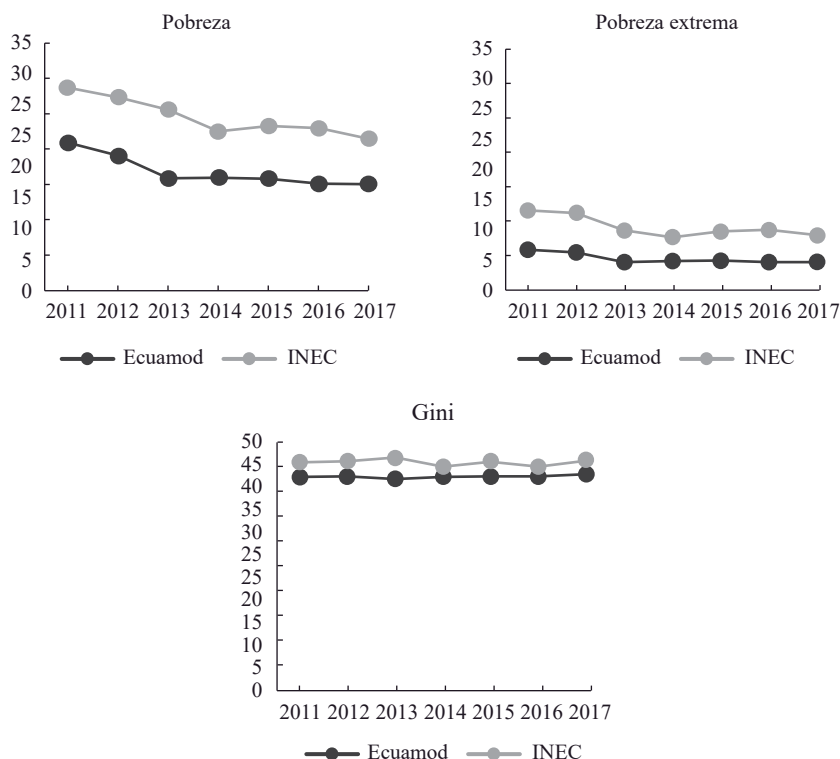
Los anexos A.8 y A.9 presentan las estimaciones de pobreza y desigualdad obtenidas con Ecuamod para 2011-2017. La comparación de los resultados de pobreza

⁶ La Figura 1 muestra el tamaño relativo de cinco componentes de beneficios fiscales en Ecuador, donde el tamaño promedio de cada componente de ingreso se mide como un porcentaje del ingreso disponible promedio por decil de ingreso disponible de los hogares, y en promedio para toda la población. Los impuestos directos e indirectos y las contribuciones a la seguridad social se muestran como valores negativos, ya que representan deducciones del ingreso disponible.

y desigualdad con las estimaciones del INEC debe tratarse con cuidado, porque las definiciones de ingreso familiar utilizadas en Ecuamod y las utilizadas por el INEC⁷ no son completamente comparables (Figura 2)⁸.

Figura 2.

Evolución de la pobreza absoluta y la desigualdad de ingresos (2011-2017)



Fuente: cálculos Ecuamod versión 1.3, INEC (2016), basado en informe país 2017 (*country report 2017*).

A pesar de la subestimación de las estimaciones de pobreza y desigualdad de Ecuamod en comparación con las cifras del INEC, sería interesante saber si las

⁷ En particular, el enfoque adoptado por el INEC, basado en la Enemdu es volver a agregar las deducciones de los SIC y el impuesto a la renta a los ingresos laborales. Además, algunos beneficios sociales no están incluidos en el concepto de ingresos utilizado por el INEC, ya que no están disponibles en la Enemdu. Estas son compensaciones por accidentes, becas, subsidios de vivienda y pagos por terminación. Finalmente, la información de ingresos en la Enighur se registra a un nivel más desagregado que en la Enemdu, lo que podría mejorar la precisión de la información de ingresos.

⁸ Se comparan las estimaciones de Ecuamod para 2011, por un lado, con los resultados obtenidos directamente de la Enighur con una definición de IDH similar a la de Ecuamod, y por otro, con estimaciones oficiales del INEC, que se basan en la Enemdu.

simulaciones capturan la evolución de la pobreza y la desigualdad a lo largo del tiempo. La Figura 2 muestra que las estimaciones de Ecuamod de pobreza absoluta y pobreza extrema siguen la misma tendencia que las estimaciones oficiales del INEC, excepto en 2014, cuando la pobreza disminuye según las estadísticas oficiales, mientras que observamos un ligero aumento con las estimaciones de Ecuamod. Por el contrario, las estimaciones de desigualdad obtenidas con Ecuamod son relativamente estables en el tiempo y no parecen reflejar la tendencia observada en las estimaciones oficiales.

El efecto de los impuestos y los beneficios en la pobreza y la desigualdad

Una de las ventajas que ofrece Ecuamod es evaluar el papel de los componentes de la ventaja impositiva en la reducción de la pobreza y la desigualdad. Las Tablas 12 y 13 muestran los efectos de los diferentes componentes de la ventaja fiscal en la pobreza absoluta y la desigualdad (medida por el coeficiente de Gini) para 2011-2017. A fin de evaluar el efecto de las pensiones públicas y los beneficios sociales, se dedujo cada componente por separado del ingreso disponible y se recalculó la pobreza absoluta y la desigualdad (columnas 2 y 3). Para evaluar el efecto de los impuestos directos y los SIC, se agregó cada componente por separado al ingreso disponible y se recalculó la pobreza absoluta y la desigualdad (columnas 4 y 5). Finalmente, también presentamos estimaciones de pobreza y desigualdad para el ingreso original (columna 6) y para el ingreso disponible menos los impuestos indirectos (columna 7).

Tabla 12.
Efecto de los componentes de la ventaja impositiva sobre la pobreza absoluta (2011-2017)

Año de la política	Ingreso disponible (DPI)	DPI menos pensiones	DPI menos beneficios sociales	DPI más impuestos directos	DPI más SIC	Ingreso original	DPI menos impuestos indirectos
2011	20,8	22,3	24,2	20,8	20,4	24,9	23,1
2012	19,0	20,5	22,1	19,0	18,7	22,9	21,0
2013	15,8	17,2	19,8	15,8	15,5	20,6	17,6
2014	15,9	17,2	18,9	15,9	15,7	19,7	17,7
2015	15,8	17,0	18,7	15,8	15,5	19,5	17,6
2016	14,9	16,2	17,8	14,9	14,7	18,6	16,8
2017	14,4	16,1	17,6	14,6	14,7	18,5	16,8

Fuente: cálculos Ecuamod versión 1.3.

La Tabla 12 muestra que la pobreza absoluta se reduce en alrededor de 4 puntos porcentuales cuando el ingreso disponible se compara con el ingreso original. El componente de ingresos que más reduce la pobreza absoluta (alrededor de 3 puntos porcentuales en la mayoría de los años y hasta 4 puntos porcentuales en 2013) es beneficios sociales. El papel desempeñado por los impuestos y las SIC es muy modesto y volver a agregarlo al ingreso disponible resulta en niveles de pobreza ligeramente más bajos. Finalmente, la pobreza absoluta basada en el ingreso disponible menos los impuestos indirectos es alrededor de 2 puntos porcentuales más alta que la basada en el ingreso disponible, pero sigue siendo más baja que la basada en el ingreso original.

En términos de desigualdad, la Tabla 13 muestra que el Gini también se reduce en alrededor de 4 puntos porcentuales cuando se compara el ingreso disponible con el ingreso original. Como fue el caso de la pobreza, el componente de ingresos que más reduce la desigualdad son los beneficios sociales; representando una reducción de alrededor de 1.7 puntos porcentuales en 2011, y hasta 1.9 puntos porcentuales en 2013. Además, los SIC también juegan un papel importante, contribuyendo a una reducción en el coeficiente de Gini de alrededor de 1.5 puntos porcentuales. Los impuestos directos reducen la desigualdad en alrededor de 1 punto porcentual, mientras que la contribución de las pensiones públicas a la reducción de la desigualdad es muy modesta. Finalmente, las estimaciones del coeficiente de Gini en términos de ingreso disponible menos impuestos indirectos son similares o insignificamente mayores que aquellos en términos de ingreso disponible, lo cual está en línea con la naturaleza proporcional y ligeramente regresiva de los impuestos indirectos.

Tabla 13.

Efecto de los componentes de beneficios fiscales en Gini (2011-2017)

Año de la Política	DPI	DPI menos pensiones	DPI menos beneficios sociales	DPI más impuestos directos	DPI más SIC	Ingreso original	DPI menos impuestos indirectos
2011	46,0	46,1	47,6	46,9	47,5	50,2	46,1
2012	46,1	46,2	47,6	47,0	47,6	50,2	46,1
2013	45,6	45,7	47,5	46,6	47,1	50,1	45,6
2014	46,0	46,2	47,4	47,1	47,6	50,1	46,1
2015	46,0	46,2	47,4	47,1	47,6	50,1	46,1
2016	46,1	46,2	47,4	47,1	47,6	50,1	46,1
2017	43,0	46,2	47,4	47,1	47,6	47,4	46,1

DPI: ingreso personal disponible.

Fuente: cálculos Ecuamod versión 1.3.

CONCLUSIONES

El desarrollo de modelos de microsimulación de beneficios fiscales en los países en desarrollo representa un paso importante para proporcionar las herramientas necesarias para evaluar el impacto de la reforma de políticas con el objetivo de mejorar sus sistemas de protección social.

Los resultados muestran que los beneficios sociales representan una proporción importante de los ingresos disponibles de los hogares en la parte inferior de la distribución del ingreso. Los SIC y el impuesto a la renta son progresivos, mientras que los impuestos indirectos son en su mayoría de naturaleza proporcional, pero con un impacto levemente mayor en el decil de ingresos más bajo. Los beneficios sociales son el componente de ingresos que reduce la pobreza y la desigualdad de ingresos. Los SIC e impuestos también desempeñan un papel importante en la reducción de la desigualdad de ingresos. Finalmente, no se observa un efecto particular de los impuestos indirectos sobre la desigualdad del ingreso, mientras que la pobreza aumenta cuando se restan del ingreso disponible, como se esperaba.

En el futuro, el modelo puede obtener amplitud de investigaciones, ya que puede incorporar subsidios, reformas al IVA, reformas al IR, e incluso un módulo de mercado laboral, lo que permitirá ampliar aún más el panorama de análisis del modelo frente a otros modelos desarrollados en el Ecuador y en la región. Para ello, se hacen estudios sobre reformas al IVA, reformas al IR y subsidios en el Ecuador, todos ellos relacionados con la incidencia en la pobreza y la desigualdad.

RECONOCIMIENTOS

Los resultados presentados se derivan con la versión 1.3 de Ecuamod que se ejecuta en el software Euromod. Este artículo se basa en Jara, Varela, Cuesta y Amores (2017) y en Jara y Varela (2017).

REFERENCIAS

1. Absalón, C., & Urzúa, C. M. (2012). Modelos de microsimulación para el análisis de las políticas públicas. *Gestión y Política Pública*, 21(1), 87-106. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S1405-10792012000100003&script=sci_arttext&tlng=pt
2. Báez Rojas, D. (2017). Análisis de regresividad del IVA en el Ecuador. *Notas de Reflexión: Política fiscal y tributaria*, 40. Recuperado de https://cef.sri.gob.ec/pluginfile.php/32891/mod_page/content/91/NR_1740.PDF
3. Banco Central del Ecuador. (2015). *Cuentas nacionales*. Recuperado de <http://www.bce.fin.ec/index.php/cuentas-nacionales>.
4. Banco Mundial. (2015). *Informe anual 2015*. Washington, D. C., EE. UU.: Autor. Recuperado de shorturl.at/ruBG9

5. Barry, C. (2018). Redistribution. En *Stanford Encyclopedia of Philosophy*. Recuperado de <https://plato.stanford.edu/entries/redistribution/>
6. Bourguignon, F., & Spadaro, A. (2006). Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies. *The Journal of Economic Inequality*, 4(1), 77-106. <https://doi.org/10.1007/s10888-005-9012-6>
7. Campos, R. M. (2002). *Impacto de una reforma fiscal en México* (tesis de maestría, El Colegio de México, Ciudad de México, México).
8. De Agostini, P., Capéau, B., Decoster, A., Figari, F., Kneeshaw, J., Leventi, C. ... Vanheukelom, T. (2017). Euromod extension to indirect taxation: Final report. Euromod Technical Note EMTN 3.0. Colchester, RU: Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
9. Fabara, C. (2009). *Reformulación del índice de clasificación socioeconómica del registro social*. Quito, Ecuador: Ministerio de Coordinación de Desarrollo Social.
10. Immervoll, H., Levy, H., Nogueira, J. R., O'Donoghue, C., & Siqueira, R. B. D. (2006). Simulating Brazil's tax-benefit system using Brahm's, the Brazilian household microsimulation model. *Economia Aplicada*, 10(2), 203-223. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000200004>
11. Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social. (2013). *Boletín estadístico número 19: años 2011-2012-2013*. Quito, Ecuador: Autor. Recuperado de <https://www.iess.gob.ec/documents/10162/8421754/BOLETIN+ESTADISTICO+19+2011+2012+2013.pdf?version=1.0>
12. Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social. (2014). *Boletín estadístico número 20: año 2014*. Quito, Ecuador: Autor. Recuperado de <https://www.iess.gob.ec/documents/10162/8421754/BOLETIN+ESTADISTICO+20+2014.pdf?version=1.0>
13. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2011-2012). *Encuesta nacional de ingresos y gastos de hogares urbanos y rurales 2011-2012*. Guayaquil, Ecuador: Autor. Recuperado de <http://anda.inec.gob.ec/anda/index.php/catalog/291#page=overview&tab=study-desc>
14. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2016). *Reporte de pobreza y desigualdad*. Recuperado de http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/POBREZA/2016/Diciembre_2016/Reporte%20pobreza%20y%20desigualdad-dic16.pdf
15. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2017). Tabulados Encuesta Nacional de Empleo. Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Recuperado de <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/empleo-marzo-2017/> consultado en junio de 2017.
16. Jara, H. Xavier, Marcelo Varela, Po Chun Lee & Lourdes Montesdeoca (2018). UNU-WIDER SOUTHMOD Country Report: ECUAMOD v1.2, 2011-2017, UNU-WIDER SOUTHMOD Country Report Series. Helsinki: UNU-WIDER.

17. Jara, H. X., & Varela, M. (2017). *Tax-benefit microsimulation and income redistribution in Ecuador* (Working Paper, 177). WIDER. Recuperado de <https://www.econstor.eu/handle/10419/190022>
18. Jara, H. X., Varela, M., Cuesta, M., & Amores, C. (2017). *Southmod Country Report Ecuador. Ecuamod v1. 0. 2011-2016*. Helsinki, Finlandia: UNU-WIDER.
19. Levy, H., Mercader-Prats, M., & Planas, M. (2001). Una introducción a EspaSim: un modelo de microsimulación para evaluar reformas del sistema de impuestos y subsidios sociales en España. En J. M. Labeaga y M. Mercader-Prats (Coords.), *Desigualdad, redistribución y bienestar: una aproximación a partir de la microsimulación de reformas fiscales*. Madrid, España: Instituto de Estudios Fiscales.
20. Ley Reformatoria para la Equidad Tributaria del Ecuador/2007, de 29 de diciembre. Registro Oficial Suplemento, núm. 242 (2007).
21. Ministerio de Finanzas. (2015). *Presupuesto general del Estado: gasto por sector*. Recuperado de <https://www.finanzas.gob.ec/ejecucion-presupuestaria/>
22. Nicita, A. (2004). *Efficiency and equity of a marginal tax reform: Income, quality, and price elasticities for Mexico*. Washington, D. C., EE.UU. World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3266>
23. Orcutt, G. H. (1957). A new type of socio-economic system. *Review of Economics and Statistics*, 39(2), 116-123. <http://dx.doi.org/10.2307/1928528>
24. Orcutt, G. H., Greenberger, M., Korbel, J., & Rivlin, A. M. (1961). *Microanalysis of socio-economic systems: A simulation study*. Nueva York, EE. UU: Harper and Row.
25. Palacios Herrera, Ó. R. (2006). Impacto de una posible reforma fiscal en el bienestar de los hogares mexicanos: un enfoque de equilibrio parcial. *Economía: Teoría y Práctica*, 24, 37-57. Recuperado <https://www.redalyc.org/pdf/2811/281123443002.pdf>
26. Ramírez, J. (2010). *Un diseño socialmente eficiente del impuesto a la renta de personas naturales: aplicaciones técnicas de microsimulación en Ecuador* (Documento de Trabajo, 9).
27. Ramírez, J., & Carrillo, P. (2012). *Microsimulador del impuesto a la renta de personas jurídicas MIR (PJ): año 2011*. Quito, Ecuador: Centro de Estudios Fiscales, Servicio de Rentas Internas.
28. Ramírez, J., & Oliva, N. (2008). *Microsimulador de imposición indirecta del departamento de estudios tributarios (MIIDET)*. Quito, Ecuador: Centro de Estudios Fiscales, Servicio de Rentas Internas.
29. Ramírez, J., Cano, L., & Oliva, N. (2010). *Impuesto a la renta de personas naturales en relación de dependencia: un análisis de equidad y redistribución* (Documento de Trabajo, 1). Recuperado de https://cef.sri.gob.ec/pluginfile.php/16783/mod_page/content/135/2010-01.pdf

30. Resolución C. D. 1838/2009, de 6 de agosto, expídese la reforma al Servicio de Rentas Internas, NAC-DGERCGC09-00479, y modifícase la Resolución N° NAC-DGER2007-0411, publicada en el Registro Oficial N° 98 del 5 de junio del 2007. Registro Oficial, núm. 650 (2009).
31. Resolución C. D. 422/2010 de 6 de agosto, expídese el Reglamento de la Corporación Aduanera Ecuatoriana. Registro Oficial, núm. 252 (2010).
32. Resolución C. D. 1395/2013, de 14 de enero, establécese el valor mensual de la transferencia monetaria para el Bono de Desarrollo Humano, la pensión para adultos mayores y la pensión para personas con discapacidad en USD 50,00. Registro Oficial, núm. 870 (2013).
33. Resolución C. D. 261/2009, de 27 de mayo, 059-DIRG-2009, expídese el Instructivo para el manejo del fondo a rendir cuentas del Proyecto Registro Único de Beneficiarios, RUB. Registro Oficial, núm. 599 (2009).
34. Resolución C. D. 347/2011, de 1 de febrero, expídese el Reglamento de registro, afiliación y concesión de prestaciones de los trabajadores de temporada de la industria azucarera. Registro Oficial, núm. 375 (2011).
35. Resolución C. D. 460/2013, de 11 de diciembre, expídese el Reglamento del Régimen Especial del Seguro Voluntario. Registro Oficial, núm. 155 (2013).
36. Resolución C. D. 467/2014, de 20 de marzo, expídese el Reglamento de afiliación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social de las personas sin relación de dependencia o independientes y ecuatorianos domiciliados en el exterior. Registro Oficial, núm. 244 (2014).
37. Resolución C. D. 501/2015, de 13 de noviembre, que consolida las tablas de distribución de las tasas de aportación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS). Registro Oficial, núm. 703 (2016).
38. Sen, A. (1992). Sobre conceptos y medidas de pobreza. *Comercio Exterior*, 42(4), 310-322.
39. Sen, A. (2003). Capacidad y bienestar. En M. C. Nussbaum & A. Sen (Comps.), *La calidad de vida* (pp. 2-4). México: Fondo de Cultura Económica.
40. Servicio de Rentas Internas. (2015a). *Estadísticas generales de impuestos*. Recuperado de shorturl.at/diovX
41. Servicio de Rentas Internas. (2015b). *Tasas de impuesto a la renta para individuos y sucesiones no divididas*. Recuperado de <https://www.sri.gob.ec/web/guest/estadisticas-sri#estad%C3%ADsticas>
42. Sistema Integrado de Conocimiento y Estadística Social. (s. f.). *Bonos y pensiones asistenciales*. Recuperado de <http://www.conocimientosocial.gob.ec/pages/ProgramasSociales/herramientasProgramas.jsf>
43. Sistema de Indicadores Sociales del Ecuador. (s. f.). *Programa Bono de Desarrollo Humano - BDH*. Recuperado de http://www.sii.seweb/PageWebs/Accion%20Social/ficacc_OS013.htm
44. Siqueira, R. B. D., Nogueira, J. R., & Levy, H. (2003). Política tributária e política social no Brasil: impacto sobre a distribuição de renda entre os

- domicilios. En D. W. Benecke (Comp.), *Política social preventiva: desafío para o Brasil* (pp. 22-23). Río de Janeiro, Brasil: Fundación Konrad Adenauer.
45. Son, H. H., & Kakwani, N. (2009). Measuring the impact of price changes on poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 7(4), 395. <https://doi.org/10.1007/s10888-008-9093-0>
 46. Sutherland, H., & Figari, F. (2013). Euromod: The European Union tax-benefit microsimulation model. *International Journal of Microsimulation*, 6(1), 4-26.
 47. Urzúa, C. M. (1994). *An empirical analysis of indirect tax reforms in Mexico*. Trabajo presentado en el XIII Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica, Caracas, Venezuela.
 48. Urzúa, C. M. (2001). Welfare consequences of a recent tax reform in Mexico. *Estudios Económicos*, 16(1), 57-72.
 49. Urzúa, C. M. (2005). The ahmad-stern approach revisited. *Economics Bulletin*, 8(4), 1-8.
 50. Valero Gil, J. N. (2006). Estimación de elasticidades e impuestos óptimos a los bienes más consumidos en México. *Estudios Económicos*, 21(2), 127-176.

ANEXOS

Cuadros de Macrovalidación

Tabla A1.

Número de empleados y desempleados (en miles)

	Ecuamod	Externo							Ratio						
	2011	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Número de empleados	5 727,3	6304,8	6424..	6664,2	6921,1	7140,6	7463,6	7639,7	0,91	0,89	0,86	0,83	0,80	0,77	0,75
Número de desempleados	318,9	276,8	276,2	288,7	273,4	357,9	410,4	403,7	1,15	1,15	1,10	1,17	0,89	0,78	0,79

Nota: la población de referencia de las estadísticas del INEC es la población en edad de trabajar de 15 años o más.
Fuente: INEC (2016).

Tabla A2.

Ingresos del mercado en Ecuamod: número de destinatarios (en miles)

	Ecuamod	Externo							Ratio						
	2011	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Ingreso del empleado	3840,5	3656,8	3816,4	4158,5	4304,9	4420,1	4396,0	4499,8	1,05	1,01	0,92	0,89	0,87	0,87	0,85
Ingreso del empleado por cuenta propia	2588,4	2648,0	2608,5	2505,8	2616,2	2720,6	3067,5	3139,9	0,98	0,99	1,03	0,99	0,95	0,84	0,82

Nota: la población de referencia de las estadísticas del INEC es la población en edad de trabajar de 15 años o más.
Fuente: INEC (2016).

Tabla A3.
Ingresos del mercado en Ecuamod: montos anuales (en millones)

	Ecuamod						Externo						Ratio					
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014
Ingreso del empleado	17 588	19 452	21 187	22 655	23 591	24 392	24 993	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ingreso del empleado por cuenta propia	9495	10 501	11 437	12 230	12 735	13 168	13 492	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Fuente: elaboración propia.

Tabla A4.
Instrumentos de beneficios e impuestos incluidos pero no simulados en Ecuamod: número de destinatarios/pagadores (en miles)

Beneficios	Ecuamod	Externo						Ratio							
	2011	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Jubilados ^a	291,6	298,3	302,9	33,8	362,7	393,1	426,0	446,4	0,98	0,96	0,88	0,80	0,74	0,68	0,65
Pensión por discapacidad ^a	11,0	21,2	23,1	24,9	27,7	30,0	32,5	34,6	0,52	0,48	0,44	0,40	0,37	0,34	0,32
Pensión de sobrevivencia ^a	23,8	110,2	115,9	121,4	127,8	138,5	150,1	154,7	0,22	0,21	0,20	0,19	0,17	0,16	0,15
Bono de la vivienda	9,7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Fuente: ^aIESS (2015).

Tabla A5.
Instrumentos de beneficios tributarios incluidos pero no simulados en Ecuamod: montos anuales (en millones)

Beneficios	Ecuamod						Externo						Ratio								
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Jubilados ^a	1,184	1,310	1,427	1,525	1,588	1,642	1,682	1,152	1,361	1,736	2,108	2,400	2,724	3,049	1,03	0,96	0,82	0,72	0,66	0,60	0,55
Pensión por discapacidad ^a	33	37	40	43	45	46	47	63	73	86	103	115	128	142	0,53	0,51	0,47	0,42	0,39	0,36	0,33
Pensión de sobrevivencia ^a	56	62	67	72	75	77	79	218	249	277	315	345	377	409	0,26	0,25	0,24	0,23	0,22	0,21	0,19
Bono de la vivienda ^b	38	42	46	49	51	53	54	119	168	162	104	126	121	116	0,32	0,25	0,28	0,47	0,40	0,44	0,47

Fuente: ^a IESS (2015), ^b Ministerio de Finanzas (2015).

Tabla A6.
Instrumentos de beneficios fiscales simulados en Euromod: número de beneficiarios/pagadores (en miles)

	Ecuamod						Enighur		Ratio	External					Ratio								
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2011	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Beneficios																							
Beneficios de asistencia social ^a	1,523	1,523	1,523	1,118	1,118	1,118	1,118	1,681	0,91	1,854	1,910	1,717	1,120	1,099	1,037	1,020	0,82	0,80	0,89	1,00	1,02	1,08	1,10
Beneficios de discapacidad ^b	9	9	9	9	9	9	9	9	1,00	14	17	18	20	23	25	27	0,62	0,52	0,48	0,44	0,39	0,36	0,33
Impuestos y contribuciones a la seguridad social (SIC)																							
Impuestos a los ingresos ^c	331	368	403	444	448	449	471	35	9,53	472	494	503	510	492	511	511	0,70	0,75	0,80	0,87	0,91	0,88	0,88
SIC del empleado ^d	2,047	2,047	2,087	2,087	2,087	2,087	2,087	1,836	1,11	2,510	2,763	2,944	3,113	3,517	3,659	3,730	0,82	0,74	0,71	0,67	0,59	0,57	0,56
SIC de las Fuerzas Armadas y la Policía	56	56	56	56	56	56	56	—	—	84	87	90	93	87	92	101	0,67	0,64	0,62	0,60	0,64	0,61	0,55
SIC del empleado por cuenta propia ^d	307	307	307	307	307	307	307	74	4,16	1,093	1,187	1,238	1,256	1,292	901	1,099	0,28	0,26	0,25	0,24	0,24	0,34	0,28
SIC de los empleadores	1,736	1,736	1,776	1,776	1,776	1,776	1,776	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
SIC del Gobierno para Fuerzas Armadas y Policía	56	56	56	56	56	56	56	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Nota: las estadísticas externas de los pagadores SIC desagregados entre empleados y trabajadores autónomos solo están disponibles en 2011 y 2012. La información agregada sobre el total de pagadores de SIC se desglosa para otros años en función de las acciones de los empleados y pagadores independientes en 2012.
Fuente: cálculos de Euamod; ^a Registros del programa Bono de Desarrollo Humano, MIES (s. f.); ^b Informe de Gestión, MIES (s. f.); ^c Las estimaciones han sido suministradas por Nicolás Oliva y Néstor Villacreses a partir de datos administrativos cola calculadora de impuesto a la renta personal del Servicio de Impuestos Internos (SRI); ^d IESS (2013, 2014).

Tabla A7a.

Tax-benefit instruments simulated in Euromod: Annual amounts (in millions)

	Ecuamod						Enighur						Ratio								
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Beneficios																					
Beneficios de asistencia social ^a	656	656	937	687	687	687	687	706	780	850	909	946	978	1,002	0,93	0,84	1,10	0,76	0,73	0,70	0,69
Beneficios de discapacidad ^b	26	26	26	26	26	26	26	24	26	29	31	32	33	34	1,07	0,97	0,89	0,83	0,80	0,77	0,76
Impuestos y contribuciones a la seguridad social (SIC)																					
Impuestos a los ingresos ^c	615	711	804	896	933	965	1,011	19	20	21	21	22	23	23	31,79	35,31	38,90	41,81	42,09	42,78	42,78
SIC del empleado ^d	1,503	1,662	1,825	1,970	2,051	2,121	2,021	1,322	1,377	1,414	1,466	1,516	1,542	1,548	1,14	1,21	1,29	1,34	1,35	1,38	1,31
SIC de las Fuerzas Armadas y la Policía	218	241	263	281	293	302	310	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
SIC del empleado por cuenta propia ^d	456	504	549	587	611	632	648	268	279	286	297	307	312	313	1,70	1,81	1,92	1,98	1,99	2,02	2,07
SIC de los empleadores	1,361	1,505	1,655	1,769	1,842	1,905	1,952	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
SIC del Gobierno para Fuerzas Armadas y Policía	246	272	296	317	330	341	350	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
VAT	1,708	1,779	1,827	1,894	1,958	2,295	2,003	592	617	634	657	679	691	694	2,88	2,88	2,88	2,88	2,88	3,32	2,89

Fuente: cálculos Ecuamod y Enighur.

Tabla A7b.

Tax-benefit instruments simulated in Euromod: annual amounts (in millions)

	Ecuamod						External						Ratio								
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Benefits																					
Social assistance benefits ^a	656	656	937	687	687	687	687	706	780	850	909	946	978	1,002	0,93	0,90	0,90	0,79	1,06	0,85	0,85
Disability carer benefit ^b	26	26	26	26	26	26	26	24	26	29	31	32	33	34	0,62	0,52	0,48	0,44	0,41	0,36	0,33
Taxes and SIC																					
Income tax ^c	615	711	804	896	933	966	1,011	784	856	935	1,022	1,019	1,114	1,177	0,78	0,83	0,86	0,88	0,92	0,87	0,86
Employee SIC ^d	1,503	1,662	1,825	1,970	2,051	2,121	2,021	1,842	2,216	2,573	2,858	3,303	3,991	4,226	0,82	0,75	0,71	0,69	0,62	0,53	0,48
Armed forces and police SIC ^d	218	241	263	281	292	302	310	416	442	472	505	528	559	730	0,52	0,55	0,56	0,56	0,55	0,54	0,42
Self-employed SIC ^d	456	504	549	587	611	632	648	802	952	1,082	1,153	1,214	983	1,207	0,57	0,53	0,51	0,51	0,50	0,64	0,54
Employers SIC	1,361	1,505	1,655	1,769	1,842	1,905	1,952	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Government SIC for armed forces and police ^d	246	272	296	317	330	341	350	455	471	502	459	488	491	497	0,54	0,58	0,59	0,69	0,68	0,69	0,70
VAT ^e	1,708	1,779	1,827	1,894	1,958	2,295	2,003	3,073	3,455	4,096	4,513	4,778	5,323	5,770	0,56	0,51	0,45	0,42	0,41	0,43	0,35
ICE alcohol ^e	10	10	11	11	12	12	12	24	34	43	45	44	53	59	0,43	0,31	0,26	0,25	0,27	0,22	0,20
ICE beer ^e	48	49	52	53	55	64	65	135	152	170	166	188	198	210	0,36	0,32	0,30	0,32	0,29	0,32	0,31
ICE cigarettes ^e	22	22	23	24	26	45	45	149	156	176	178	195	204	216	0,15	0,14	0,13	0,14	0,13	0,22	0,21
ICE soda drinks ^e	20	21	22	22	23	24	24	43	51	57	53	59	63	66	0,47	0,41	0,38	0,42	0,39	0,38	0,36
ICE perfume ^e	27	28	28	30	31	31	31	20	14	8	19	44	37	42	1,36	1,93	3,76	1,51	0,70	0,84	0,74

Nota: External statistics of SIC payers disaggregated between employees and self-employed are only available in 2011 and 2012. Aggregate information on total payers of SIC is disaggregated for other years based on the shares of employees and self-employed payers in 2012.

Fuente: Ecuamod calculations; ^aRegistros del programa Bono de Desarrollo Humano, MIES (s. f.); ^bInforme de Gestión, MIES (s. f.); ^cThe estimates have been supplied by Nicolás Oliva and Néstor Villacreses based on administrative data using the personal income tax calculator of the SRI; ^d IESS (2013, 2014); ^e SRI (2015).

Tabla A8.
Absolute poverty rates and income inequality

	Ecuamod						Enighur		Ratio		External (Enemdu)						Ratio						
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2011	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Poverty																							
Total	20,9	19,0	15,8	15,9	15,8	15,1	14,3	21,6	0,96	28,6	27,3	25,6	22,5	23,3	22,9	21,5	0,73	0,70	0,62	0,71	0,68	0,66	0,67
Urban	12,4	10,9	8,5	8,7	8,5	8,0	7,5	13,2	0,94	17,4	16,1	17,6	16,4	15,7	15,7	13,2	0,71	0,67	0,48	0,53	0,54	0,51	0,57
Rural	37,9	35,5	30,5	30,5	30,4	29,5	28,1	38,5	0,98	50,9	49,1	42,0	35,3	39,3	38,2	39,3	0,74	0,72	0,72	0,86	0,77	0,77	0,72
0-18 years	27,2	24,8	20,8	20,9	20,7	19,8	18,7	28,1	0,96	37,3	36,2	34,7	30,0	31,0	31,9	28,9	0,73	0,68	0,60	0,70	0,67	0,62	0,65
19-64 years	15,5	14,0	11,5	11,6	11,5	11,0	10,3	16,1	0,96	22,8	21,7	19,9	17,6	18,3	18,8	16,9	0,68	0,65	0,58	0,66	0,63	0,58	0,61
65+ years	24,5	23,3	19,2	19,4	19,7	19,2	18,5	25,3	0,97	29,7	27,4	20,9	18,2	20,1	18,0	17,6	0,83	0,85	0,91	1,06	0,98	1,07	1,05
Extreme poverty																							
Total	5,8	5,4	4,0	4,2	4,2	4,0	3,8	6,1	0,95	11,6	11,2	8,6	7,7	8,5	8,7	7,9	0,50	0,48	0,46	0,54	0,50	0,46	0,48
Urban	2,2	2,0	1,4	1,5	1,5	1,4	1,4	2,6	0,85	5,0	5,0	4,4	4,5	4,4	4,5	3,3	0,44	0,40	0,31	0,34	0,35	0,32	0,41
Rural	13,0	12,2	9,3	9,5	9,6	9,2	8,7	13,3	0,98	24,6	23,3	17,4	14,3	17,0	17,6	19,7	0,53	0,52	0,53	0,66	0,56	0,52	0,44
0-18 years	7,5	6,9	5,4	5,6	5,7	5,4	5,1	8,1	0,93	15,6	15,1	12,4	10,9	11,8	11,9	11,5	0,48	0,46	0,43	0,52	0,48	0,48	0,44
19-64 years	4,1	3,8	3,0	3,1	3,1	2,9	2,8	4,2	0,98	8,8	8,3	6,5	5,7	6,4	6,8	5,9	0,46	0,45	0,46	0,54	0,48	0,43	0,47
65+ years	8,5	8,5	4,0	4,1	4,2	4,1	3,9	8,6	0,99	13,0	12,9	5,0	4,6	5,7	6,3	4,8	0,65	0,66	0,80	0,89	0,75	0,65	0,82
Inequality																							
Gini	46,0	46,1	45,6	46,0	46,0	46,1	46,2	47,3	0,97	47,3	47,7	48,5	46,7	47,6	46,6	45,9	0,97	0,97	0,94	0,99	0,97	0,99	1,00

Notas: Computed for individuals according to their household income equivalized by the number of household members. Ecuamod household income corresponds to household disposable income (HDI) calculated as the sum of all income Fuentes of all household members net of income tax and SIC. INEC household income corresponds to the sum of all income Fuentes (available in Enemdu) of all household members but using employment income before taxes and SIC.

Fuente: Ecuamod calculations and Enighur; external figures come from INEC (2016a), based on Enemdu.

Tabla A9.
Relative poverty rates by region and age

	Ecuamod							Enighur	Ratio
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2011	2011
Relative poverty (different thresholds)									
40% of median HDI	8-9	9,0	8,4	8,9	9,0	9,1	9,2	9,3	0,98
50% of median HDI	14-6	14,9	14,1	14,8	14,9	14,9	15,0	15,1	0,99
60% of median HDI	21-6	21,9	21,0	21,8	21,8	21,9	21,9	22,2	0,99
70% of median HDI	29-2	29,4	28,9	29,5	29,4	29,5	29,5	29,6	1,00
Relative poverty by subgroups (60% median HDI)									
Urban	12-7	12,9	12,4	13,2	13,1	13,1	13,1	13,6	0,96
Rural	39-4	39,9	38,5	39,3	39,4	39,5	39,7	39,6	1,00
0-18 years	26-0	26,4	25,4	26,5	26,5	26,5	26,6	26,1	1,02
19-64 years	17-9	18,1	17,5	18,1	18,1	18,1	18,2	17,5	1,04
65+ years	16-4	16,6	16,0	16,7	16,7	16,7	16,7	34,5	0,48

Notas: Computed for individuals according to their HDI equivalized by the modified OECD equivalence scale. HDI are calculated as the sum of all income Fuentes of all household members net of income tax and SIC.
Fuente: Euromod calculations and Enighur.

THE EVOLUTION OF THE GENDER WAGE GAP IN COLOMBIA: 1994 AND 2010

Luz Karime Abadía Alvarado
Sara de la Rica

Abadía Alvarado, L. K., & De la Rica, S. (2020). The evolution of the gender wage gap in Colombia: 1994 and 2010. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 857-895.

This paper studies the evolution of the gender wage gap in Colombia at different points of wage distributions. Using DiNardo, Fortin, and Lemieux's (1996) decomposition, we find that the enormous increase in female workers' educational achievement has helped to reduce the gender gap, mainly at the top of the wage distribution. However, this effect has been countered by the reduction in the proportion of female workers in the public sector and those with indefinite contracts. Moreover, using the Arellano et al. (2017) methodology, we estimate the adjusted gender wage gap whilst controlling for sample selection. In both analysed years, our main finding was a clear glass-ceiling pattern that was slightly reduced in 2010.

Keywords: Gender wage gap; glass ceiling pattern; quantile regression; sample selection.

JEL: J16; J24; J31; J41.

L. K. Abadía Alvarado

Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia. E-mail: labadia@javeriana.edu.co

S. de la Rica

University of the Basque Country UPV/EHU, Bilbao, Spain. E-mail: sara.delarica@ehu.es

Sugerencia de citación: Abadía Alvarado, L. K., & De la Rica, S. (2020). The evolution of the gender wage gap in Colombia: 1994 and 2010. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 857-895. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.73820>

Este artículo fue recibido el 1 de agosto de 2018, ajustado el 27 de julio de 2019 y su publicación aprobada el 29 de julio de 2019.

Abadía Alvarado, L. K., & De la Rica, S. (2020). La evolución de la brecha salarial por género en Colombia: 1994 y 2010. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 857-895.

Este artículo estudia la brecha salarial por género en Colombia en diferentes puntos de la distribución de salarios. Con la descomposición de DiNardo et al. (1996) se encuentra que el enorme incremento en el logro educacional de las trabajadoras femeninas ha ayudado a reducir la brecha de género, principalmente en la cola alta de la distribución. Sin embargo, este efecto ha sido contrarrestado por la reducción en la proporción de mujeres en el sector público y en aquellas con contrato indefinido. Además, con la metodología de Arellano et al. (2016) se estima la brecha de género ajustada controlando por sesgo de selección. Se encuentra un patrón de techo de cristal en ambos años analizados, que se ha reducido ligeramente en el 2010.

Palabras clave: brecha salarial de género; efecto techo de cristal; regresión cuantílica; sesgo de selección.

JEL: J16; J24; J31; J41.

Abadía Alvarado, L. K., & De la Rica, S. (2020). A evolução da brecha salarial por gênero na Colômbia: 1994 e 2010. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 857-895.

Este artigo estuda a brecha salarial por gênero na Colômbia em diferentes pontos da distribuição de salários. Com a decomposição de DiNardo et al. (1996), percebe-se que o enorme aumento nos objetivos educacionais das trabalhadoras femininas ajudou na redução da brecha de gênero, principalmente na alta da distribuição. Contudo, este efeito tem sido combatido pela redução na proporção de mulheres no setor público naquelas com contrato indefinido. Além do mais, com a metodologia de Arellano et al. (2016), estima-se uma brecha de gênero ajustada controlada por meio de viés de seleção. Percebe-se também um padrão de teto de cristal em ambos os anos analisados, com uma ligeira redução em 2010.

Palavras-chave: brecha salarial de gênero; efeito teto de cristal; regressão quantil; viés de seleção.

JEL: J16; J24; J31; J41.

INTRODUCTION

The Colombian labour market has gone through very significant compositional changes, and there are important differences between men and women. Between 1994 and 2010, the most relevant one was the change in workers' educational achievement, which is especially true for women.¹ In 1994, the percentage of workers with tertiary education was just 11%; however, by 2010 this figure had quadrupled. This increase has been more pronounced for female workers: the proportion of tertiary-educated workers was 8 percentage points (pp) higher than that of their male counterparts by 2010. Furthermore, at the other end of the educational distribution, by 2010 there were barely any workers without primary education (the proportion was around 10% in 1994).

Moreover, female labour force participation has increased by 11 pp, while male labour force participation remained roughly constant during the same period. Despite the female workers' huge educational achievement and the increase in their labour force participation, on average the observed gender wage gap has decreased slightly by one pp.

Together with changes in the educational level, some job characteristics have also experienced an impressive change during this period. To cite the two most relevant ones, the number of employees with indefinite contracts fell by half, mainly in the private sector. And the proportion of public sector workers also dropped sharply from 13% in 1994 to 7% in 2010.

These changes have undoubtedly affected the distribution of wages. Given that these changes, as will be seen later, have not affected men and women equally, gender differences in wages are also likely to be affected, and in a different way for workers who earn lower, medium and higher wages.

The aim of this paper is to analyse the evolution of the raw and adjusted gender wage gap across the wage distribution and the impact that changes have had on education and some labour characteristics. First, we compute the relative impact of changes in education, type of employment (public/private) and type of contract (indefinite/other type of contract)² in Colombia on the observed gender wage gaps (1994-2010), using a semi-parametric approach following DiNardo et al. (1996) (DFL hereafter). Secondly, we analyse the trend in wage differentials by gender through computing the adjusted gender wage gap once differences in observed

¹ In this study, we only take into account employees, we discard employers and the self-employed individuals, because they have different labor market conditions and wage structures.

² Other types of contracts refer to verbal and fixed-term contracts which have different labor conditions to indefinite ones. Unlike fixed-term contracts, indefinite contracts set no limits on their duration, and employers must assume indemnity cost when the firm decides to finish it without a valid cause. In Colombia, by law, verbal contracts are considered to have the same characteristics as indefinite ones, however, in practice this is not fulfilled, and most verbal contracts are informal. See Abadía (2014) for more detailed information about the differences of the types of contracts and their implications on wages and other labor characteristics.

characteristics and possible selection sample bias are controlled for using Arellano and Bonhomme's (2017) methodology .

This paper is organized as follows: the next section presents a brief summary of related empirical literature, and then we describe the data and present some descriptive statistics; the methodology and results of the counterfactual exercise are presented in section four; the following section presents results of the adjusted gender wage gap at the mean and in different quantiles; and, finally, conclusions and references are presented in the last two sections.

PREVIOUS LITERATURE ON GENDER WAGE GAP IN COLOMBIA

This section summarises the existing literature regarding empirical works on gender earnings gap in Colombia.

Labour force participation in Latin America increased on average by 6.5 pp from the early 1990s to late 2000s, with most of the increase coming from legally married women who have low education levels, are less educated than their partners, and have children living at home (Elias & Ñopo, 2010). In Colombia, this increment was huge: 18 pp from 1984 to 2006, explained mainly by changes in the population composition through educational attainment (Amador, Bernal, & Peña, 2013).

However, despite the increases in female labour force participation, as well as women's important educational achievement in comparison to men, there is still a gender wage gap for women in Colombia. Moreover, despite the importance of the topic, there are only a few researchers studying this phenomenon in the country, and the most updated period analysed was 2006. In general, the evidence is that, on average, hourly earnings and wages for men are higher than those for women. Most of the previous literature has focused its analysis on measuring and decomposing the gender earnings gap. Previous empirical works have concluded that most of the observable differences cannot be explained by differences in observed measures of human capital or other observable differences in job characteristics.

One of the first studies that sought to account for gender differences in Colombia was undertaken by Tenjo, Rivero, and Bernat (2002). These authors measure the gender wage gap in six Latin-American countries, including Colombia. Using the Oaxaca decomposition and correcting for sample selection, they find that the unexplained component of the average gender wage gap (the fraction of the average wage gap that cannot be explained by differences in human capital and observable job characteristics) is positive and significant. In addition, they find that the component associated to characteristics is negative, and it decreases during analysed period. This reflects women's tendencies to accumulate human capital more quickly than men. The authors relate these findings to the theory of statistic discrimination.

Similarly, Hoyos, Ñopo, and Peña (2010) measure the average gender earnings gaps from 1994 to 2006 using a non-parametric technique based on a matching-on-characteristics methodology developed by Ñopo (2008). These authors use information from employees, self-employed people and employers. They find that, in Colombia, the unexplained gender gap is between 13% and 23% of average female earnings after controlling for socio-demographic and job-related characteristics. Moreover, they find evidence that gender earnings gaps have a greater effect on more less productive workers and those who have to work under precarious conditions in the labour market.

Badel and Peña (2010) also decompose the gender wage gap but use the Machado Mata (MM) technique³ based on quantile regression for 2006. Therefore, they measure the gap not only at mean but also at other points of wage distribution. They find evidence of both a glass ceiling effect (a significant gender gap at the top of the distribution) and a quicksand floor effect (a significant gender gap at the bottom of the distribution) for Colombian women. Moreover, they control for self-selection in the labour force and state that it accounts for around 50% of the observed gender gap.

The effect of occupational segregation on the wage gap is studied by Isaza (2009). Using a version of the Blinder-Oaxaca (BO) (1973) decomposition of the gender wage gap that accounts for the explained and unexplained components of workers' allocation, he concludes that occupational segregation contributes to decreasing the gender wage gap.

The role of labour supply in the gender wage gap is studied by Angel-Urdinola and Wodon (2003). They use weighted OLS regression to estimate the gender wage gap, controlling for a set of observable worker characteristics and then regressing the gap against relative labour supply whilst controlling for other variables. They conclude that in the presence of gender discrimination and perfect substitution, the increase in the relative labour supply of women as compared to men has helped reduce the gender wage gap in Colombia over time (1979-2000) from 22% in 1982 to 12% in 2000.

On the other hand, Abadía (2005) finds evidence of statistical discrimination in the private sector: as firms have limited information about the abilities and productivity of applicants, they have an incentive to use easily observable characteristics such as gender, age, race, etc. to discriminate against workers if their characteristics are correlated with workers' performance. Thus, given that women quit the labour market more often than men for family reasons, employers may consider female employees as being uncertain factor when making the decision to hire

³ The Machado Mata approach allows counterfactual wage distributions to be computed and the raw gender wage gap to be decomposed into a component due to price effect (differences in how men and women are paid) and a composition effect (differences in characteristics between men and women).

them, which finally results in lower wages. This author finds that in 2003 13% of the gender wage gap in the private sector is explained by statistical discrimination.

Bernat (2007) computes discrimination curves for 2000, 2003 and 2006, studying the incidence, intensity and inequality of discrimination throughout the distribution of the gender wage gap. This study concludes that the number of women discriminated against and the intensity of discrimination have increased and there is evidence of a glass ceiling, i.e. women face barriers to promotion to jobs at the top of the wage distribution.

This paper seeks to provide an answer to the changes in the raw and adjusted gender wage gap in Colombia between 1994 and 2010. A semi-parametric technique is used to look at the extent to which changes in the educational attainment of workers as well as other job characteristics such as type of employment and type of contract contribute to explain changes in the observed gender wage gap throughout the wage distribution. Further, the adjusted gender wage gap is estimated using Arellano et al.'s (2017) approach in order to analyse changes in the gender wage gap—not only at the mean level but also at different quantiles of the wage distribution level—whilst controlling for sample selection.

The presence of gender wage inequalities in a society is not only a moral issue but also an economic problem. The fact that women with similar individual and labour characteristics receive lower wages than men contributes to increasing poverty and social inequality as well as reducing economic growth and generating important economic losses (Cuberes & Teigner, 2015; Galor & Weil, 1996; Milli, Huang, Hartmann, & Hayes, 2017). Therefore, to measure the wage gap between men and women, to identify the most affected population group, to determine its evolution in time, and to identify some variables that have contributed to reducing or increasing the gap, it is crucial to support with evidence and motivate the design of policies aimed at decreasing inequalities present in the labour market.

DATA AND DESCRIPTIVES

The data are taken from the Colombian Household Survey (second quarters of 1994 and 2010) that was carried out by the Colombian National Statistical Department (DANE). This survey contains individual information about the size and structure of the labour force, living conditions and composition of incomes of Colombian households. Second quarter information of household surveys is used because, before the year 2000, questions such as the size of firms (in terms of number of employees), tenure (number of working-years of the employee in the current firm) and other relevant firm variables were only asked in this quarter. It was decided to use 1994 as the initial year to avoid comparisons before and

after Law 100, which introduced changes that had an important impact on the labour market.⁴

The sample is restricted to public and private sector employees, and domestic workers between 18 and 65 years old who work between 16 and 84 hours per week and live in the ten largest metropolitan areas: Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali, Pasto, Villavicencio, Pereira and Cúcuta; they account for 68% of the population according to the 2005 census. Despite the fact that employers and self-employed individuals represent an important share of the labour market (43.48% in 2010), they are disregarded from this study in order to leave a more homogeneous sample of male and female workers in terms of hiring conditions and wage structure. Therefore, for public sector employees, we only include career public servants, excluding all people with government service contracts who are classified as self-employed.⁵ In addition, the analysed sample includes both formal and non-formal workers.

The top 1 percent of the wage distribution for each year and gender is discarded in order to avoid outliers. For each procedure, the corresponding expansion factors are used. Wages for 1994 are in constant 2010 prices.

During the two analysed years that cover this study, 1994 and 2010, Colombia's economy showed important changes related to employment and economic growth. In 1994, the rate of economic growth was around 5.8%, and the unemployment rate reached 10%. In 1998, Colombia entered into a deep economic crisis that reached its lowest point in 1999 (-5%) when the country had a high unemployment rate (20%). Since 2001, the unemployment rate has fallen and the economy has begun to recover: there was a growth rate of 8% in 2007 and unemployment was 11%. The effects of the global financial crisis were observed in Colombia in 2009 when growth fell to 0.8%. However, for 2010, the economic growth and unemployment rate reached rates similar to those in 1994: 4.3% and 11%, respectively.

Table 1 gives personal, job and demographic characteristics by gender during the two periods. With respect to gender differences in demographic characteristics, it can be observed that, in 2010, both male and female workers are older than in 1994 (by an average of 2-3 years). In addition, it can be seen that the share of workers (both male and female) between 18 and 24 years old has decreased whereas the share of older workers (between 45 and 54) has increased.

⁴ Law 100 of 1993 created the comprehensive social security system, which regulates, among other items, all matters related to the system of pensions and health in Colombia.

⁵ Self-employed individuals are not considered to be salaried workers in Colombia, therefore, by law they do not have to fulfill what is established in Article 23 of the Colombian Labor Code such as: subordination, working hours, social security payment by employer, vacations, etc.

Table 1.
Descriptive Statistics of Female and Male Workers

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	Average	SD	Average	SD	Average	SD	Average	SD
Age	32.01	9.46	33.07	10.48	35.25	10.46	35.01	10.82
Tenure	4.60	6.27	5.11	6.90	4.57	6.44	4.59	6.30
Weekly Hours	46.49	10.90	50.41	11.25	47.52	11.65	51.18	10.89
	%	SD	%	SD	%	SD	%	SD
Age groups								
18 to 24	24.82	0.43	24.37	0.43	17.24	0.38	18.21	0.38
25 to 34	39.51	0.49	37.24	0.48	33.95	0.47	35.87	0.48
35 to 44	24.09	0.43	22.46	0.42	26.56	0.44	24.51	0.43
45 to 54	9.41	0.29	11.52	0.32	17.95	0.38	16.08	0.36
55 to 65	2.01	0.14	4.20	0.20	4.18	0.20	5.24	0.22
Children <7	40.01	0.49	45.74	0.50	34.39	0.47	34.65	0.47
Head of Household	17.89	0.38	60.40	0.49	25.85	0.44	59.70	0.49
Education Variables								
None or Primary Incomplete	9.33	0.29	9.87	0.30	0.58	0.07	0.87	0.09
Primary or Secondary Incomplete	38.76	0.48	48.55	0.50	13.59	0.34	14.42	0.35
Secondary or Tertiary Incomplete	40.11	0.49	31.50	0.39	41.76	0.49	49.29	0.50
Tertiary	11.80	0.32	10.08	0.30	44.05	0.50	35.37	0.48
Marital Status								
Cohabiting	12.04	0.32	21.19	0.40	23.80	0.43	32.06	0.47
Married	26.15	0.44	40.85	0.49	21.71	0.41	27.41	0.45
Widowed, Divorced or Separated	18.67	0.38	3.54	0.18	20.50	0.40	7.85	0.27
Never Married	43.13	0.49	34.41	0.47	33.98	0.47	32.66	0.47

(Continued)

Table 1.
Descriptive Statistics of Female and Male Workers

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	Average	SD	Average	SD	Average	SD	Average	SD
Type of Employment								
Private Sector Employee	73.58	0.44	87.64	0.33	78.11	0.41	92.14	0.27
Public Sector Employee	14.02	0.34	12.19	0.33	7.28	0.26	7.54	0.26
Domestic Employee	12.39	0.33	0.17	0.04	14.60	0.35	0.31	0.05
Part-time	9.70	0.29	3.50	0.18	9.94	0.29	3.62	0.19
Full-time	68.30	0.46	64.39	0.49	62.91	0.48	59.03	0.49
Overtime	22.00	0.41	32.11	0.47	27.15	0.44	37.34	0.48
Small Firm	37.70	0.48	31.08	0.46	38.16	0.48	28.15	0.45
Indefinite Contract	82.13	0.38	80.99	0.39	46.95	0.50	52.91	0.49
N. Observations Unweighted	7913		10532		7804		8364	
N. Observations Weighted	1393475		1796303		2034537		2243559	

SD = standard deviation

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The increase in Colombian employees' educational attainment has been very impressive, especially for women. The share of female workers who have a higher education quadrupled: it increased from 11% in 1994 to 44% in 2010, whereas the increment for male workers was lower, it went from 10% to 35%. Moreover, the proportion of workers with less than secondary education dropped dramatically from 48% and 58% in 1994 to around 14% and 15% for women and men respectively in 2010.

The family structure of Colombian workers has also undergone major changes. Over the 16 years studied, the percentage of married workers decreased, particularly for men (with a drop of around 14 pp). By contrast, the percentage of cohabiting couples has increased by almost 11 pp. The percentage of households with children under seven years old has decreased significantly by roughly 9 pp, and the difference by gender has disappeared. The proportion of female heads of

household has increased, though the proportion of male heads of household is still much higher. In 2010, about 60% of men were head of households compared with only 26% of women.

Most workers are private sector employees: participation of workers in this sector has increased slightly, and, in 2010, the proportions of men and women in the private sector were approximately 92% and 78%, respectively. On the other hand, the proportions of women and men in the public sector decreased by almost 7 and 5 pp, respectively: as of 2010, 7.4% of workers were public employees. Domestic employees are still predominantly women: their participation has increased slightly, with this type of employment accounting for 7.1% of employees in 2010.

With regards to working hours, the percentage of women working part-time (less than 35 hours per week, which is the standard definition of part-time in Colombia) is about 6 pp higher than for men, while the proportion of woman working overtime (more than 48 hours per week) is 10 pp lower than for men. The proportion of women in small firms (with less than 11 employees) is higher than men in both periods, and the gender difference is around 10 pp in 2010.

Hiring conditions for Colombian employees have also undergone significant changes, particularly with regard to types of contract. In 1994, around 80% of workers had indefinite contracts, but by 2010 this percentage had almost halved. The fall was 35 pp for women and 28 pp for men.

Finally, Table 1A reports the distribution of workers across occupations and economic sectors in the two years under consideration. The most significant feature regarding occupation is the reduction in the proportion of workers in non-agricultural and operator occupations by 7 and 11 pp for women and men, respectively, and the increase in service occupations of around 5 and 4 pp for women and men, respectively. In terms of economic sectors, a reduction is observed in the number of women and men employed in manufacturing (about 7 and 6 percent, respectively), and an increase in employees in the trade, restaurants and hotels sectors, mainly among men (5 pp).

Given that the aim of this paper is to analyse changes in the gender wage gap, it must be determined what changes occurred in the wage structure over this 16-year period. Table 2 presents average hourly wages broken down by different characteristics and the respective raw gender wage gap. The raw gender wage gap is computed as the difference between the average logarithms of hourly wages for male and female workers.

As is observed in Table 2, the average real hourly wages of men are higher than women in almost all cases, except among non-heads of household, public sector employees, big firms and indefinite contract holders for whom the gap is negative. On average, men earn more than women, and the increase in real wages is greater for men (women's wages increased by 5.4% while men's rose by 8.09%). Workers reach their peak hourly wage when they are between 45 and 54 years old.

Table 1A.

Descriptive Statistics for Female and Male Workers

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	%	SD	%	SD	%	SD	%	SD
Occupations								
<i>Distribution by occupations</i>								
Professionals and Technicians	14.01	0.35	10.19	0.30	14.95	0.36	13.85	0.34
Managers and Public Supervisors	1.65	0.13	1.85	0.13	3.19	0.17	3.20	0.17
Administrative Staff	25.99	0.44	13.74	0.34	23.42	0.42	16.10	0.37
Traders and Sellers	13.45	0.34	10.29	0.30	15.39	0.36	10.92	0.31
Service Workers	28.08	0.45	12.34	0.33	33.40	0.47	16.24	0.37
Agricultural and Forestry workers	0.58	0.07	1.23	0.11	0.26	0.05	0.83	0.09
Non-agricultural workers and operators	16.25	0.37	50.36	0.50	9.38	0.29	38.86	0.49
Economic Sector								
Agriculture and Livestock	0.73	0.08	1.30	0.11	0.67	0.08	1.09	0.10
Mines and Quarries	0.27	0.05	0.53	0.07	0.06	0.02	0.60	0.07
Manufacture Industry	23.45	0.42	29.00	0.45	16.18	0.37	23.35	0.42
Electricity, Gas, Water	0.51	0.07	1.2	0.10	0.37	0.06	1.19	0.10
Construction	1.22	0.11	10.47	0.30	0.57	0.07	9.70	0.29
Trade, Restaurants, Hotels	22.50	0.42	17.20	0.37	24.13	0.43	23.65	0.42
Transport, Communications	2.17	0.14	9.95	0.29	4.65	0.21	9.79	0.29
Financial Establishments and Insurance	9.06	0.28	8.52	0.27	12.11	0.32	13.72	0.34
Personal, Social and community services	40.06	0.49	21.81	0.41	41.25	0.49	16.91	0.37
Demographic Characteristics								
<i>Metropolitan Areas</i>								
Medellín	18.70	0.39	18.81	0.39	19.70	0.40	20.12	0.40
Barranquilla	7.26	0.26	8.33	0.28	6.00	0.24	6.63	0.25

(Continued)

Table 1A.

Descriptive Statistics for Female and Male Workers

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	%	SD	%	SD	%	SD	%	SD
Demographic Characteristics								
<i>Metropolitan Areas</i>								
Bogotá	43.11	0.49	40.98	0.49	46.92	0.50	44.09	0.47
Manizales	2.17	0.14	2.51	0.35	2.17	0.14	2.27	0.15
Villavicencio	1.23	0.11	1.30	0.11	1.71	0.13	1.87	0.13
Pasto	1.90	0.14	1.68	0.13	1.50	0.12	1.49	0.12
Cúcuta	3.58	0.18	3.77	0.19	2.71	0.16	2.87	0.17
Pereira	3.70	0.18	3.67	0.18	2.85	0.17	3.33	0.18
Bucaramanga	5.80	0.23	5.39	0.22	5.15	0.22	4.75	0.21
Cali	12.55	0.33	13.55	0.34	11.24	0.31	12.58	0.33
N. Observations Unweighted	7913		10532		7804		8364	
N. Observations Weighted	1393475		1796303		2034537		2243559	

SD = standard deviation

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The gender wage gap is huge for workers between 45 and 65 years old, but the gap at the ends of the age distribution has decreased.

Real hourly wages of younger workers and tertiary-educated workers have decreased, and the drop has been greater for men, but overall average hourly real wages for all workers have increased. On average, wages of non-tertiary-educated workers are around 35% of those of tertiary-educated workers, which reveals the existence of a significant wage premium for higher education. The gender wage gap is about 12% for tertiary-educated workers and has remained almost the same over time, while for non-tertiary workers it increased from 15% in 1994 to 24% in 2010.

On average, heads of households have higher wages than the rest of the household members. Married workers earn more than non-married ones. The biggest gap (around 18%) is found when comparing married with widowed, divorced and separated workers, and the second biggest is for cohabiting workers (13%).

As reported in Table 2, public employees are the group with the highest wages in 2010. They also show a bigger gain in purchasing power than private employees. Female hourly wages in the public sector are on average more than double those in the private sector. In addition, on average, women in the public sector earn more than men and the wage gap by gender in this sector in absolute value has increased greatly in their favour: from -3% to -23%. Abadía (2005) analyses the presence of statistical discrimination in the private and public sectors and concludes that there is no evidence of statistical discrimination against women in the public sector in 2003. She states that the Law of quotas could explain this finding.⁶ In addition, another feature that helps to explain this fact is that around 89% of women working in public sector have a higher level of education compared to men (of whom only 70% have this same level).

Table 2.

Average Real Hourly Wages and Gender Wage Gap by Characteristics

	1994		2010		Gender Wage Gap %	
	Women	Men	Women	Men	1994	2010
Ln Real Hourly wage*	7.991	8.121	8.047	8.169	13.02	12.23
Age groups						
18 to 24	7.745	7.869	7.787	7.842	12.49	5.52
25 to 34	8.036	8.113	8.079	8.178	7.65	9.95
35 to 44	8.122	8.285	8.112	8.275	16.39	16.41
45 to 54	8.112	8.309	8.145	8.343	19.70	19.85
55 to 65	8.050	8.269	8.049	8.222	21.82	17.32
Non head of Household	7.973	7.975	8.035	8.028	0.21	-0.68
Head of Household	8.075	8.217	8.084	8.265	14.27	18.18
Education Variables						
Non-College	7.863	8.017	7.669	7.908	15.38	23.93
College	8.945	9.050	8.530	8.648	10.45	11.80
Marital Status						
Cohabiting	7.849	8.002	7.909	8.041	15.22	13.25
Married	8.257	8.300	8.345	8.443	4.37	9.78
Widowed, Divorced, Separated	7.922	8.126	7.900	8.078	20.32	17.77
Never Married	7.899	7.982	8.043	8.089	8.21	4.58

(Continued)

⁶ Law 581 of 2000 establishes that 30% of the top positions (i.e. highly qualified and well paid) in the public sector in Colombia must be occupied by women.

Table 2.

Average Real Hourly Wages and Gender Wage Gap by Characteristics

	1994		2010		Gender Wage Gap %	
	Women	Men	Women	Men	1994	2010
Job Characteristics						
Type of Employment						
Private Sector Employee	8.041	8.060	8.083	8.115	1.86	3.17
Public Sector Employee	8.611	8.574	9.068	8.854	-3.72	-21.46
Domestic Servants	6.993	7.503	7.346	7.688	50.99	34.20
Part-time	8.431	8.560	8.053	8.212	12.85	15.87
Full-time	8.104	8.211	8.182	8.312	10.64	13.05
Overtime	7.445	7.894	7.734	7.940	44.90	20.58
Small Firm	7.571	7.893	7.578	7.801	32.12	22.29
Big Firms	8.245	8.224	8.338	8.314	-2.06	-2.36
Indefinite Contract	8.016	8.168	8.406	8.388	15.15	-1.77
Other Type of Contract	7.877	7.924	7.730	7.923	4.79	19.38
N. Observations Unweighted	7913	10532	7804	8364		
N. Observations Weighted	1393475	1796303	2034537	2243559		

* Wages from 1994 are in 2010 prices. Ln of hourly wages at current 1994 prices are 6.529 and 6.559 for woman and men, respectively.

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

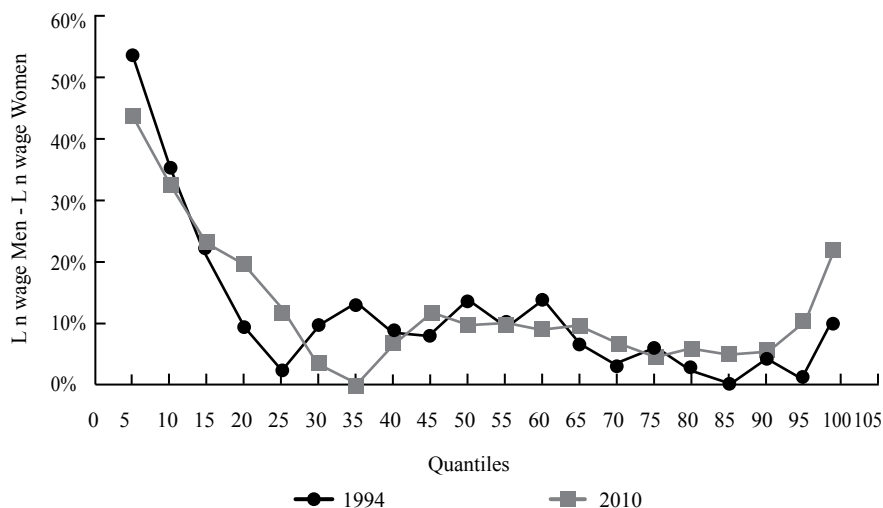
The gap between male and female domestic employees has decreased, but the greatest gap is still found among these workers (34% in 2010). Hourly real wages of part-time employees have decreased: on average, full-time and overtime workers have lower hourly wages than part time workers in both periods. Moreover, the wage gap observed between men and women working overtime hours more than halved from 45% in 1994 to 21% in 2010.

There is a significant wage premium for working in big firms and having indefinite contracts. In 2010, the wages of female and male employees in small firms are about 44% and 54%, respectively, of those of employees working in big firms. The gender gap for workers with other types of contracts, including verbal and fixed-term contracts, increased greatly from 5% to around 19%, while the gap between

employees with indefinite contracts almost disappeared, shifting from about 15% to -2% in 2010.

Figure 1.

Raw Gender Wage Gap 1994 - 2010



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The raw gender wage gap is plotted in Figure 1. On average, the gap has slightly decreased over the last 16 years from 13.02% to 12.23% in 2010. However, important differences arise in different parts of the wage distribution. In particular, for both years, a non-monotonic trend is observed in the raw gender wage gap: it is very broad at the bottom of the distribution (54% and 44% at the 5th percentile in 1994 and 2010, respectively), decreases in the middle and then increases slightly at the 99th percentile (to 10% and 22%, respectively).

THE EFFECT OF EDUCATION, PUBLIC SECTOR EMPLOYMENT AND THE TYPE OF CONTRACT ON THE GENDER WAGE GAP

In this section, we quantify how the observed changes in workers' educational level, in terms of the type of employment (public/private) and the type of contract (indefinite/other type), have changed the observed gender wage gap. We focus on the analysis of these three characteristics because of their relevance for wage determination since they have experimented huge changes during the analysed period and they have affected men and women differently.

The aim of this section is to compute what the distribution of wages would have been in 2010 had the educational attainment, the proportion of public-sector workers and the proportion of indefinite contracts remained at 1994 levels. The counterfactual distribution is computed separately for each of the three characteristics and simultaneously when the three characteristics are fixed at 1994 levels. This reveals the extent to which the gender wage gap has been affected by changes observed in each of the three characteristics and by all three of them together.

More specifically, the questions to be addressed are the following:

- (i) What would the distribution of the gender wage gap in 2010 have been if education had remained at its 1994 level?
- (ii) What would the distribution of the gender wage gap in 2010 have been if the distribution of workers in the public sector had remained at its 1994 level?
- (iii) What would the distribution of the gender wage gap in 2010 have been if the proportion of workers with indefinite contracts had remained at its 1994 level?

The methodology used to compute the counterfactual distributions is described first, and then the results are presented. Answering those questions is relevant because it may help to predict future trends in terms of gender wage gap in Colombia.

Methodology

The counterfactual density of the gender wage gap in 2010 is computed using the methodology developed by DiNardo, Fortin, and Lemieux (DFL) (1996). This enables the weighted kernel density that would have prevailed if any characteristic of interest—in our case education level, type of contract and type of employment—had been calculated at its 1994 level.

In this case, the DFL approach entails estimating the conditional probability of a worker at a point of time with given characteristics having tertiary education (or working in the public or private sector or having a particular type of contract). The probabilities estimated are used to compute a reweighting function, which up-weights workers in 2010 who are underrepresented and vice versa in order to represent the distribution of any characteristic of interest for the 1994 sample.

For each worker, there is a vector represented by (w, x, t) , where w is the wage, x is a vector of personal and job characteristics, including a dummy y , the variable of interest, and t the date, which is the year 1994 or 2010.

So, for example, if the objective is to analyse the contribution of changes in workers' education levels in terms of the wage distribution, y is a dummy that has a value of one for tertiary-educated workers and zero otherwise.⁷

⁷ For the type of contract y is equal to one for employees with indefinite contracts and zero otherwise; for the type of employment y takes value one for workers in the public sector and zero otherwise.

The density of wages in 2010 is: $f(w; t_w = 2010, t_x = 2010, t_{y/x} = 2010)$

$$= \int \int f(w/y, x, t_w = 2010) dF(y/x, t_{y/x} = 2010) dF(x/t_x = 2010) \quad (1)$$

Following the DFL approach, the counterfactual density of wages in 2010, if y had remained at its 1994 level, can be expressed as the distribution of wages in 2010 with the weights adjusted, i.e.:

$$f(w; t_w = 2010, t_x = 2010, t_{y/x} = 1994)$$

$$= \int \int f(w/y, x, t_w = 2010) dF(y/x, t_{y/x} = 1994) dF(x/t_x = 2010) \quad (2)$$

$$= \int \int f(w/y, x, t_w = 2010) \gamma_{y/x}(y, x) dF(y/x, t_{y/x} = 2010) dF(x/t_x = 2010)$$

Where the reweighting function is defined as:

$$\gamma_{y/x}(y, x) = \frac{dF(y/x, t_{y/x} = 1994)}{dF(y/x, t_{y/x} = 2010)} \quad (3)$$

As y is a dummy variable that takes the values one and zero, the reweighting function is:

$$\gamma_{y/x}(y, x) = y \frac{dF(y = 1/x, t_{y/x} = 1994)}{dF(y = 1/x, t_{y/x} = 2010)} + (1 - y) \frac{dF(y = 0/x, t_{y/x} = 1994)}{dF(y = 0/x, t_{y/x} = 2010)} \quad (4)$$

The conditional probability $dF(y = 1/x, t_{y/x} = t)$ is estimated using a *probit* model. x is a set of covariates that vary depending on the objective variable to be predicted. In general, it consists of dummies for gender, education, tenure, age, age squared, region, economic activity, occupations, size of the firm and full-time work; and an indicator for type of employment. Gender is usually interacted with education variables and tenure.

The weighted kernel density introduced by DFL is used:

$$\hat{f} = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (5)$$

where K is the kernel,⁸ h the bandwidth and θ_i the sample weight normalized to sum one.⁹

⁸ A Gaussian function is used.

⁹ The choice of bandwidth is crucial when estimating the kernel density. When h is larger than the optimal value, the estimated density is oversmoothed, and, when h is smaller than the optimal value, it is less smooth. This paper uses the “rule-of-thumb” method developed by Silverman (1986) to compute the bandwidth.

The counterfactual density is estimated using $\tilde{\theta}_i = \gamma_{y/x} \theta_i$ as weights, which is the reweighting function times the sample weights.

Up to now, the description has covered how to obtain the reweighting function when only one variable changes. This methodology can, however, also be used to analyse the effect of changes in more than one variable at the same time. In particular, it would be interesting to compute the counterfactual gender wage gap that would have prevailed if the level of education, the proportion of indefinite contracts and the proportion of public-sector workers had remained at 1994 levels but with the 2010 wages structure. In this case, the reweighting function is defined as the product of the three new weights (computed separately using the predicted probabilities in equation 1) times the sample weights normalized to add up to one.

DFL methodology has not been used in Colombia to analyse the gender wage gap. This technique has some advantages over other decomposition methods: 1) it is easy to compute, 2) it can be extended to other distributional statistics other than the mean (unlike BO, 1973); 3) it does not impose any parametric assumption to the distribution function (unlike MM, 2005), 4) it does not have the problem of dimensionality (unlike Ñopo, 2008). However, similar to the majority of decomposition methodologies, DFL has the limitation that it does not take into account general equilibrium effects.¹⁰

The Effect of Changes in Education on the Gender Wage Gap

The increase in Colombian workers' educational achievements of over the 16-year period studied is remarkable. The proportion of workers with tertiary education increased by around 32 pp for women and 25 for men. This section determines what the counterfactual gender wage gap would be in 2010 if the education levels of men and women had remained at their 1994 levels. Given that the change in men and women's educational attainment has not been of the same magnitude, this change can be expected to have an impact on the trend in the gender wage gap.

Table 3 presents mean hourly wages and by percentiles. Tertiary-educated workers earn more than those without tertiary-education. In real terms, hourly wages have decreased for both tertiary and non- tertiary-educated workers, but especially for the former. Average wages for women with tertiary educations are down by about 28%, with the biggest falls in the 50th and 75th percentiles (41% and 31%, respectively). The loss of purchasing power for women without a tertiary education is around 26%, with the biggest decrease taking place at the top end of the distribution. Moreover, the fall in wages for men with tertiary educations is, on average, 26%, and the biggest drop at the top of the wage distribution can also be found here. The hourly wages of non- tertiary-educated men are down on average by

¹⁰See more details about advantages and limitations of decomposition methods in Fortin, Lemieux, and Firpo (2010).

around 16%, and, once again, workers at the top of the distribution are the most affected.

Table 3.

Average and Percentile Real Hourly Wage by Education and Gender

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	Tertiary	NT	Tertiary	NT	Tertiary	NT	College	NT
Average	8873.51	3271.33	10166.21	3601.46	6385.42	2411.99	7502.77	3023.67
Percentiles %								
5	2941.18	792.32	3011.21	1421.85	2005.45	778.82	2301.05	1390.74
10	3601.44	1176.47	3781.52	1728.69	2506.81	1101.47	2506.81	1699.23
25	5252.11	1980.79	5882.36	2100.84	3008.18	1735.65	3212.62	2336.45
50	7923.18	2488.24	8823.54	2750.19	4672.90	2506.81	5155.76	2596.05
75	11812.74	3781.52	12605.06	4201.68	7788.16	2803.74	9735.20	3407.32
90	15882.37	6050.43	18907.58	6302.53	13629.28	3504.67	15771.03	4672.90
95	18334.63	7815.13	22689.10	8193.28	17036.60	4380.84	20768.43	5841.12

NT= non-tertiary education

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Table 4 shows the raw and counterfactual gender wage gaps at the mean and at different percentiles for 1994 and 2010. The first and second columns show the observed wage gap by gender, and the third column presents the counterfactual wage gap, i.e. the wage gap that would have existed in 2010 if education had remained at its 1994 level and workers had been paid according to the wage schedule observed in 2010. It is computed using the DFL reweighting technique that was explained in the previous section.

It is interesting to observe that the increase in educational attainment has helped reduce the average gender wage gap, i.e. if the wage structure and the observable characteristics was that of 2010 but the distribution of tertiary-educated workers was that of 1994, the average raw wage gap would be 4 pp higher.

In addition, a look at the percentiles reveals that the increase in education has changed the distribution of workers' wages, especially in the middle and at the top of the distribution. It has contributed to a drop-in wages in the middle of the distribution and increased the number of workers with higher wages. This latter impact is lower for men than for women. The greatest impact is observed at the 75th and 90th percentiles, with reductions of about 14 and 10 pp. This is consistent with the

fact that the increase in women with a tertiary education is much greater than that of men in 2010. An interesting finding is that no effect is observed at the 95th percentile of the wage distribution.

Table 4.
Average and Percentile Raw Gender Wage Gap
Contribution of Education

	1994	2010	2010
	Actual	Actual	Counterfactual*
Average	13.02	12.23	16.65
Percentiles %			
5	53.90	44.18	46.03
10	35.53	32.85	35.22
25	2.22	11.91	17.05
50	13.35	9.53	11.87
75	5.66	4.50	18.06
90	4.08	5.41	15.42
95	1.05	10.23	10.95

* DiNardo, Fortin, Lemieux approach (1996)
Source: Author’s own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

A clear illustration of these changes is represented in Figure 2, which shows the Kernel estimation of the actual and counterfactual densities of wages by gender. In this figure, the impact of education is clearly observed, and it shows the exact points of the wage distribution where the main effects of the changes in education have taken place.

The Effect of Changes in Job Characteristics on the Gender Wage Gap

This section isolates, first, the effect of observed changes on the proportion of workers employed in the public sector. And, second, it shows changes that the composition of workers with indefinite contracts has had on the gender wage gap. Both characteristics have undergone remarkable changes over the years considered.

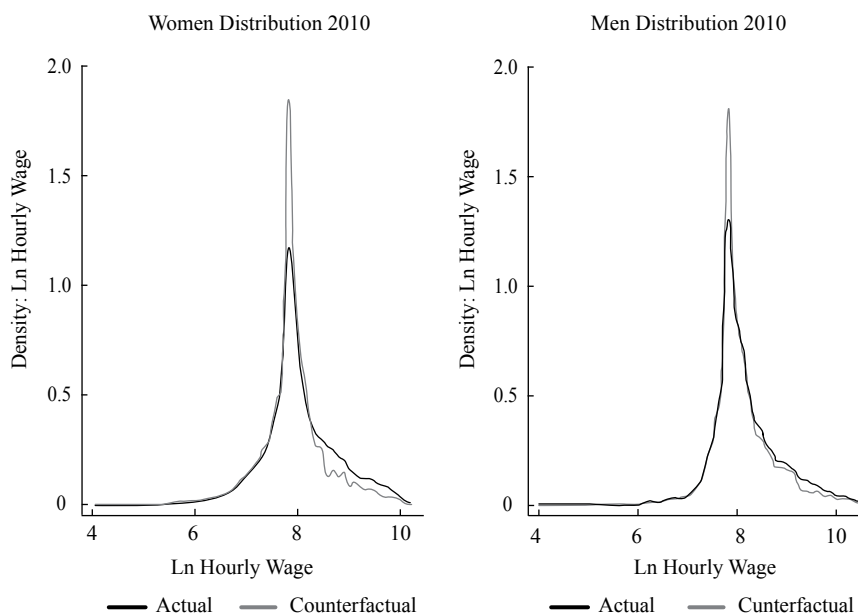
Changes in Public Sector Employment

The number of public-sector employees almost halved between 1994 and 2010; there was a decrease from 14% (women) and 12% (men) to 7% (both).¹¹

¹¹During 1997-2010, the Colombian government enacted a number of legal reforms directly related to the reduction of the size of the public sector. In particular, Law 720 (2002) led to a merger of some ministries and public institutions closely related with the executive branch, which entailed the elimination of many jobs in this sector.

Figure 2.

The Effect of Changes in Education on Wage Distributions by Gender



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Table 5 contains a breakdown by gender of the average hourly wages for the mean and at different percentiles of public- and private-sector employees. On average, female and male public-sector employees earn more than private-sector workers. Hourly wages of employees in both sectors have increased although the increase is greater for public-sector workers, especially for women. In 1994, the average hourly wages of male public-sector employees were slightly higher than those of women; however, in 2010 this situation was reversed: female public-sector employees earned more than men for the mean and at all percentiles, except 95%.

In 1994, women working in the public sector earned 84% more than women in the private sector. This gap increased to 167% in 2010. At the mean, the increase in wages of female public-sector employees is around 52%, and the largest gains in purchasing power are observed from the 50th percentile onwards. For men, the increase in purchasing power for public sector workers is about 34% at the mean and is accounted for mainly by the top end of the wage distribution.

Table 6 shows the actual and counterfactual gender wage gaps at the mean and at some percentiles. The first and second columns show the observed gender wage gap. The third column presents the counterfactual distribution, i.e. the gender

Table 5.

Average and Percentile Real Hourly Wage by Type of Employment and Gender

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	Public	Private	Public	Private	Public	Private	Public	Private
Average	6495.80	3514.08	6621.08	3935.56	9904.86	3707.42	8878.82	4259.52
Percentiles %								
5	2280.91	770.31	2058.82	1440.58	3504.67	973.52	2190.42	1557.63
10	2577.03	1152.46	2488.24	1728.69	4380.84	1362.93	3112.48	1940.76
25	3781.52	1974.79	3504.20	2100.84	5841.12	2124.04	4672.90	2503.34
50	5252.11	2488.24	5042.02	2773.11	8956.39	2628.50	7009.34	2920.56
75	8067.23	3988.80	403.37	4201.68	13434.58	3894.08	11682.24	4283.49
90	12100.85	6722.69	12605.06	7352.95	17523.36	7080.14	16822.43	7995.85
95	14705.90	10084.04	17647.08	10084.04	19210.80	10384.21	23895.50	12169.00

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

wage gap that would have existed if the distribution of workers in the public sector had remained at its 1994 level.

It can be clearly observed in Figure 3 that the reduction in the number of workers in the public sector has changed the wage distribution of women more than that of men, mainly at the top end of the distribution. Comparing the actual and counterfactual distributions for women, it can be seen that the former contains more women at the low end of the wage distribution, whereas the proportion of women earning higher wages is lower. Therefore, the reduction of workers in the public sector has contributed to the increase in the gender wage gap and the biggest effect is observed from the 25th percentile onwards.

It is also interesting to highlight that at the 70th and 90th percentiles the gender wage gap would have been negative.

Given that by 2010 women in the public sector earned more than their male counterparts at the mean and at almost all percentiles of the wage distribution, the reduction in the share of public sector workers has helped to increase the gap, especially for workers at the top of the wage distribution.

Table 6.

Average and Percentile Raw Gender Wage Gap Contribution of Job Characteristics

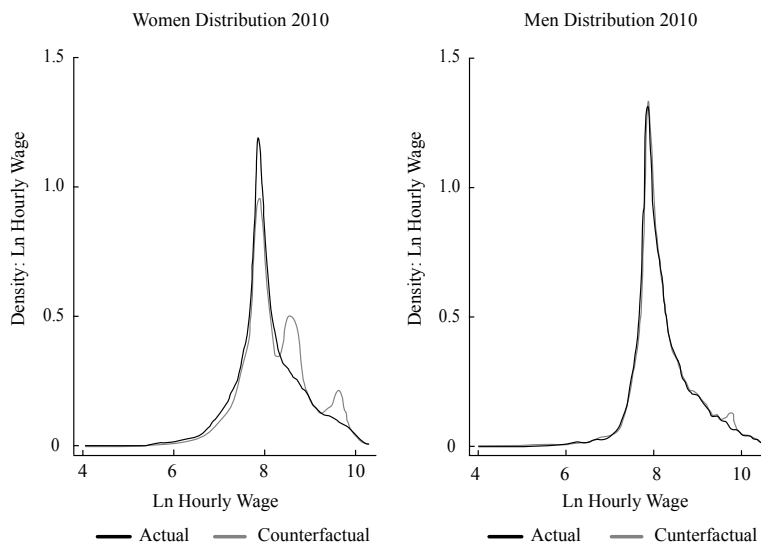
	1994	2010	2010	2010
	Actual	Actual	Counterfactual*	Counterfactual*
			Public Sector	Indefinite Contract
Average	13.02	12.23	-0.31	5.47
Percentiles %				
5	53.90	44.18	28.77	18.27
10	35.53	32.85	17.87	8.70
25	2.22	11.91	1.15	0.00
50	13.35	9.53	-0.97	6.45
75	5.66	4.50	-18.23	0.00
90	4.08	5.41	-15.70	0.00
95	1.05	10.23	-3.92	4.26

* DiNardo, Fortin, and Lemieux approach (1996)

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Figure 3.

The effect of Changes in Public Employment on Wage Distributions by Gender



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Changes in the Type of Contract

The next characteristic examined is the change in the proportion of workers with indefinite and other types of contracts, including verbal and fixed-term contracts. As mentioned above, the proportion of workers with permanent contracts has decreased remarkably in this 16-year period. In 1994, 82% of women and 81% of men had indefinite contracts, whereas, in 2010, the proportion was just 47% and 53%, respectively. The relaxation of the laws allowing companies to hire temporally (Law 50 of 1990) as well as the possibility of indefinitely renewed fixed-term contracts could have contributed to a significant decrease of indefinite contracts (Abadía, 2014).¹²

Table 7 presents hourly wages at the mean and at different percentiles for women and men by types of contract. On average, workers with indefinite contracts earn more, and the difference seems to be quite stable in both years.

Table 7.
Average and Percentile Real Hourly Wage by Type of Contract and Gender

	1994				2010			
	Women		Men		Women		Men	
	Indefinite	Other	Indefinite	Other	Indefinite	Other	Indefinite	Other
Average	4067.98	3308.11	4469.07	3384.65	5686.79	2808.10	5686.42	3396.27
Percentiles %								
5	840.34	1008.40	1508.79	1322.98	2148.70	778.82	2005.45	1168.22
10	1260.50	1382.35	1830.07	1620.65	2506.81	1062.02	2406.54	1557.63
25	2058.82	2016.81	2218.49	2058.82	2531.15	1671.21	2641.20	2187.76
50	2750.19	2420.17	3151.26	2493.00	3748.05	2471.24	3650.70	2531.15
75	5000.00	3596.64	5042.02	3662.48	6939.25	3008.18	6425.23	407.32
90	8403.37	5729.57	8613.45	5762.31	12383.18	4867.60	11682.24	5310.11
95	12100.85	9075.64	12605.05	8403.37	16355.14	6892.52	16688.92	8401.87

Source: Author’s own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The hourly wages of women and men with indefinite contracts have increased over time by an on average of 40% and 27%, respectively. The biggest increases are observed at the low end of the wage distribution. This contrasts with male workers,

¹²Reforms were implemented in previous years to this study, including Laws 50 1990, which allows workers to be hired with a fixed-term contract for a period less than one year to perform casual, accidental or temporary tasks.

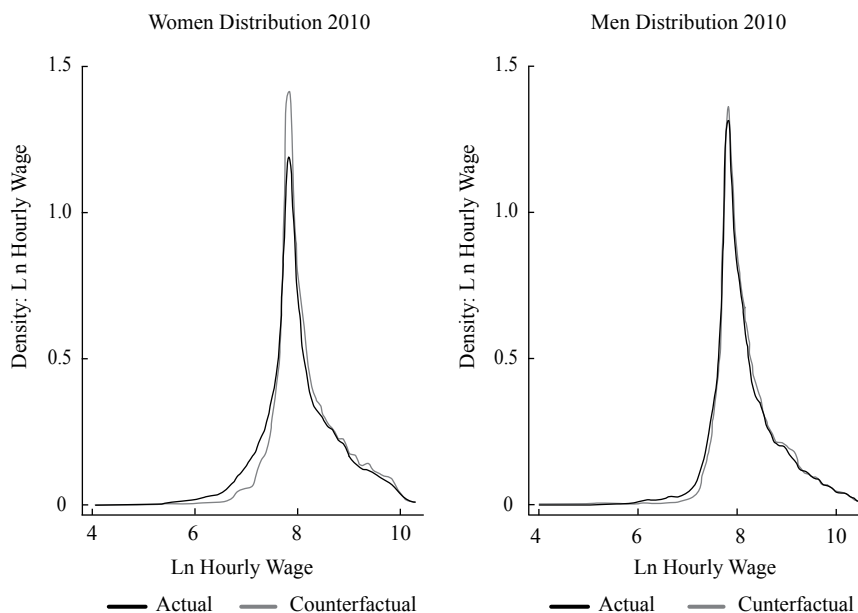
whose wages have increased over this period by a very similar amount throughout the wage distribution. However, the wages of female workers without indefinite contracts have, on average, decreased.

The last column in Table 6 shows the counterfactual gender gap, i.e. it includes the distribution of workers with indefinite contracts at its 1994 level and the wage structure as of 2010: on average, the observed gender wage gap would have been around 7 pp lower. Important changes are observed at the bottom of the distribution, i.e. for the 5th, 10th and 25th percentiles. A smaller contribution is observed in the 75th, 90th and 95th percentiles.

Figure 4 shows that the reduction in the number of workers with indefinite contracts contributes to an increase in the number of workers earning lower wages, the effect being greater for women. Moreover, it helps increase the number of women at the mean of the distribution.

Figure 4.

The Effect of Changes in Type of Contract in Wage Distribution by Gender



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Therefore, the reduction in indefinite contracts observed between 1994 and 2010 increases the gender wage gap, especially for those at the low end of the wage distribution.

So far, this analysis has covered the separate effects of education, type of employment and type of contract have had on the gender wage gap. However, given that these three changes have occurred simultaneously during the period of reference, it would be interesting to learn to what extent the three together have changed the female and male wage distributions, and, hence, the gender wage gap. It is noted in the previous section that the increase in educational attainment helps to reduce the gender wage gap while the change in the proportion of public sector jobs and the reduction in indefinite contracts produces the opposite effect. Furthermore, the main contribution of changes in education and in public-sector jobs is observed at the top end of the wage distribution whereas the change in type of contracts mainly affects the bottom end. Depending on which of them dominates, the counterfactual gender wage gap may be higher or lower than the actual gap.

The first two columns of Table 8 show the actual wage gaps in 1994 and 2010. The third column presents the counterfactual wage gap that would exist if the figures for educational attainment, type of employment and type of contract remained at their 1994 levels.

Table 8.
Average and Percentile Raw Gender Wage Gap
Contribution of Education, Type of Employment and Type of Contract

	1994	2010	2010
	Actual	Actual	Counterfactual*
Average	13.02	12.23	-8.00
Percentiles %			
5	53.90	44.18	5.88
10	35.53	32.85	13.50
25	2.22	11.91	0.00
50	13.35	9.53	-15.42
75	5.66	4.50	-33.31
90	4.08	5.41	12.78
95	1.05	10.23	7.70

* DiNardo, Fortin, and Lemieux approach (1996)
Source: Author’s own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

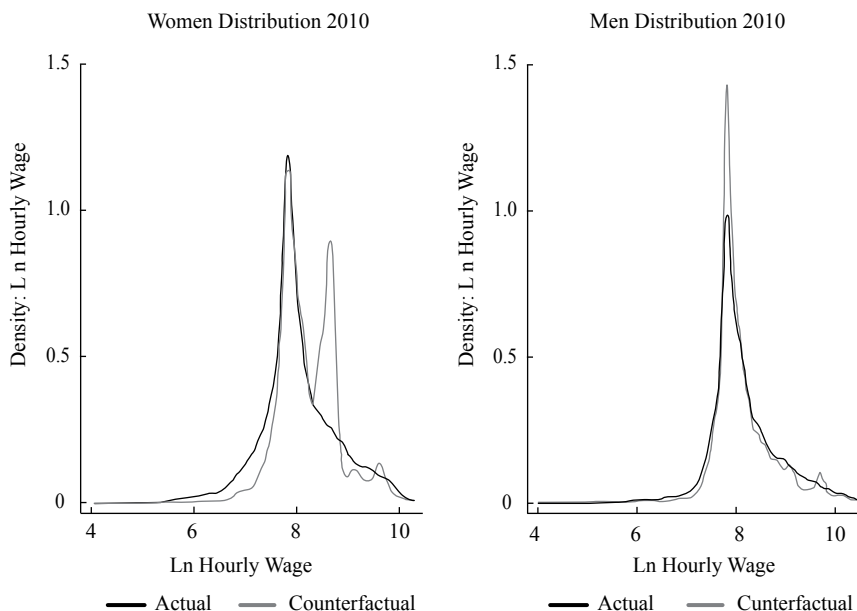
The results indicate that, on average, the counterfactual gender wage gap would have been negative. This is because the reduction in public-sector jobs and the reduction in indefinite contracts reduce average female wages more than those

of their male counterparts as they affect women more than men. Figure 5 shows the actual distribution of female wages. It can be seen that there is a higher proportion of women at the bottom than in the counterfactual distribution. For men, the effects are clearly smaller and are mainly observed in the middle of the wage distribution.

In sum, taken together, the three changes have increased the gender wage gap—the positive effect education has had with regards to reducing the gap is exceeded by the negative effect of other changes in job characteristics, such as the proportion of public-sector employment and the proportion of indefinite contracts.

Figure 5.

The Effect of Changes in Education, Type of Employment and Type of Contract in Wage Distribution by Gender



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

THE ADJUSTED GENDER WAGE GAP

The gender wage gaps described in the previous section are raw and counterfactual gaps—they were computed without taking into account the whole set of differences in observable personal and job characteristics of workers. In this section, we estimate the adjusted gender gap by comparing hourly wages of male and female workers whose observed characteristics are similar. This allows us to learn to what

extent the previous observed raw gender gaps arise as a result of heterogeneity in observed characteristics such as age, education or other job characteristics.

The adjusted gender wage gap is estimated using parametric techniques to regress the logarithm of hourly wages at the mean (using the OLS model) and at different quantiles (using Koenker & Bassett, 1978) while controlling for observable characteristics. In addition, we use the Heckman two-step and Arellano et al. (2016) methodologies to estimate the gender wage gap at the mean and at different points of distribution, respectively. We take into account the potential selection of the sample of female and male employees. The Heckman approach involves two steps: in the first, the decision to work is regressed (using a *probit* model) on the standard determinants for working, and then the main equation is estimated including the selection variable as the regressor (inverse mills ratio) as well as the rest of controls. Furthermore, the Arellano et al. (2016) methodology consists in estimating through rotated quantile regression first the propensity score, second the degree of selection (copula parameter), and, third, the quantile estimates.¹³

Evidence of the Adjusted Wage Gap

Table 9 presents OLS and quantile wage regressions for 1994 and 2010, respectively. Column 1 shows the results of the OLS regression and columns 2-8 show those of the 5th, 10th, 25th, 50th, 75th, 90th, and 95th quantiles.

Table 9.
OLS and Quantile Regression 1994 and 2010

1994								
	Average	$\theta=5$	$\theta=10$	$\theta=25$	$\theta=50$	$\theta=75$	$\theta=90$	$\theta=95$
Woman	-0.085***	-0.058***	-0.067***	-0.083***	-0.091***	-0.123***	-0.155***	-0.163***
	(0.011)	(0.017)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.013)	(0.016)	(0.024)
Age	0.025***	0.028***	0.025***	0.025***	0.027***	0.023***	0.024***	0.029***
	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.006)
Age ²	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Secondary	0.281***	0.232***	0.213***	0.232***	0.250***	0.299***	0.332***	0.369***

(Continued)

¹³The Arellano et al. (2016) methodology estimates the degree of sample selection, taking into account the non-linearity of the quantile curves on the selected sample, which are present generally in quantile models. We use the code developed by Koenker (2017) in R software to estimate the gender wage gap with the Arellano et al. (2016) methodology.

Table 9.
OLS and Quantile Regression 1994 and 2010

	(0.011)	(0.017)	(0.014)	(0.010)	(0.010)	(0.014)	(0.017)	(0.025)
Tertiary	0.676***	0.538***	0.532***	0.624***	0.654***	0.720***	0.712***	0.699***
	(0.023)	(0.037)	(0.028)	(0.020)	(0.020)	(0.026)	(0.033)	(0.050)
Tenure	0.011***	0.006***	0.008***	0.011***	0.012***	0.012***	0.010***	0.010***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Married	0.088***	0.098***	0.086***	0.079***	0.083***	0.083***	0.082***	0.086***
	(0.010)	(0.015)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.015)	(0.022)
Head of Household	0.069***	0.073***	0.082***	0.065***	0.069***	0.084***	0.077***	0.061**
	(0.011)	(0.018)	(0.014)	(0.010)	(0.010)	(0.014)	(0.017)	(0.026)
Small firm	-0.202***	-0.305***	-0.270***	-0.236***	-0.202***	-0.179***	-0.163***	-0.180***
	(0.010)	(0.014)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.015)	(0.022)
Private Sector	0.035**	0.074***	0.070***	0.087***	-0.002	-0.046**	-0.009	0.020
	(0.015)	(0.022)	(0.017)	(0.013)	(0.014)	(0.019)	(0.022)	(0.034)
Indefinite Contract	0.041***	0.054***	0.027*	0.034***	0.036***	0.039***	0.022	0.010
	(0.012)	(0.018)	(0.014)	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.017)	(0.025)
Constant	7.171***	6.650***	6.786***	6.927***	7.146***	7.465***	7.666***	7.771***
	(0.056)	(0.089)	(0.070)	(0.051)	(0.051)	(0.069)	(0.083)	(0.126)
Observations	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445
R-squared	0.482	0.351	0.323	0.259	0.294	0.324	0.324	0.306
2010								
	Average	$\theta=5$	$\theta=10$	$\theta=25$	$\theta=50$	$\theta=75$	$\theta=90$	$\theta=95$
Woman	-0.094***	-0.042**	-0.066***	-0.090***	-0.104***	-0.109***	-0.136***	-0.186***
	(0.013)	(0.019)	(0.013)	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(0.015)	(0.020)
Age	0.031***	0.022***	0.024***	0.021***	0.017***	0.018***	0.020***	0.021***
	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.005)
Age ²	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

(Continued)

Table 9.

OLS and Quantile Regression 1994 and 2010

Secondary	0.137***	0.127***	0.166***	0.147***	0.151***	0.156***	0.161***	0.190***
	(0.016)	(0.025)	(0.018)	(0.012)	(0.010)	(0.013)	(0.019)	(0.025)
Tertiary	0.504***	0.394***	0.405***	0.398***	0.439***	0.536***	0.655***	0.760***
	(0.022)	(0.032)	(0.022)	(0.015)	(0.013)	(0.016)	(0.023)	(0.030)
Tenure	0.014***	0.013***	0.013***	0.015***	0.016***	0.017***	0.015***	0.014***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Married	0.053***	0.046***	0.048***	0.043***	0.053***	0.054***	0.068***	0.082***
	(0.012)	(0.017)	(0.012)	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.013)	(0.017)
Head of Household	0.072***	0.062***	0.074***	0.046***	0.050***	0.072***	0.096***	0.092***
	(0.012)	(0.018)	(0.013)	(0.009)	(0.007)	(0.010)	(0.014)	(0.018)
Small firm	-0.223***	-0.558***	-0.394***	-0.299***	-0.227***	-0.189***	-0.184***	-0.163***
	(0.013)	(0.018)	(0.013)	(0.009)	(0.008)	(0.011)	(0.016)	(0.020)
Private Sector	-0.066***	0.005	-0.009	-0.013	-0.050***	-0.092***	-0.112***	-0.086***
	(0.023)	(0.029)	(0.020)	(0.014)	(0.012)	(0.016)	(0.024)	(0.032)
Indefinite Contract	0.171***	0.282***	0.212***	0.165***	0.132***	0.127***	0.162***	0.167***
	(0.012)	(0.016)	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(0.014)	(0.018)
Constant	6.978***	6.605***	6.705***	6.979***	7.267***	7.430***	7.554***	7.587***
	(0.071)	(0.106)	(0.074)	(0.051)	(0.042)	(0.054)	(0.078)	(0.104)
Observations	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165
R-squared	0.559	0.337	0.337	0.313	0.336	0.428	0.464	0.453

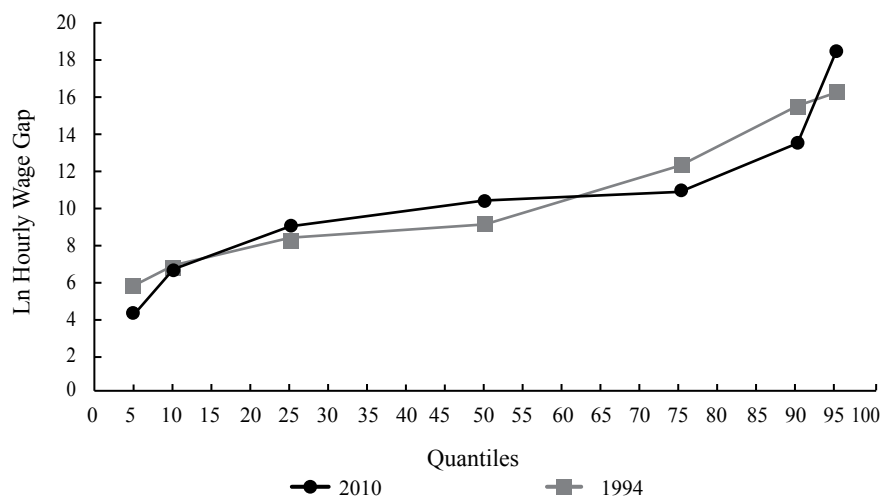
Dependent variable: Ln. real hourly wage. Robust standard errors in parentheses. ***, ** and * represent significance at 99, 95 and 90%, respectively. Nine dummies for region, seven for economic sector and twelve dummies for occupations are included. Control group: workers with less than secondary education who are domestic employees or work in the public sector in firms with more than 11 employees, widowed, divorced, separated or never married, non-heads of household and with contracts other than indefinite contracts. Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The logarithms of real hourly wages are regressed against a set of covariates, which include a gender dummy to capture the adjusted gender wage gap—the gender gap after controlling for a set of observed characteristics. The controls included are

age, age squared, two dummies for education (secondary and tertiary), tenure in current job, a dummy for marital status, head of household status, firm size, type of employment (private sector) and type of contract (indefinite contract). Controls for region, economic sector and occupation are also applied.

Consider first the results from the wage estimation for 1994. An issue to highlight is that, in all estimations, the gender indicator—the adjusted wage gap—is negative and statistically significant. Figure 6 shows the trend in the adjusted gender wage gap. For 1994, the adjusted gender wage gap is, on average, 8.5% and monotonically increases throughout the wage distributions: it is 5.8% at 5th quantile and 16.3% at the 95th quantile. This result shows the so-called ceiling pattern, which was first introduced by Albrecht, Björklund, and Vroman (2003) to refer to the fact that, in Sweden, women's wages fall further behind men's wages at the top of the distribution than in the middle or at the bottom. Our result is similar, although of a smaller magnitude, to their findings.

Figure 6.
Adjusted Gender Wage Gap 1994 and 2010



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

The second panel of Table 9 shows the results of estimations for 2010. The adjusted gender wage gap is, on average, 9.4% at the mean and around 4.2% and 18.6% at 5th and 95th percentiles, respectively. There is also evidence of a glass ceiling effect for this year: comparing similar men and women, the gender wage gap is greater at the top of the distribution than at the middle or at the bottom.

At the mean, the adjusted gender wage gap slightly increased from 8.5% in 1994 to 9.4% in 2010, which represents 65.13% and 76.70% of the observed gender wage

gaps, respectively. An important difference with respect to the raw gender wage gap computed in the previous section now emerges: the trend in the adjusted gap across the wage distribution monotonically increased in both years, there is a glass ceiling pattern and the raw gap which previously observed lower wages disappeared (see Figure 1). Therefore, the adjusted wage gap between men and women at the lower end of the distribution is small, but the gap monotonically increases.

Controlling for Sample Selection

Female labour force participation in Colombia increased by around 11 pp between 1994 and 2010 while male labour force participation remained roughly constant during the same period. This significant increase in female labour force participation may result in a change in the determinants of female selection into the labour market between the two periods under consideration. Given that this study compares female wages in the two periods to look at the gender wage gap, it is necessary to take into account the potential differences in the selection processes for women and men when they enter the labour market. Failure to account for this might bias the adjusted wage gap: as we found in the previous section.

Table 10.
Quantile Regression Controlling for Selectivity in 1994 and 2010

1994								
	Average	$\theta=5$	$\theta=10$	$\theta=25$	$\theta=50$	$\theta=75$	$\theta=90$	$\theta=95$
Woman	-0.146***	-0.122***	-0.117***	-0.126***	-0.128***	-0.157***	-0.204***	-0.229***
	(0.013)	(0.014)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.015)	(0.019)
Age	0.027***	0.026***	0.025***	0.025***	0.026***	0.022***	0.023***	0.026***
	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Age ²	-0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Secondary	0.299***	0.277***	0.244***	0.242***	0.258***	0.308***	0.343***	0.369***
	(0.010)	(0.013)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.018)	(0.023)
Tertiary	0.718***	0.613***	0.609***	0.677***	0.708***	0.763***	0.778***	0.771***
	(0.021)	(0.035)	(0.029)	(0.021)	(0.020)	(0.026)	(0.022)	(0.033)
Tenure	0.011***	0.007***	0.007***	0.010***	0.012***	0.013***	0.012***	0.011***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Married	0.086***	0.099***	0.073***	0.074***	0.077***	0.080***	0.079***	0.078***

(Continued)

	(0.009)	(0.013)	(0.011)	(0.009)	(0.009)	(0.013)	(0.015)	(0.018)
Head of Household	0.120***	0.146***	0.148***	0.123***	0.122***	0.144***	0.138***	0.112***
	(0.015)	(0.014)	(0.012)	(0.010)	(0.009)	(0.012)	(0.017)	(0.021)
Small Firm	-0.238***	-0.301***	-0.285***	-0.236***	-0.201***	-0.217***	-0.192***	-0.187***
	(0.008)	(0.012)	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.011)	(0.015)	(0.017)
Private Sector	0.035***	-0.007	0.040**	0.0901***	0.028*	-0.003	0.004	0.043
	(0.013)	(0.017)	(0.019)	(0.016)	(0.015)	(0.017)	(0.016)	(0.027)
Indefinite Contract	0.026***	0.072***	0.037***	0.032***	0.039***	0.029***	0.026	0.003
	(0.010)	(0.015)	(0.013)	(0.010)	(0.009)	(0.012)	(0.017)	(0.026)
Constant	6.136***	6.639***	6.774***	6.888***	7.134***	7.432***	7.644***	7.759***
	(0.048)	(0.080)	(0.073)	(0.051)	(0.046)	(0.062)	(0.081)	(0.099)
Observations	35.959	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445	18.445
2010								
	Average	$\theta=5$	$\theta=10$	$\theta=25$	$\theta=50$	$\theta=75$	$\theta=90$	$\theta=95$
Woman	-0.126***	-0.071*	-0.108***	-0.123***	-0.133***	-0.146***	-0.161***	-0.203***
	(0.011)	(0.012)	(0.013)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.013)	(0.016)
Age	0.023***	0.003***	0.021***	0.021***	0.019***	0.018***	0.018***	0.020***
	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
Age ²	-0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Secondary	0.177***	0.131***	0.179***	0.191***	0.176***	0.167***	0.195***	0.199***
	(0.012)	(0.026)	(0.020)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.013)	(0.016)
Tertiary	0.537***	0.390***	0.409***	0.418***	0.465***	0.601***	0.733***	0.842***
	(0.016)	(0.027)	(0.022)	(0.016)	(0.013)	(0.015)	(0.021)	(0.024)
Tenure	0.015***	0.015***	0.013***	0.014***	0.015***	0.016***	0.016***	0.014***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Married	0.067***	0.059**	0.060***	0.053***	0.063***	0.063***	0.082***	0.097***
	(0.008)	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(0.010)	(0.013)

(Continued)

Head of Household	0.108***	0.193***	0.162***	0.126***	0.112***	0.118***	0.141***	0.158***
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.011)	(0.013)
Small Firm	-0.275***	-0.748***	-0.515***	-0.332***	-0.257***	-0.209***	-0.189***	-0.175***
	(0.009)	(0.030)	(0.019)	(0.008)	(0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.016)
Private Sector	-0.052***	-0.083***	-0.012	-0.024	-0.026	-0.058***	-0.093***	-0.080***
	(0.014)	(0.017)	(0.019)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.020)	(0.019)
Indefinite Contract	0.181***	0.287***	0.271***	0.182***	0.146***	0.140***	0.140***	0.168***
	(0.009)	(0.019)	(0.013)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.011)	(0.016)
Constant	7.015***	6.305***	6.568***	6.814***	7.076***	7.314***	7.447***	7.509***
	(0.053)	(0.084)	(0.077)	(0.052)	(0.044)	(0.048)	(0.061)	(0.072)
Observations	31.734	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165	16.165

Dependent variable: Ln. real hourly wage. Standard errors in parentheses. ***, ** and * represent significance at 99, 95 and 90%, respectively. Nine dummies for region, seven for economic sector and twelve for occupations are included in the main equation. Control group: employees with less than secondary education who are domestic employees or work in the public sector in firms with more than 11 employees, widowed, divorced, separated or never married, non-heads of household and with non-indefinite contracts. The selection variable is the predicted probability of working for all workers using *probit* estimation.

Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Table 10 reports the results of estimations. The first column presents the wage gap regression at the mean, and the following columns present the 5th, 10th, 25th, 50th, 75th, 90th and 95th quantile regressions of wages, once non-random selection of workers has been controlled for in the samples.

The first step is estimated using a *probit* model. The dependent variable of the participation equation takes a value of one if the individual is working and zero otherwise.¹⁴ Dummies for gender, age, region, education, marital status and head of household status are included. The presence of children under one year old in households, the number of children between two and six years old in households, non-labour income (NLI) and total family income (TFI) are also included as identification variables. Non-labour income is income from interest, pensions, rentals, remittances, etc. Total family income is defined as the total income of the household (labour and non-labour) minus the total individual income. Excluded covariates are statistically significant in the participation equation. Once all rele-

¹⁴Individuals with permanent disabilities rendering them incapable of working are excluded from the participation equation.

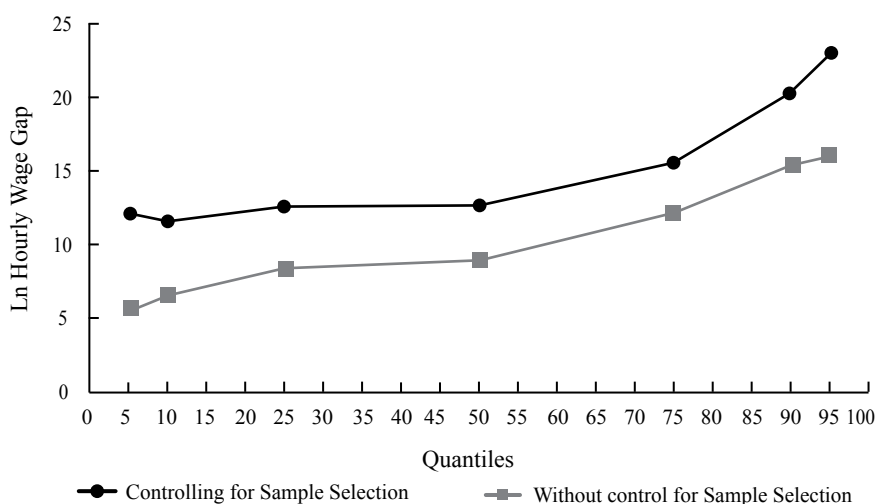
vant variables are incorporated, identification variables included in the participation equation affect the participation decision but not wages. The main equation includes the same independent variables explained in Table 9.

Gender dummies are, once again, negative and statistically significant in all cases. For both years, the copula parameter is negative and statistically significant (-0.26 and -0.4 for 1994 and 2010, respectively), which implies that there is positive selection of women. That means that those women that are participating in the labor market have higher wages than those that are not into the labor market, if they participated. These results confirm that sample selection is an important issue to be taken into account when estimating wages in Colombia, and, if sample selection is not controlled for, the adjusted gender wage gap found is smaller than the actual gap.

At the mean, sample selection explains around 72% and 34% of the raw wage gaps in 1994 and 2010, respectively. Figures 7 and 8 show the trend in the adjusted gender wage gap with and without controlling for sample selection in 1994 and 2010, respectively. As expected, the gap with control for sample selection is higher than the gap without it throughout the wage distribution. These figures reveal that the gap increases monotonically throughout the wage distribution, and the glass ceiling effect observed without control for non-randomness in the sample is stronger after controlling for selectivity. In year 1994, among the workers with the 5% of lowest wages, women receive 12.2% less than men with similar characteris-

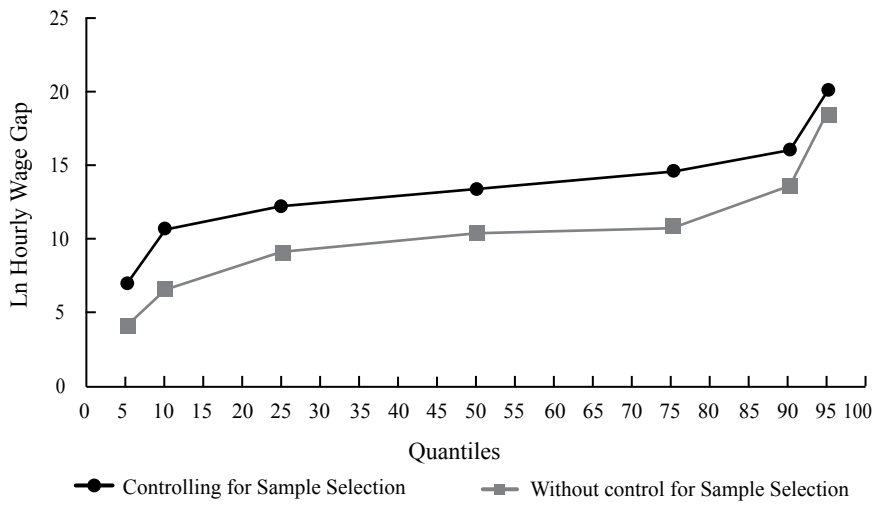
Figure 7.

Adjusted Gender Wage Gap 1994 while Controlling for Sample Selection



Source: Author's own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

Figure 8.
Adjusted Gender Wage Gap 2010 while Controlling for Sample Selection



Source: Author’s own elaboration using data from Colombian Household surveys from 1994 and 2010.

tics, and this gap increases to 22.9% among workers who gain 5% of the highest wages. Unlike the estimated gender wage gap found in 1994, in 2010 it was reduced in all quantiles except in the middle of the distribution. The biggest reduction is observed in quantiles 5 and 90.

CONCLUSIONS

This paper studies the evolution of the gender wage gap in Colombia in 1994 and 2010. In particular, it is focused on the study of changes in the raw gender wage gap and the adjusted gender wage gap throughout the wage distribution in Colombia. Also, it analyses how changes observed in education and other labour characteristics have contributed to explain its evolution.

With respect to changes in the raw gender wage gap, we focus on the remarkable changes in education, type of employment and type of contract that the Colombian labour market has gone through between 1994 and 2010. Our counterfactual wage distribution reveals that changes in the education level, type of contract and type of employment are found to be crucial in explaining the observed changes in the wage distribution of female and male workers and, therefore, in the gender wage gap. In particular, the increase in the proportion of women with tertiary education, compared to men, has helped to reduce the gender wage gap, especially at the top of the wage distribution. On average, educational attainment has contri-

buted to decrease the gap by around 4 pp, and the impact has been higher at the high end of the wage distribution.

The reduction in public-sector jobs has helped to increase the gender wage gap as relatively more women have been affected by the reduction from public sector jobs, with a significant wage reduction. This effect is higher at the high end of the wage distribution. Finally, the reduction in the proportion of indefinite contracts has also helped to increase the gender wage gap as more women than men have been affected by the reduction in hiring by indefinite contract. This impact has been particularly high at the bottom end of the wage distribution.

Taken together, the effects of all three changes prove to have increased the gender wage gap. The increasing effects of the reduction in public-sector jobs and the proportion of indefinite contracts more than offset the decreasing effects of the increase in educational attainment.

Furthermore, we studied the trend in the raw and adjusted gender wage gap throughout the wage distribution. The raw gender wage gap shows a U shape, with remarkable gaps at the two ends of the wage distribution. However, when observable characteristics are controlled for, the U shape disappears. For both years under study, the adjusted wage gap increases monotonically throughout the wage distribution, evidencing a glass ceiling pattern. At the 95th percentile, the gap is around 23% in 1994 and it slightly reduces to 20% in 2010. In addition, given that female labour force participation increased by around 11% between 1994 and 2010, we found a positive selection of women participating in the labour market. This allows us to conclude that failure to take into account the selection bias would result in the gender gap being underestimated. The gender wage differential has reduced in almost all quantiles between years 1994 and 2010, except in the middle of the distribution. The main reduction of the gap is observed among those workers who gain 5% of the lowest wages, which goes from 12.2% to 7.1% in 2010.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was presented at the 18th Annual Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA) meeting in 2013.

REFERENCES

1. Abadía Alvarado, L. K. (2014). The effects of fixed-term contracts on workers in Colombia. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 421-446.
2. Abadía L.K. (2005). *Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística* (Documentos de Economía, 17). Pontificia Universidad Javeriana.
3. Albrecht J., Björklund A., & Vroman S. (2003). Is there a Glass Ceiling in Sweden?. *Journal of Labor Economics*, 21, 145-177.

4. Amador, D., Bernal, R., & Peña, X. (2013). The rise in female participation in Colombia: Fertility, marital status or education?. *Ensayos sobre Política Económica*, 31(71), 54-63.
5. Angel-Urdinola, D. F., & Wodon, Q. (2003). *Labor supply and the gender wage gap: Evidence for Colombia and United States* (Archivos de Economía, 237). Bogotá, Colombia: Departamento Nacional de Planeación.
6. Arellano, M., & Bonhomme, S. (2017). Sample selection in quantile regression: A survey. In *Handbook of Quantile Regression* (pp. 209-224). Chapman and Hall/CRC.
7. Badel A., & Peña X. (2010). *Decomposing the gender wage gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia* (Documentos CEDE, 37). Universidad de los Andes.
8. Bernat L.F. (2007). *¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género* (Borradores de Economía y Finanzas). Cali, Colombia: Universidad ICESI.
9. Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455.
10. Cuberes, D., & Teignier, M. (2014). Gender inequality and economic growth: A critical review. *Journal of International Development*, 26(2), 260-276.
11. DiNardo N., Fortin N., & Lemieux T. (1996). Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A Semiparametric approach. *Econometrica*, 64, 1001-1044.
12. Ñopo H., & Elias J. (2010). *The Increase in Female Labor Force Participation in Latin America 1990-2004: Decomposing the Changes*. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank. Mimeographed document.
13. Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2010). *Decomposition techniques in economics* (Working Paper Series, 16045). NBER.
14. Galor, O., & Weil, D. N. (1996). The gender gap, fertility and growth. *American Economic Review*, 3, 86.
15. Hoyos A., Ñopo H., & Peña X. (2010). *The persistent gender earnings gap in Colombia, 1994-2006* (Discussion Paper Series 5073). Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor/IZA.
16. Isaza J.G. (2009). *Occupational segregation and gender wage differences: Evidence from urban Colombia*. Bogotá, Colombia: Universidad de la Salle.
17. Koenker, R. (2017). *Quantile selection models: An R Vignette*. Retrieved from: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/courses/NIFE/handouts/QSMx.pdf>
18. Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50.

19. Machado, J. A., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465.
20. Milli, J., Huang, Y., Hartmann, H., & Hayes, J. (2017). The impact of equal pay on poverty and the economy. *Institute for Women's Policy Research*.
21. Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290-299.
22. Ñopo H., & Elias J. (2010). *The increase in female labour force participation in Latin America 1990-2004: Decomposing the changes*. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank. Mimeographed document.
23. Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labour markets. *International Economic Review*, 693-709.
24. Silverman, B. W. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis*. London: Chap and Hall.
25. Tenjo J., Rivero M., & Bernat L.F. (2002). *Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina* (Documentos de Economía). Pontificia Universidad Javeriana.

BREAKING SAY'S LAW IN A SIMPLE MARKET ECONOMY MODEL

Carlos H. Ortiz
Rodrigo Castillo Rentería

Ortiz, C. H., & Castillo Rentería, R. (2020). Breaking Say's law in a simple market economy model. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 897-918.

This paper analyses a multi-sector market economy where preferences are non-homothetic and satiable. Capital and labour are the production factors. Food and manufactured goods are produced with a constant-returns-to-scale technology and an increasing-returns-to-scale technology, respectively. Results include: an original capital accumulation process is required for manufacturing industrialization to take place, a minimum market size is needed for the economy to operate, and capital property concentration diminishes aggregate demand. Full general equilibrium is possible for intermediate degrees of capital concentration, but the price system collapses under high degrees as an economy regulator, labour unemployment is unavoidable, and a minimum wage is justified to enhance economic activity.

C. H. Ortiz
Universidad del Valle, Cali, Colombia. E-mail: carlos.ortiz@correounivalle.edu.co

R. Castillo Rentería
Universidad del Valle, Cali, Colombia. E-mail: rodrigo.castillo@correounivalle.edu.co

Sugerencia de citación: Ortiz, C. H., & Castillo Rentería, R. (2020). Breaking Say's law in a simple market economy model. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 897-918. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.70883>

Este artículo fue recibido el 8 de marzo de 2018, ajustado el 23 de julio de 2018, y su publicación aprobada el 8 de agosto de 2018.

Keywords: Extent of the market; capital property distribution; non-homothetic preferences; satiable preferences; increasing returns; economic activity.

JEL: D31; D33; D51; E25; O11.

Ortiz, C. H., & Castillo Rentería, R. (2020). Quebrantar la Ley de Say en un modelo simple de economía de mercado. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 897-918.

Este artículo analiza una economía de mercado multisectorial, donde las preferencias no son homotéticas y saciables. El capital y el trabajo son los factores de producción. Los alimentos y los productos manufacturados se producen con una tecnología de rendimiento constante y una tecnología de rendimiento creciente a escala. Los resultados incluyen: se requiere un proceso original de acumulación de capital para que tenga lugar la industrialización manufacturera, se necesita un tamaño de mercado mínimo para que la economía funcione y la concentración de propiedades de capital disminuya la demanda agregada. Es posible un equilibrio general completo para los grados intermedios de concentración de capital, pero el sistema de precios colapsa bajo altos grados como un regulador de la economía, el desempleo es inevitable y se justifica un salario mínimo para mejorar la actividad económica.

Palabras clave: extensión del mercado; distribución de bienes de capital; preferencias no homotéticas; preferencias saciables; rendimientos crecientes; actividad económica.

JEL: D31; D33; D51; E25; O11.

Ortiz, C. H., & Castillo Rentería, R. (2020). Quebrantar a Lei de Say em um modelo simples de economia de mercado. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 897-918.

Este artigo analisa uma economia de mercado multisetorial, na que as preferências não são homotéticas e saciáveis. O capital e o trabalho são os fatores de produção. Os alimentos, e os produtos manufacturados se produzem com uma tecnologia de rendimento constante e um tecnologia de rendimento crescente à escala. Os resultados incluem: requer-se um processo original de acumulação de capital para que faça jus à industrialização manufatureira, se necessita um tamanho de mercado mínimo para que a economia funcione e a concentração de propriedades de capital diminua a demanda agregada. É possível um equilíbrio geral completo para os graus intermediários de concentração de capital, mas o sistema de preços colapsa com os altos graus como um regulador da economia, o desemprego é inevitável e justifica um salário mínimo para melhorar a atividade econômica.

Palavras-chave: extensão do mercado; distribuição de bens de capital; preferências não homotéticas; preferências saciáveis; rendimentos crescentes; atividade econômica.

JEL: D31; D33; D51; E25; O11.

INTRODUCTION

A long tradition of development economics that originates from Adam Smith (1776) has sustained the importance of both “division of labour” and “extent of the market” as fundamental engines of economic growth. These engines would today be called productive diversification and effective demand. According to Smith, their interaction brings about the circular causation of income: the sequence of productive diversification (technological change), exploitation of scale economies, and expansion of the population's purchasing power that increases products and income so that this economic cycle continues to operate at an ever higher level. Hence, productive diversification and effective demand push the process of economic growth in a spiral shaped virtuous circle that goes from supply to demand and vice versa.

Some links must be explained in order to understand why “extent of the market” could be used in modern jargon meaning effective demand. First of all, the literal meaning of “extent of the market” in the *Wealth of Nations* (Smith, 1776) is market size:

“As it is the power of exchanging that gives occasion to the division of labour, so the extent of this division must always be limited by the extent of that power, or, in other words, by the extent of the market. When the market is very small, no person can have any encouragement to dedicate himself entirely to one employment (...). There are some sorts of industry, even of the lowest kind, which can be carried out on nowhere but in a great town” (Smith, 1776, I, III [1981, I, p. 31]).

It could also be said that Smith refers to the population's purchasing power (“power of exchanging”). Notwithstanding, when he claims that some industries require a large-scale demand, like that of a big town, he is also contemplating how purchasing power becomes actual demand, which is nothing other than the concept of effective demand.

Although Smith describes the supply effect (technological change and productive diversification) as the spark that ignites the growth process, he does not neglect the necessary supporting role of effective demand. In his view, both supply and demand concur in a related but relatively independent way to the economic growth process. Thus, a limited market size or a high concentration of income might slow down economic activity and even stop it. In fact, according to Smith, the economic process cannot unfold if the expansion of supply, which is driven by a higher productivity, is not matched by an increased effective demand that can only come from economic activities where the distribution of remunerations to productive factors is sufficiently homogeneous. It is in this sense Smith claims that the extent of the market limits the division of labour. Based on Murphy, Shleifer, and Vishny (1989b), this paper explores some microeconomic foundations for Smith's claims about the importance of effective demand for the economic activity level.

After the triumph of the neoclassical school, when it became mainstream, most economic analysts ended up believing one way or another that demand follows from supply, as proposed by Say's law (Say, 1803). The criticism by many economic thinkers of this so-called law (Currie, 1981; Keynes, 1936; Malthus, 1820; Marx, 1867; 1885; 1894; Murphy, Shleifer, & Vishny, 1989a; 1989b; Nurkse, 1953; Rosenstein-Rodan, 1943; Young, 1928) has been ignored or at least neglected. In fairness, it has to be said that the Post Keynesian economic school has consistently sustained that effective demand impacts economic growth (Domar, 1946; Dutt, 2003; Harrod, 1939). Notwithstanding, probably due to Keynes' huge impact on short-term macroeconomic analysis, the role of effective demand is usually thought of as a short-term economic activity level issue. For the long-term, the conventional wisdom is that demand follows supply, and that is it. This is not surprising if one takes into account that most neoclassical models of economic growth ignore the impact of effective demand on long-term growth. These models usually consider consumers as if they were endowed with homothetic and non-satiable preferences. Under this assumption, income distribution becomes irrelevant because the expenditure distribution is fixed regardless of the consumer's income level (Murphy et al., 1989b). Moreover, to take the issue to an absurd level, just one single consumer with these preferences and enough income could replace the consumption of millions. Thus, economic models with homothetic and non-satiable preferences obey Say's law if it is assumed that factors and goods are mobile, prices are flexible, transaction costs are negligible, and markets clear.

Following the Smithian vision of economic development, Murphy et al. (1989a & 1989b) emphasized the impact of industrialization and population purchasing power on economic growth. The second paper in particular builds a model where the market size and the distribution of income play a central role in the explanation of economic activity. However, due to the difficulty of the subject, the authors focused their analysis on the proof of the existence of economic equilibrium in a general setting that embodies the complex interaction among workers, capitalists, and landowners with different configurations of wealth and income distribution. The added value of this paper is, then, to build a simpler mathematically tractable model in which the interaction between capitalists and workers highlights the role of capital distribution (and income distribution) as a fundamental feature of the aggregate level of economic activity. In order to do so, preferences are assumed to be non-homothetic (there is a minimum level of food consumption per capita), and consumption of manufactured goods is supposed to be satiable (either none or just one unit of each manufactured good is consumed per person). Labour distribution and capital distribution are assumed to be homogeneous: the simplest possible distributions of wealth and income. The model reveals that an excessive concentration of wealth and income can cause the price system to fail. The model, as will be explained below, is not free of mathematical complexity. Nonetheless, numerical results are attainable through the use of electronic spreadsheets.

The important feature of product diversification as a mechanism to enhance productivity is not included in this model in order to keep the economic system as simple as possible. Hence, the paper is unable to address the important issue of economic growth. Instead, the effect of wealth distribution on the economic activity level is emphasized. Besides, the productive effect of product diversification has been extensively analysed in well-known models of economic growth.

The Model

Consider a market economy where only food and manufactured goods are produced. Food technology is given by the following Leontief production function: $F/\alpha = \min(K_F, L_F)$, where F is the food production in the period of analysis, α is a given level of multifactor productivity in food production, and K_F and L_F are the amounts of capital and labour used in this activity. The cost function associated with this technology under competitive conditions is given by $C(F) = [(r + w)/\alpha]F$, where r is the user cost of capital, and w is the wage. Given the linearity of the cost function, the profit function of the food sector is also linear in F : $\Pi_F = [1 - (r + w)/\alpha]F$. Notice that food is taken as *numeraire*. In a competitive environment with flexible prices and free mobility of productive factors, profits are reduced to zero. Hence, the factor price frontier is given by:

$$w + r = \alpha \quad (1)$$

The Leontief technology embodies perfect complementarity between the factors. A more general technological specification, such as a CES production function, would model factor substitutability at the cost of greater mathematical entanglement since non-linearities would be introduced at the beginning. In any case, the factor price frontier yields, as always, an opposing relationship between capitalists and workers at the distribution level.¹

Given food technology, the factor demands in the agricultural sector are defined by:

$$K_F = L_F = F/\alpha \quad (2) \text{ and } (3)$$

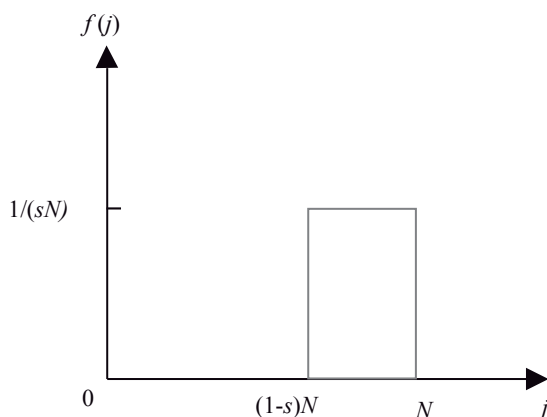
Capital and population, K and N , are given at any production period. Labour is homogeneously distributed among the N members of this economy (one unit *per capita*). For mathematical simplicity of the model, it is assumed that property of capital is homogeneously distributed among capitalists, who represent a fraction s of the society. Capital property concentration is thought of as the inherited result of a historic process of capital accumulation. It is also assumed that no one can be a worker and a capitalist at the same time; these roles are exclusive. Hence, at any production period there exist sN capitalists and $L = (1 - s)N$ workers. Figure 1

¹ An initial attempt for this model used a Cobb-Douglas production function for food technology. The proof showed that an equilibrium might exist, but an analytical solution like that of footer 3 is no longer available. Thus, the simpler Leontief technology was chosen.

depicts the distribution function of capital property for N members of the society ordered by j according to their capital rents (first workers and then capitalists).

Figure 1.

Capital Property Distribution Function



Source: own elaboration.

Labour and capital are assumed to be inelastically supplied at non-negative remunerations.

Let us now consider the typical worker consumption problem. Preferences are given by the following utility function: $Z(f_w, m) = \ln(f_w - \gamma) + \theta \ln(m)$, where f_w is the amount of food consumed in the period of analysis by the typical worker (and all workers are alike), γ is the minimum amount of food that a person needs during the production period, m is the diversification index of manufactured goods for workers, and θ is a positive number that measures the consumer's bias towards manufacturing consumption.² The marginal utility of food decreases with its own consumption. Only one or none of each manufactured good is consumed; and the marginal utility of manufactured goods decreases steadily with their own diversification, m . The typical worker budget restriction is given by the following expression: $f_w + pm = w$, where p is the price of the manufactured goods consumed by workers. As shown below, the demand and technology of all manufactured goods demanded by workers are the same across goods. Hence, they have a single common price. Utility maximization subject to the budget restriction yields the following demand functions:

$$pm = [\theta/(1 + \theta)](w - \gamma) \quad (4)$$

and

² It could be important and realistic to explicitly consider some manufactured products as basic goods. This option is excluded in order to keep the model as simple as possible.

$$f_w = (w + \theta\gamma)/(1 + \theta). \quad (*)$$

Hence, the typical worker consumes manufactured goods if and only if the wage covers at least the minimum food demand ($m \geq 0$ if and only if $w \geq \gamma$).

Capitalists consume all the manufactured goods which are demanded by workers, m , plus some others, $M - m$. The manufactures of general use, those indexed between 0 and m , will, from now on, be called the high-demand goods. Thus, for a typical capitalist, the consumption problem is set as follows: maximize $Z(f_k, M) = \ln(f_k - \gamma) + \theta \ln(M)$ subject to the following budget restriction: $f_k + pm + P(M - m) = rk_e$, where f_k is the amount of food consumed in the period of analysis by the typical capitalist (and all capitalists are alike), M is the typical capitalist index of manufacturing consumption diversification, P is the common price of all those manufactured goods which are only demanded by capitalists, they will be called the low-demand goods, the difference $M - m$ is the range of low-demand manufactured goods, and k_e is the amount of effective capital per capitalist (as is shown below, capital might be unemployed, hence $k_e \leq k \equiv K/(sN)$). This distinction between capital supply and capital demand is key to solving the model. The typical capitalist budget restriction means that he/she consumes food and high-demand manufactured goods as any typical worker does as well as some other manufactured goods. As in the case of high-demand goods, supply and demand of low-demand goods are assumed to be identical across these goods; that is why they all have the same price. The solution to this optimization problem yields the following demand functions:

$$PM = [\theta/(1 + \theta)][rk_e + (P - p)m - \gamma] \quad (5)$$

and

$$f_k = [rk_e + (P - p)m + \theta\gamma]/(1 + \theta). \quad (**)$$

Notice that a sensible general equilibrium for a market economy must imply that the typical capitalist remuneration, rk_e , is higher than the wage, w . Otherwise every capitalist would prefer to become a worker, and the capitalist society would implode.

Effective aggregate capital demand is given by

$$K_e = sNk_e \quad (6)$$

where K_e is the fraction of total capital, which is effectively used in economic activities. In a market economy, this would imply that capital shares yield a lower return because some capital fraction, $K - K_e$, might be unemployed.

Food demand has two components: workers' demand and capitalists' demand. Thus, aggregate food demand is given by $F = (1 - s)Nf_w + sNf_k$. In the previous expression, by substituting the demand for food from a typical worker, f_w (equation

(*)), and the demand for food from a typical capitalist, f_k (equation (**)), yields the aggregate food demand:

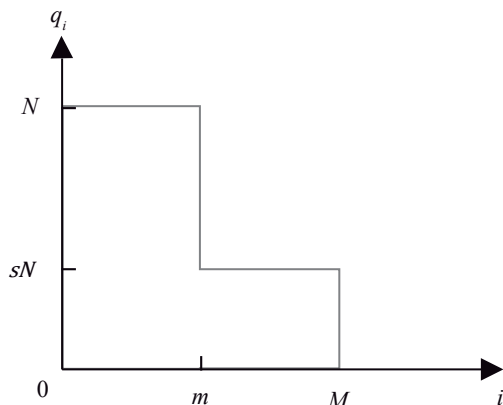
$$F = [\theta\gamma + (1-s)w + srk_e + s(P-p)m]N/(1+\theta) \quad (7)$$

Manufactured goods are all produced with the following technology: a fixed investment of Φ units of capital is needed in order to create a new manufactured good. Besides, β units of labour are required to produce one manufactured good. This cost structure implies a technology with increasing returns to scale.

Taking into account that each person in this economy consumes one or none of each manufactured good, the demand structure for the whole range of manufactured goods is shown in Figure 2.

Figure 2.

Demand Structure for Manufactured Goods



Source: own elaboration.

In this figure, q_i represents the society's consumption of the i -th manufactured good. Every individual consumes one unit of all high-demand goods ($0 < i \leq m$); and every capitalist consumes one unit of all low-demand goods ($m < i \leq M$). The total demand of high-demand goods is given by Nm ; and the total demand of low-demand goods is given by $sN(M-m)$. Thus, aggregate profits of high-demand manufacturing firms are given by

$$\pi = (Nm)p - (Nm)\beta w - \phi mr.$$

And aggregate profits of low-demand goods are given by

$$\Pi = [sN(M-m)]P - [sN(M-m)]\beta w - \phi(M-m)r.$$

The market structure of manufactured goods in this model resembles monopolistic competition; in this case, however, prices and consumptions are predetermined. Since market entry and exit are assumed to be free, prices should be set for all manufactured goods such that profits are null everywhere: $\pi = \Pi = 0$. Hence, the equilibrium prices of high-demand manufactured goods and low-demand manufactured goods, p and P , should satisfy the following equations:

$$p = \beta w + \phi r / N \quad \text{for } 0 < i \leq m \quad (8)$$

and

$$P = \beta w + \phi r / (sN) \quad \text{for } m < i \leq M. \quad (9)$$

These equilibrium conditions imply that prices of low-demand manufactured goods are higher than prices of high-demand manufactured goods: $P > p$. This outcome is explained by the fact that a common fixed investment per sector implies higher average fixed costs for low-demand goods than for high-demand goods.

Because of the consumption rigidities, this economic system does not guarantee equilibrium in the factor markets. In any case, aggregate capital demand, K_e , cannot exceed capital supply, K :

$$K_F + \phi M = K_e \leq K \quad (10)$$

Additionally, aggregate labour demand cannot exceed labour supply:

$$L_F + \beta Nm + \beta sN(M - m) \leq L = (1 - s)N. \quad (11)$$

All parameters denoted with Greek letters are assumed to be constant: the agricultural multifactor productivity (α), manufactures' marginal costs (β), manufactures' fixed costs (Φ), the minimum food requirement per capita (γ), and the fraction θ of the utility function. The population (N), the capital stock (K), and the population fraction of capitalists (s) are also given. Hence, the economic system has eleven unknown variables: w , r , F , K_F , L_F , p , P , m , M , k_e , and K_e . With nine equations and two inequations, a general equilibrium might exist if the slackness is suppressed (the labour market and the capital market clear). Unfortunately though, the solutions are mathematically intricate. Numerical solutions may be found, however, by means of an electronic spreadsheet package.

Finding Solutions

From a mathematical viewpoint, the economic system has some degree of recursivity. Taking into account that wages are limited by agricultural productivity ($0 \leq w \leq \alpha$), the arbitrary choice of w within this interval immediately determines the user cost of capital, r , by equation (1). Given w and r , the prices p and P for high-demand and low-demand manufactured goods are determined by equations (8) and (9).

Given w and p , the diversity of manufacturing consumption by a typical worker, m , is determined by equation (4). The combination of equations (5), (6), and (10) yields solutions for the effective capital demand per capitalist (k_c), the aggregate effective capital demand (K_c), and the diversity of manufacturing consumption by a typical capitalist (M).³ The key variable here is the capital demand per capitalist, k_c , since, in any case, it cannot overcome the available capital per capitalist: i.e. $k_c \leq k$, where $k \equiv K/(sN)$. Whenever capital demand exceeds capital supply, the last variable, i.e. k , is used in the equation system. Given the previously mentioned variables aggregate food demand, F , is solved by equation (7), and factor demands in the agricultural sector, K_F and L_F , are also solved by equations (2) and (3). Finally, the gross domestic product is defined as follows $GDP = F + pNm + PsN(M - m)$.

First case: Extent of the Market Constraint by Lack of Population

In the first case that is examined below, the general economic equilibrium is looked for the following specific parameters: $\alpha = 2$; $\beta = 1.3$; $\gamma = 0.5$; $\phi = 2$; and $\theta = 0.75$. It is also assumed that the capital stock and the population are given by $K = 30$ and $N = 30$. It is expected that the population fraction of capitalists is given by $s = 0.2$ (20%): only one of every five people is a capitalist. Thus, the market is too small. As Table 1 shows, there is no wage between the minimum subsistence remuneration (the wage that just buys the minimum food demand: $\gamma = 0.5$) and the maximum wage ($\alpha = 2$) that provides full capital employment ($U_K > 0$).⁴ Labour supply is fully employed ($U_L = 0$).⁵ Notice that the factor price adjustment does not work: for a capital user cost lower than $r = 0.541$ (a wage higher than $w = 1.459$) the typical capital remuneration falls below the wage: $rk_c/w < 1$. Moreover, in this particular case, even the minimum user cost of capital ($r = 0.01$), or the maximum wage ($w = 1.99$), does not clear the capital market: effective capital demand is always lower than capital supply. Therefore, the lack of aggregate demand due to the low population size prevents an economic equilibrium. The industrial economy cannot take off, capital profitability collapses, and all factors are completely assigned to the agricultural sector. With a constant returns to scale technology, the agricultural sector may accommodate the productive factors if they are of the right proportions (1 to 1 in this case); but the increasing returns to scale technologies of the manufacturing sector requires a minimum demand level in order to cover fixed costs.⁶

³ The mentioned combination yields the effective capital per capitalist as a function of the previously solved variables: $k_c = \{[(1-s)w + \theta\gamma + s(P-p)m]/[\alpha(1+\theta)] + [\theta/(1+\theta)][(P-p)m - \gamma]/(1/P)(\phi/N)\} / \{[s - sr/[\alpha(1+\theta)] - \theta/(1+\theta)](r/P)(\phi/N)\}$. An equivalent mathematical expression with identical solution is found by combining the inequation (11) as an equality (the slackness is suppressed) with equation (5).

⁴ Capital unemployment is defined by $U_K = K - (K_F + \phi M)$.

⁵ Labour unemployment is defined by $U_L = (1-s)N - [L_F + \beta Nm + \beta sN(M - m)]$.

⁶ It is worth repeating this sentence: "There are some sorts of industry, even of the lowest kind, which can be carried out on nowhere but in a great town" (Smith, 1776, I, III [1981, I, p. 31]).

Table 1.
Extent of the Market Constraint by Lack of Population
Parameters: $\alpha = 2$; $\beta = 1.3$; $\gamma = 0.5$; $\phi = 2$; $\theta = 0.75$; $K = 30$; $N = 30$.

s	w	r	p	P	M	k_e	k	M	K_e	rk_e/w	F	$K_F=L_F$	GDP	U_K	U_L
0.2	0.500	1.500	0.750	1.150	0.000	2.714	< 5	1.331	16.28	8.141	27.24	13.62	36.42	13.718	0
0.2	0.550	1.450	0.812	1.198	0.026	2.686	< 5	1.218	16.11	7.081	27.36	13.68	36.57	13.886	0
0.2	0.600	1.400	0.873	1.247	0.049	2.665	< 5	1.117	15.99	6.218	27.51	13.76	36.79	14.010	0
0.2	0.650	1.350	0.935	1.295	0.069	2.650	< 5	1.027	15.90	5.504	27.69	13.85	37.07	14.100	0
0.2	0.700	1.300	0.997	1.343	0.086	2.640	< 5	0.945	15.84	4.902	27.90	13.95	37.39	14.163	0
0.2	0.750	1.250	1.058	1.392	0.101	2.633	< 5	0.870	15.80	4.388	28.11	14.06	37.75	14.204	0
0.2	0.800	1.200	1.120	1.440	0.115	2.629	< 5	0.801	15.77	3.943	28.34	14.17	38.13	14.227	0
0.2	0.850	1.150	1.182	1.488	0.127	2.627	< 5	0.737	15.76	3.555	28.58	14.29	38.53	14.236	0
0.2	0.900	1.100	1.243	1.537	0.138	2.628	< 5	0.678	15.77	3.212	28.82	14.41	38.94	14.234	0
0.2	0.950	1.050	1.305	1.585	0.148	2.630	< 5	0.623	15.78	2.906	29.07	14.53	39.37	14.222	0
0.2	1.000	1.000	1.367	1.633	0.157	2.633	< 5	0.571	15.80	2.633	29.31	14.66	39.8	14.202	0
0.2	1.050	0.950	1.428	1.682	0.165	2.637	< 5	0.522	15.83	2.386	29.56	14.78	40.23	14.175	0
0.2	1.100	0.900	1.490	1.730	0.173	2.643	< 5	0.476	15.86	2.162	29.81	14.91	40.67	14.143	0
0.2	1.150	0.850	1.552	1.778	0.180	2.649	< 5	0.432	15.89	1.958	30.06	15.03	41.11	14.107	0
0.2	1.200	0.800	1.613	1.827	0.186	2.656	< 5	0.390	15.93	1.770	30.31	15.15	41.55	14.066	0
0.2	1.250	0.750	1.675	1.875	0.192	2.663	< 5	0.351	15.98	1.598	30.55	15.28	41.98	14.023	0

(Continued)

Table 1.
Extent of the Market Constraint by Lack of Population
Parameters: $\alpha = 2$; $\beta = 1.3$; $\gamma = 0.5$; $\phi = 2$; $\theta = 0.75$; $K = 30$; $N = 30$.

s	w	r	p	P	M	k_e	k	M	K_e	rk_e/w	F	$K_F=I_F$	GDP	U_K	U_L
0.2	1.300	0.700	1.737	1.923	0.197	2.671	< 5	0.313	16.02	1.438	30.79	15.4	42.42	13.977	0
0.2	1.350	0.650	1.798	1.972	0.203	2.679	< 5	0.277	16.07	1.290	31.03	15.52	42.85	13.929	0
0.2	1.400	0.600	1.860	2.020	0.207	2.687	< 5	0.243	16.12	1.151	31.27	15.63	43.27	13.879	0
0.2	1.459	0.541	1.933	2.077	0.213	2.697	< 5	0.204	16.18	1.000	31.55	15.77	43.77	13.819	0
0.2	1.500	0.500	1.983	2.117	0.216	2.704	< 5	0.178	16.22	0.901	31.73	15.87	44.11	13.776	0
0.2	1.550	0.450	2.045	2.165	0.220	2.713	< 5	0.148	16.28	0.788	31.96	15.98	44.52	13.723	0
0.2	1.600	0.400	2.107	2.213	0.224	2.722	< 5	0.119	16.33	0.680	32.19	16.09	44.93	13.670	0
0.2	1.650	0.350	2.168	2.262	0.227	2.731	< 5	0.090	16.38	0.579	32.41	16.2	45.33	13.616	0
0.2	1.700	0.300	2.230	2.310	0.231	2.740	< 5	0.063	16.44	0.483	32.62	16.31	45.73	13.562	0
0.2	1.750	0.250	2.292	2.358	0.234	2.749	< 5	0.037	16.49	0.393	32.84	16.42	46.12	13.507	0
0.2	1.800	0.200	2.353	2.407	0.237	2.758	< 5	0.011	16.55	0.306	33.05	16.52	46.51	13.453	0
0.2	1.850	0.150	2.415	2.455	0.240	2.767	< 5	-0.013	16.60	0.224	33.26	16.63	46.89	13.398	0
0.2	1.900	0.100	2.477	2.503	0.242	2.776	< 5	-0.037	16.66	0.146	33.46	16.73	47.27	13.344	0
0.2	1.950	0.050	2.538	2.552	0.245	2.785	< 5	-0.060	16.71	0.071	33.66	16.83	47.64	13.290	0
0.2	1.990	0.010	2.588	2.590	0.247	2.792	< 5	-0.078	16.75	0.014	33.82	16.91	47.93	13.247	0

Source: own elaboration.

Second Case: Extent of the Market Constraint by Excessive Capital Concentration

The analysis moves on to consider different levels of capital concentration under the assumption of market clearing for goods and factors. In this new case, the population has doubled: $N = 60$, but all other parameters are set just as before. Table 2 shows the numerical results. With a higher market demand, there appear some price remunerations for labour and capital that determine a general economic equilibrium. As a matter of fact, when the population fraction of capitalists is given by $s = 20\%$, as in the previous analysis, a general economic equilibrium might be achieved with the following couple of factor prices: $w = 1,011$ and $r = 0,989$ (see Table 2). This equilibrium is unique. Notwithstanding, general equilibrium is not guaranteed since capital property concentration might become a relevant constraint for economic activity.

Table 2 focuses on the equilibrium results of an economy under a growing degree of capital property concentration (s , the population fraction of capitalists, is ordered from high to low values). This is just comparative statics; s is assumed to be predetermined in the period of analysis. Thus, Table 2 does not describe a capital concentration process throughout time; it just considers a big range of possibilities for s . The table shows that this market economy requires some minimum level of capital property concentration: for $s > 0,24$ (24%) the remuneration of the typical capitalist is lower than the wage: $rk_e/w < 1$. Hence, low levels of capital concentration, as in the first frame of Table 2, are not suitable for capitalist activity: an original capital accumulation process is unavoidable. Moreover, for very low levels of capital property concentration, as in the shadowed section in frame 1: $s \geq 29\%$, capital remuneration is so low that the model yields a negative consumption of manufactured products by capitalists; although this is not a viable economic outcome, it is reported here in order to exhibit the workings of the model. Therefore, in this model capitalism requires some minimum capital property concentration. Moreover, the second frame of Table 2 reveals that a full general market equilibrium may occur for intermediate levels of capital property concentration ($24\% \leq s \leq 17\%$); in these circumstances unemployed labour and unemployed capital are nil: $U_L = U_K = 0$. Finally, the third frame of Table 2 shows that under a high degree of capital concentration ($s < 17\%$) the effective capital demand exceeds capital supply: $k_e > k$, and labour unemployment is unavoidable ($U_L > 0$).

The price adjustment works for frames 1 and 2 in Table 2. Under these circumstances (low and intermediate levels of capital property concentration: $s \geq 17\%$), the economic logic is as follows: a higher capital concentration ($s \downarrow$) increases labour supply [$L = (1 - s)N \uparrow$], concentrates capital and income in the hands of capitalists, lowers aggregate demand ($GDP \downarrow$), and the adjustment comes with a lower labour remuneration ($w \downarrow$) as well as a higher capital remuneration ($r \uparrow$). A lower wage is required in order to expand labour demand so that the labour market equilibrium is preserved.

Table 2
Extent of the Market Constraint by Excessive Capital Concentration
Parameters: $\alpha = 2$; $\beta = 1,3$; $\gamma = 0,5$; $\phi = 2$; $\theta = 0,5$; $K = 30$; $N = 60$.

	s	w	r	p	P	m	k_c	k	M	K_c	$r\,k/w$	F	$KF = LF$	GDP	U_k	U_l
1	0,33	1,990	0,010	2,587	2,588	0,247	1,475	< 1,515	-0,080	29,21	0,007	58,739	29,370	80,290	0,79	0
	0,32	1,990	0,010	2,587	2,588	0,247	1,539	< 1,563	-0,080	29,55	0,008	59,423	29,712	81,488	0,45	0
	0,31	1,990	0,010	2,587	2,588	0,247	1,607	< 1,613	-0,080	29,89	0,008	60,108	30,054	82,685	0,11	0
	0,30	1,907	0,093	2,482	2,489	0,243	1,667	= 1,667	-0,059	30	0,081	60,238	30,119	82,884	0	0
	0,29	1,794	0,206	2,339	2,356	0,237	1,724	= 1,724	-0,026	30	0,198	60,099	30,050	82,604	0	0
	0,28	1,691	0,309	2,209	2,235	0,231	1,786	= 1,786	0,011	30	0,326	59,957	29,978	82,321	0	0
	0,27	1,594	0,406	2,086	2,122	0,225	1,852	= 1,852	0,053	30	0,472	59,789	29,894	81,997	0	0
	0,26	1,503	0,497	1,970	2,018	0,218	1,923	= 1,923	0,099	30	0,636	59,602	29,801	81,643	0	0
	0,25	1,417	0,583	1,862	1,920	0,211	2,000	= 2,000	0,151	30	0,823	59,394	29,697	81,255	0	0
	0,24	1,334	0,666	1,756	1,827	0,204	2,083	= 2,083	0,212	30	1,040	59,152	29,576	80,810	0	0
2	0,23	1,254	0,746	1,655	1,738	0,195	2,174	= 2,174	0,281	30	1,293	58,880	29,440	80,316	0	0
	0,22	1,174	0,826	1,554	1,651	0,186	2,273	= 2,273	0,362	30	1,599	58,550	29,275	79,722	0	0
	0,21	1,094	0,906	1,452	1,566	0,175	2,381	= 2,381	0,459	30	1,972	58,164	29,082	79,035	0	0
	0,20	1,011	0,989	1,347	1,479	0,163	2,500	= 2,500	0,578	30	2,446	57,689	28,844	78,198	0	0
	0,19	0,921	1,079	1,233	1,387	0,146	2,632	= 2,632	0,730	30	3,083	57,077	28,538	77,129	0	0
	0,18	0,817	1,183	1,102	1,281	0,123	2,778	= 2,778	0,939	30	4,022	56,244	28,122	75,687	0	0
	0,17	0,662	1,338	0,905	1,123	0,077	2,941	= 2,941	1,317	30	5,945	54,730	27,365	73,108	0	0

(Continúa)

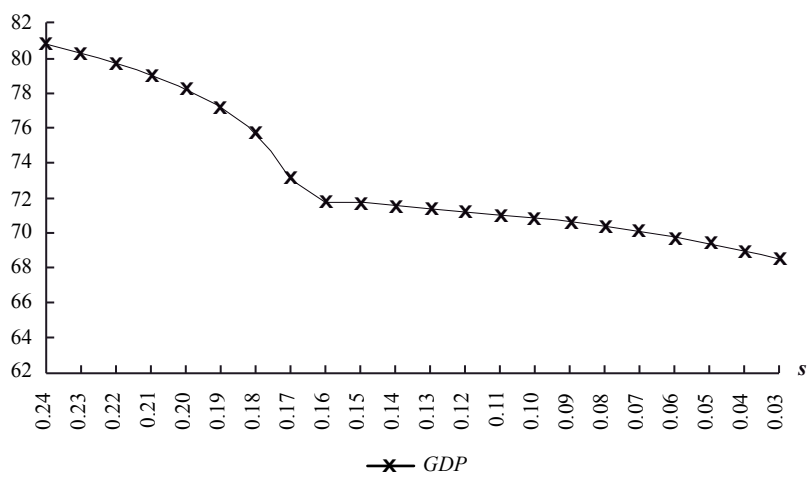
Table 2
Extent of the Market Constraint by Excessive Capital Concentration
Parameters: $\alpha = 2$; $\beta = 1,3$; $\gamma = 0,5$; $\phi = 2$; $\theta = 0,5$; $K = 30$; $N = 60$.

s	w	r	p	P	m	k_e	k	M	K_e	rk_l/w	F	$KF = LF$	GDP	U_k	U_l
0,16	0,6	1,4	0,827	1,072	0,052	3,125	= 3,125	1,555	30	7,292	53,781	26,891	71,782	0	0,764
0,15	0,6	1,4	0,828	1,091	0,052	3,333	= 3,333	1,642	30	7,778	53,432	26,716	71,544	0	1,760
0,14	0,6	1,4	0,829	1,113	0,052	3,571	= 3,571	1,738	30	8,333	53,048	26,524	71,268	0	2,819
0,13	0,6	1,4	0,830	1,139	0,052	3,846	= 3,846	1,844	30	8,974	52,624	26,312	70,949	0	3,951
0,12	0,6	1,4	0,831	1,169	0,052	4,167	= 4,167	1,962	30	9,722	52,153	26,076	70,579	0	5,168
0,11	0,6	1,4	0,832	1,204	0,051	4,545	= 4,545	2,094	30	10,606	52,626	25,813	70,150	0	6,484
0,10	0,6	1,4	0,834	1,247	0,051	5,000	= 5,000	2,242	30	11,667	51,033	25,516	69,649	0	7,918
0,09	0,6	1,4	0,835	1,299	0,051	5,556	= 5,556	2,410	30	12,963	50,361	25,180	69,063	0	9,495
0,08	0,6	1,4	0,837	1,363	0,051	6,250	= 6,250	2,602	30	14,583	49,592	24,796	68,374	0	11,244
0,07	0,6	1,4	0,840	1,447	0,051	7,143	= 7,143	2,824	30	16,667	48,706	24,353	67,557	0	13,205
0,06	0,6	1,4	0,843	1,558	0,051	8,333	= 8,333	3,082	30	19,444	47,671	23,836	66,581	0	15,432
0,05	0,6	1,4	0,847	1,713	0,051	10,000	= 10,000	3,388	30	23,333	46,449	23,224	65,402	0	17,996
0,04	0,6	1,4	0,852	1,947	0,050	12,500	= 12,500	3,755	30	29,167	44,981	22,490	63,960	0	21,001
0,03	0,6	1,4	0,859	2,336	0,050	16,667	= 16,667	4,203	30	38,889	43,186	21,593	62,165	0	24,591

Source: own elaboration.

Furthermore, under a high degree of capital concentration (frame 3 in Table 2) the working of the economic system is modified. All capital is fully employed ($U_k = 0$), but there is always some labour unemployment ($U_L > 0$).⁷ This last feature is due to the lack of aggregate demand. And the price adjustment does not work: lower wages just diminish aggregate demand and increase unemployment; and higher wages –which would go some way to solving the economic disequilibrium by increasing aggregate demand- are not viable due to the excess of labour supply. Thus, the price system of the labour market collapses under extreme capital concentration. In this situation, the wage’s cost effect is overcome by the wage’s income effect. Without government intervention wages would probably be set at the subsistence level ($w = \gamma = 0.5$) or even below, but the setting of a minimum wage above the subsistence wage prevents a collapse of the level of economic activity. This feature is explicitly considered in the third frame of Table 2: when capital concentration is high ($s < 17\%$) the wage is fixed at $w = 0.6$ so that workers might consume some manufacturing goods ($w > \gamma = 0.5$). Graph 1 depicts that, under high capital concentration, the setting of a minimum wage prevents economic activity to fully plunge compared to the alternative of allowing the wage to fall freely.⁸

Graph 1.
 Gross Domestic Product vs. Capital Concentration



Source: own elaboration.

⁷ The model mathematical structure changes since the exclusion of workers from the market due to unemployment diminishes by itself aggregate demand.

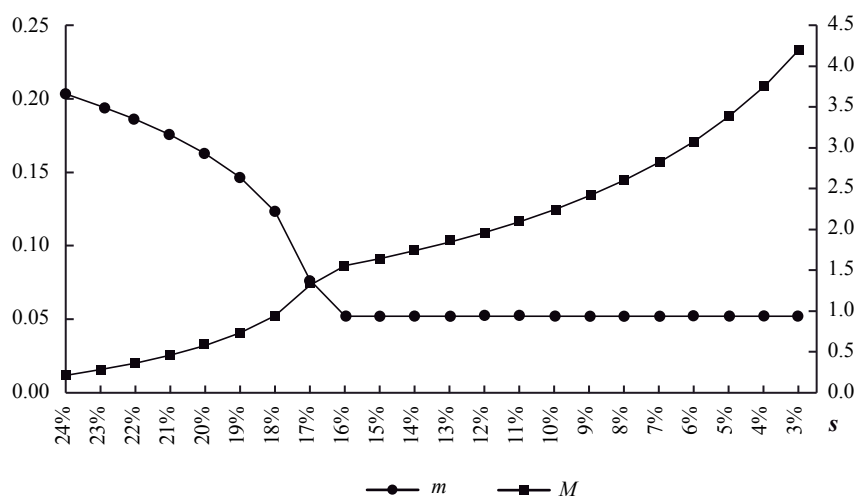
⁸ “No society can surely be flourishing and happy, of which the far greater part of the members are poor and miserable” [Smith 1776, I, VIII (1981, I, p. 70)].

Table 2 also reveals that the level of economic activity always decreases with a growing degree of capital property concentration (lower s) as a consequence of a lower aggregate effective demand. This is shown clearly by the Graph 1 for degrees of capital property concentration which are consistent with general market equilibrium ($24\% \geq s \geq 17\%$). The same result would more strongly apply for a high degree of capital property concentration ($s < 17\%$) if the government does not fix a minimum wage, as depicted by Graph 1.

Income inequality, however, keeps increasing. This result is explained by the expansion of capitalist consumption diversity (M increases) since the worker's consumption diversity is unchanged (m is constant under the assumptions of a minimum wage and high capital property concentration). Graph 2 depicts these features. Therefore, setting a minimum wage under high capital concentration is not only favourable to workers but also to capitalists.

Graph 2.

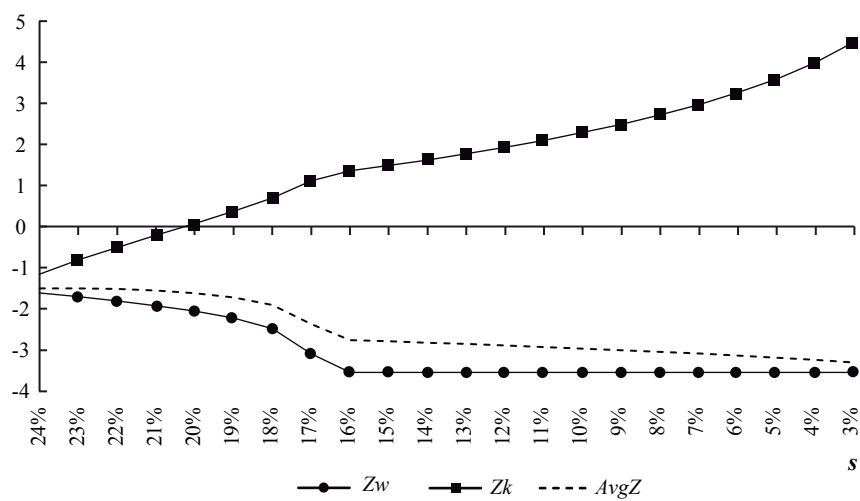
Manufacturing Diversity across Social Classes vs. Capital Concentration



Source: own elaboration.

The evolution of welfare for a typical worker and a typical capitalist is depicted by Graph 3. As a general result, a growing degree of capital concentration worsens the welfare of workers, as measured with the utility function (Z_w), until the minimum wage is reached: under this circumstance, a worker's welfare index remains constant at a low level. On the other hand, the welfare of the typical capitalist (Z_k) increases systematically with capital concentration. Since a higher capital concentration implies a growing fraction of population workers, the average welfare, $AvgZ$, which is depicted by the discontinuous line in Graph 3, decreases with capital concentration.

Graph 3.
Welfare across Social Classes vs. Capital Concentration



Source: own elaboration.

Although workers find a low and stable welfare path when they earn the minimum wage, equity is compromised because of the growing welfare gap between workers and capitalists in an environment with a growing concentration of capital property.

An Additional Result

Under circumstances of full market equilibrium (intermediate case which was examined above) and the assumption of *ceteris paribus*, a higher agricultural productivity ($\alpha 1$) increases wages ($w 1$), improves labour diversity of manufacturing consumption ($m 1$), diminishes income inequality ($rk/w 1$), and strongly expands the gross domestic product ($GDP 1$). Table 3 exhibits these results.

Therefore, this model shows that a country with unexploited land or low technological productivity might achieve enormous gains through a land reform and heavy investment in science and technology applied to agricultural and agroindustrial activities.

Summary and Final Remarks

This is a static model and so it is unable to address the important issue of economic growth. It focuses on the impact of the population’s purchasing power on the level of economic activity. In order to do so, a multi-sector model was built for which constant returns to scale are assumed in the food sector and increasing

Table 3.
Higher Agricultural Productivity ($\alpha 1$)

α	Fixed Parameters								w	r	p	P	m	k_e	k	M	K_e	$\pi k_e/w$	F	$K_F=L_F$	GDP	U_K	U_L
	β	K	N	s	L	γ	θ	ϕ															
2	1,3	30	60	0,20	48	0,5	0,75	2	1,0110	0,9890	1,347	1,479	0,163	2,5	2,5	0,578	30	2,45	57,69	28,84	78,2	0	0
2,2	1,3	30	60	0,20	48	0,5	0,75	2	1,3115	0,8885	1,735	1,853	0,201	2,5	2,5	0,404	30	1,69	64,22	29,19	89,6	0	0

Source: own elaboration.

returns to scale are assumed in the manufacturing sector. Some minimum level of food consumption is required for every person; every individual satiates his/her need for each manufactured product with just a single unit, but the marginal utility decreases with the number of manufactured products consumed (consumption diversification has a marginal decreasing utility).

The implications of this model for economic growth can be found in the transmission mechanism by which productive activity is transformed into income and market demands. The extent of the market matters for economic activity: 1) a low population size does not generate enough aggregate demand for the capitalist economic to take off (see Table 1); 2) even if the market size is high, a low level of capital property concentration is not consistent with profitable capitalist activity: some original capital accumulation is required (see frame 1 in Table 2); 3) if the last two conditions are satisfied (capitalism works), a growing capital property concentration lowers wages, increases the shortage of effective demand, and diminishes economic activity (see frames 2 and 3 in Table 2); 4) finally, if capital property concentration exceeds some critical level, the price system fails to equilibrate the labour market, and some labour unemployment is unavoidable (see frame 3 of Table 2). Thus, for high levels of capital property concentration, the labour market does not adjust and the labour remuneration tends to fall. This result just worsens the lack of effective demand and lowers the GDP even more. The disequilibrium in the labour market justifies setting of a minimum wage.

If, as some authors argue, the capitalist regime has an intrinsic trend toward capital property concentration (Marx; 1867; 1885; and 1894; Piketty, 2013), it seems sensible to assume that sooner or later the economy will reach a degree of capital property inequality such that unemployment is unavoidable. This is presumably an environment prone to economic crisis. Notwithstanding, as Marx pointed out, some minimum level of labour unemployment might be necessary in the capitalist regime in order to offset the wage pressures derived from a growing labour organization: this is the industrial reserve army's famous hypothesis. Thus, a slightly high degree of capital property concentration may be functional to capitalist society.

It seems, however, that the trend towards capital concentration does not stop in sensible levels. On the contrary, wealth concentration has been increasing all over the world, and this trend shows no sign of being reversed.⁹ This model, however, does not support State-sponsored capital expropriation. Instead, it finds that under some intermediate levels of capital concentration the economic system may operate with full market equilibrium; this may well be the secret of the virtuous capitalist economies in northern Europe.

⁹ The World Inequality Lab (2017) claims that "in recent decades [since 1980], income inequality has increased in nearly all countries, but at different speeds, suggesting that institutions and policies matter in shaping inequality" (*World Inequality Report 2018, Executive Summary*, p. 5). The World Inequality Database covers 172 countries over the five continents.

The economic system analyzed here reveals that, after some minimum degree of capital accumulation, wealth concentration is always convenient to capitalists but diminishes aggregate demand and the economic activity level. Under the assumptions of free mobility of factors, flexible prices and market clearing, supply creates its own demand, but the creation rate decreases with the degree of capital property concentration. However, for high degrees of capital concentration, the price system collapses as economic regulator, and Say's law consequently collapses: an unregulated price system does not provide the basis for economic equilibrium (supply does not necessarily create its own demand).¹⁰

The government, as a social welfare guardian, might require income redistribution policies to be adopted, and it even ought to take wealth redistribution measures if productive wealth is highly concentrated or missused and wasted in speculative rental activities. It might be important as a future research to inquire about the economic impact of an unemployment insurance program.

ACKNOWLEDGEMENTS

The authors thank the support they received from Universidad del Valle.

REFERENCES

1. Blaug, M. (1997). *Economic theory in retrospect* (5th ed.). London, Cambridge University Press.
2. Currie, L. (1981). Allyn Young and the development of growth theory. *Journal of Economic Studies*, 8, 52-60.
3. Domar, E. V. (1946). Capital expansion, rate of growth, and employment. *Econometrica*, 14(2), 137-147.
4. Dutt, A. K. (2003). New growth theory, effective demand and post Keynesian dynamics. In N. Salvadori (Ed.), *Growth Theories: Old and New*. 67-100 Aldershot, UK: Edward Elgar.
5. Harrod, R. F. (1939). An essay in dynamic theory. *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.
6. Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. New York: Harcourt and Brace.
7. Malthus, T. (1820). *Principles of political economy*. London: W. Pickering.

¹⁰By introducing the role of money in a market economy, it is possible to consider general overproduction because people might demand money in excess (Blaug, 1997, ch. 5). For that purpose, it would be necessary to consider the role of money as a store of value; but in a static economy, this function disappears, and the functions of money as unit of account and medium of exchange are perfectly defined in this model by the existence of a numerary (food) and the determination of relative prices. Thus, in this model, Say's law might be broken because of the malfunction of the price system as the economic regulator.

8. Marx, K. (1867, 1885, and 1894). *Capital. Critique of political economy* (I, II and III). Londres, London, Swan Sonnenschein, Lowrey, & Co.
9. Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989a). Industrialization and the big push. *Journal of Political Economy*, 27(5), 1003-1026.
10. Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989b). Income distribution, market size and industrialization. *Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 537-564.
11. Nurkse, R. (1953). *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Oxford: Basil Blackwell.
12. Piketty, T. (2013). *Capital in the twenty-first century*. Cambridge (USA) and London, Éditions du Seuil and Harvard University Press.
13. Rosenstein-Rodan, P. (1943). Problems of industrialization in eastern and south-eastern Europe. *The Economic Journal*, 53, 210/211, 202-211.
14. Say, J. B. (1803). *Traité d'économie politique, ou simple exposition de la manière dont se forment les richesses*. Paris, (Crapelet ed).
15. Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. London: J.M. and Sons Ltd., 1910 (Liberty Classes edition of 1981, reprint: originally published by Oxford University Press, 1979).
16. World Inequality Lab. (2017). *World Inequality Report 2018*. Retrieved from: <https://wir2018.wid.world/files/download/wir2018-full-report-english.pdf>
17. Young, A. A. (1928). Increasing returns and economic progress. *The Economic Journal*, 38(152), 527-542.

ESCALA PARA MEDIR LA CONCENTRACIÓN DE LOS SECTORES DE LA ECONOMÍA MEXICANA MEDIANTE EL COEFICIENTE DE ZIPF

Juan Josué Hernández-Oliva
Jorge Alcaraz
Ricardo Lino Mansilla-Corona

Hernández-Oliva, J. J., Alcaraz, J., & Mansilla-Corona, R. L. (2020). Escala para medir la concentración de los sectores de la economía mexicana mediante el coeficiente de Zipf. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 919-947.

Este artículo demostró que la distribución de las ventas, la utilidad neta, los activos y el número de empleados de las quinientas empresas más grandes de México siguen la ley de Zipf. Luego de calcular los coeficientes de Zipf para el periodo

J. J. Hernández-Oliva
Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, México. Correo electrónico: A01063987@itesm.mx

J. Alcaraz
Pontificia Universidad Javeriana, Cali, Colombia. Correo electrónico: jorge.alcaraz@javerianacali.edu.co

R. L. Mansilla-Corona
Universidad Nacional Autónoma de México, México. Correo electrónico: mansy@unam.mx

Sugerencia de citación: Hernández-Oliva, J. J., Alcaraz, J., & Mansilla-Corona, R. L. (2020). Escala para medir la concentración de los sectores de la economía mexicana mediante el coeficiente de Zipf. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 919-947. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.60530>

Este artículo fue recibido el 14 de octubre de 2016, ajustado el 4 de abril de 2019 y su publicación aprobada el 8 de abril de 2019.

de 2006 a 2017, estos fueron usados para crear una escala que mide tres distintos niveles de intensidad de competencia entre empresas, en seis sectores de la economía mexicana. Esta escala indica cuándo el sector está concentrado y cuándo se favorece la creación o destrucción de empresas. También se encontró el principio de Pareto en el comportamiento de las variables estudiadas.

Palabras clave: coeficiente de Zipf; concentración económica; principio de Pareto; emprendimiento corporativo; grandes corporaciones.

JEL: C22; L13; L43; M21.

Hernández-Oliva, J. J., Alcaraz, J., & Mansilla-Corona, R. L. (2020). A scale to measure the concentration of the economic sectors of México using the Zipf coefficient. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 919-947.

This paper shows that the distribution of sales, net profit, assets and number of employees of the 500 largest companies in Mexico follow the Zipf Law. After calculating the Zipf coefficients for the period 2006-2017, they were used to create a scale that measures three different levels of intensity of competition among companies in six sectors of the Mexican economy. This scale indicates when the economic sector is concentrated and when the creation or destruction of companies is favoured. The Pareto principle was also found in the behaviour of the variables studied.

Keywords: Zipf coefficient; economic concentration; Pareto principle; corporate entrepreneurship; large corporations.

JEL: C22; L13; L43; M21.

Hernández-Oliva, J. J., Alcaraz, J., & Mansilla-Corona, R. L. (2020). Escala para medir a concentração dos setores da economia mexicana mediante o coeficiente de Zipf. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 919-947.

Este artigo demonstrou que a distribuição das vendas, a utilidade líquida, os ativos e o número de empregados das maiores quinhentas empresas do México seguem a lei de Zipf. Após calcular os coeficientes de Zipf para o período de 2006 a 2017, estes foram usados para criar uma escala que mede três distintos níveis de intensidade de competência entre empresas, em seis setores da economia mexicana. Esta escala indica quando o setor está concentrado e quando está favorável à criação ou destruição de empresas. Também revelou o princípio de Pareto no comportamento das variáveis estudadas.

Palavras-chave: coeficiente de Zipf; concentração econômica; princípio de Pareto; empreendimento corporativo; grandes corporações.

JEL: C22; L13; L43; M21.

INTRODUCCIÓN

Uno de los supuestos de la economía clásica respecto del mercado de competencia perfecta implica que las empresas deben tener un tamaño homogéneo (Nicholson, 2006). Este supuesto de la teoría clásica ha sido rebasado históricamente, y aunque sigue siendo marco de referencia para el estudio de la economía, se debe reconocer que no puede explicar con precisión la estructura actual del mercado. En esta investigación se confirma, como se ha hecho en estudios previos, que la distribución que siguen las grandes empresas de acuerdo con su tamaño es una distribución asimétrica sesgada a la izquierda que sigue la ley de potencia llamada también ley de Zipf (Benita y Martínez, 2011; Gibrat, 1931; Axtell, 2001; Zhang, Chen y Wang, 2009). La aportación de este estudio radica en a) la implementación de una metodología alterna y novedosa para calcular el coeficiente de Zipf que mejora sustancialmente el ajuste de los parámetros y b) se han combinado los trabajos de Gabaix e Ioannides (2004) y de Zambrano, Hernando, Fernández, Hernando y Plastino (2015) para crear una escala que con el coeficiente de Zipf indica para cada año y sector si se ha favorecido la creación o destrucción de empresas.

El crecimiento asimétrico de las empresas ha ocasionado que los sectores de la economía y los mercados se encuentren concentrados y liderados por unas cuantas grandes empresas; dicha concentración se ha demostrado con la verificación empírica de la ley de Zipf para el tamaño de las empresas. En México, Benita y Martínez (2011) estudiaron la ley de Zipf con cuatro métodos estadísticos para conocer cuál era el que permitía un mejor ajuste de los datos empíricos con el valor teórico.

Para verificar el cumplimiento de la ley de Zipf en México, en este estudio se utilizó la lista de las quinientas empresas más importantes de México que publicó la revista *CNN Expansión* en el periodo de 2006 a 2017. Las variables de medición para hallar el exponente de Zipf fueron el monto de ventas, la utilidad neta, los activos y el número de empleados, ya que, como se mostrará más adelante, estas han sido las variables comúnmente utilizadas en estudios previos. Aunque todas ellas reproducen el exponente empírico de Zipf, en este análisis se muestra cuál de ellas se aproxima con mayor exactitud al valor teórico de -1 . Es importante señalar aquí que con mucha frecuencia el ajuste de la ley de Zipf presenta algunas desavenencias con las distribuciones de los datos empíricos. Una corrección a la distribución de Zipf fue introducida en la literatura en Mansilla, Köppen, Cocho y Miramontes (2007). A esta nueva distribución se le conoce como distribución beta generalizada discreta (DBGD) o distribución de Cocho. En este trabajo, para hallar el valor del coeficiente de Zipf para el periodo de estudio, se realiza un análisis con la metodología de la DBGD que tiene la particularidad de truncar la cola de la distribución, ya que es en ella donde se llega a romper la ley de Zipf (Clauset, Shalizi y Newman, 2009; Martínez-Mekler et al., 2009; Petersen, Stanley y Succi, 2011; Virkar y Clauset, 2014), y así lograr un mejor ajuste del coeficiente de Zipf.

Como resultado inercial de esta investigación, se verificó el cuasicumplimiento del principio de Pareto o regla del 80/20, ya que el 20 % de las empresas más grandes se apropian aproximadamente del 80 % de participación en ventas, utilidades netas, activos y empleo. Los hallazgos indican que la dinámica contemporánea de las empresas está muy distante de semejarse a un modelo de competencia perfecta. Es más un conjunto de organizaciones con crecimiento asimétrico, con características muy distintivas entre corporaciones, que se encuentra al principio de la distribución que de las que se posicionan al final, con diferencias de productividad y diversidad en capacidades para implementar estrategias de crecimiento, como economías de escala, fusiones y adquisiciones, entre otras (Segarra y Teruel, 2012).

TEORÍA E HIPÓTESIS

George Kingsley Zipf (1902-1950), lingüista de la Universidad de Harvard, descubrió esta ley que en su honor lleva su nombre (Zipf, 1943). Zipf demostró que al graficar el logaritmo de las frecuencias de aparición de las palabras en la novela *Ulyses*, de James Joyce, contra el logaritmo de su posición en el *ranking*, se genera una recta con pendiente -1 (Martínez-Mekler et al., 2009). Este patrón se presenta en diversos fenómenos naturales, sociales y económicos, por ejemplo, en el tamaño de las ciudades (Gabaix, 1999), en la intensidad de erupciones solares, en el tráfico de páginas web (Adamic y Huberman, 1999; Sampedro, 2009), en la magnitud de terremotos (Newman, 2005), en las citas de artículos científicos (Petersen et al., 2011), en la frecuencia de los apellidos, en los movimientos más populares del juego de ajedrez, en el factor de impacto de los *journals* académicos (Mansilla et al., 2007), en la formación de nubes moleculares (Lombardi, Alves y Lada, 2015), en la movilidad humana (Zhao, Musolesi, Hui, Rao y Tarkoma, 2015), entre otros.

Respecto de la ley de Zipf en el ámbito económico, Gabaix (2009) la ubica en aspectos como la distribución del ingreso y la riqueza, la distribución de variables financieras, los retornos de activos y los volúmenes de transacción. Pero de todo ello, el asunto que concierne a esta investigación es que el tamaño de las empresas sigue una distribución Zipf dada por la ecuación (1):

$$P(f) \sim 1 / f^n \quad (1).$$

Donde $P(f)$ es la probabilidad del evento en el *rank* f y n está cercano a 1. Por tanto, los elementos ordenados de mayor a menor siguen una sucesión que guarda la siguiente proporción: 1, $\frac{1}{2}$, $\frac{1}{3}$, $\frac{1}{4}$, y así sucesivamente (Manaris, Pellicoro, Pothering y Hodges, 2006).

Desde el inicio del presente siglo, se han realizado algunos estudios empíricos para verificar la ley de Zipf. Axtell (2001) estudió la concentración de las grandes empresas de los Estados Unidos medida por el número de empleados y estimó el coeficiente de Zipf en valores que oscilaron de 0,9966 a 1,0039 con datos de 1988 a 1997. En otro estudio, Cabral y Mata (2003) encontraron que la

distribución del tamaño de las empresas guarda relación con la edad que tienen estas en el mercado; cuanto mayor edad mayor propensión a mantenerse en la competencia. Su estudio se enfocó, principalmente, en Portugal, pero también hicieron comparaciones con Alemania, Francia y el Reino Unido. Por su parte, Ganugi, Grossi y Crosato (2004) encontraron en Italia que la distribución de Pareto se ajusta razonablemente en los sectores de las tecnologías de la información y de la comunicación (TIC) y la mecánica. También Fujiwara, Di Guilmi, Aoyama, Gallegati y Souma (2004) confirmaron la ley de Zipf en un estudio empírico que incluyó 260 000 empresas europeas en el periodo de 1992 a 2001. Luttmer (2007) también corroboró el cumplimiento de la ley de Zipf en los Estados Unidos, pero, además, relacionó esta ley con las barreras de entrada a las que se enfrentan las nuevas empresas que ingresan al mercado.

En investigaciones más recientes, se pueden mencionar las realizadas por Gallegati y Palestini (2010), quienes encontraron una distribución Pareto para una muestra de 225 000 empresas de Italia y usaron como variable el número de empleados. Zhang et al. (2009) confirmaron la ley de Zipf en China al analizar las quinientas empresas más grandes que operan en ese país, con los ingresos como variable de estudio, y encontraron un coeficiente que osciló entre 0,960 y 1,013 en el periodo de 2002 a 2007. En los Países Bajos, Cefis, Marsili y Schenk (2009) encontraron que más de 50 000 firmas de manufactura se ajustan a una distribución de Pareto, y además analizaron su relación con los procesos de fusiones y adquisiciones. En México, Benita y Martínez (2011) estudiaron la ley de Zipf y tomaron como variable el número de empleados de las empresas. Un estudio aún más reciente es el de Zambrano et al. (2015), quienes identificaron la ley de Zipf en España. Pero, además, encontraron en su modelo que, cuando el valor absoluto del exponente de Zipf es mayor de 1, se favorece la creación de empresas, mientras que cuando es menor de 1 se favorece la destrucción de estas. Por lo anterior, en este estudio se asume que:

Hipótesis 1: La ley de Zipf, y su generalización la DBGD, describe la distribución de las quinientas empresas más importantes de México (2006-2017).

La ley de Zipf también se ha identificado en fenómenos globales. Por ejemplo, en un estudio que realizaron con datos de 1900 a 2008, Cristelli, Batty y Pietronero (2012) encontraron que la ley de Zipf se cumple para el producto interno bruto (PIB) de las naciones. Recalcan, además, que, conforme ha transcurrido el tiempo, el ajuste hacia el exponente de Zipf (-1) ha estado mejorando. Este efecto surge de una mejor coherencia interna de los elementos, lo que atribuye al proceso de globalización que se ha intensificado en las últimas décadas. Por otra parte, Di Giovanni, Levchenko y Ranciè (2011) hallaron que el comercio internacional afecta la distribución del tamaño de las empresas, ya que el exponente de Zipf es más alto en las empresas que son exportadoras que en aquellas que no lo son.

Para comprobar la ley de Zipf, Di Giovanni et al. (2011) utilizaron diferentes variables, entre ellas, ventas, número de empleados, utilidades netas, activos, utilidades antes de intereses e impuestos (EBITA, por sus siglas en inglés), entre otros.

En este estudio se presupone que la variable ventas es la más adecuada para reproducir la distribución Zipf, debido a que otras variables como el número de empleados o los activos introducen cierto grado de subjetividad, ya que hay empresas intensivas en mano de obra y otras intensivas en capital. Por ejemplo, en los Estados Unidos, la industria manufacturera es uno de los sectores que más empleados contrata, pero su nivel de rentabilidad es de apenas el 8,4 % por lo que se coloca en la novena posición en el *ranking* de sectores más rentables (Foro Económico Mundial, 2015). En cambio, los servicios tecnológicos que emplean un número significativamente menor de personas tienen una mayor rentabilidad (16,10 %) y ocupan el tercer lugar del mismo *ranking*. Esta ambigüedad también ocurre al analizar los activos de las empresas, por lo que se presupone que la variable monto de ventas es menos subjetiva y más adecuada para el estudio en cuestión. Así se tiene que:

Hipótesis 2: La variable que mejor reproduce la ley de Zipf para las empresas más importantes que operan en el mercado mexicano es el nivel de ventas.

Un aspecto muy interesante de la distribución de Zipf, que no se había considerado en estudios anteriores, lo hallaron Segarra y Teruel (2012). Estos autores utilizaron una base de datos de más de 50 000 empresas manufactureras de España de 2001 a 2006 y encontraron que aquellas que se encuentran ubicadas a la izquierda de la distribución, es decir, las más grandes, son más homogéneas que las pequeñas, lo que les permite tener una mayor capacidad para implementar economías de escala y mayores niveles de productividad. Estas características particulares de las empresas más grandes y que las distinguen de las más pequeñas están relacionadas con la madurez de la organización y la profesionalización de sus empleados. Es decir, que para Segarra y Teruel la variable edad de las empresas influye en la distribución Zipf. Por lo anterior, en este estudio se asume que:

Hipótesis 3: Al ordenar a las quinientas empresas más importantes que operan en el mercado mexicano por su edad, se cumple la ley de Zipf.

La mayoría de los trabajos citados utilizaron una muestra de empresas amplia y generalizada de diversos giros, es decir, emplearon un nivel agregado. Solo una minoría de estudios focalizó su análisis en un sector específico de la economía. Por ejemplo, Ganugi et al. (2004) incluyeron en su muestra empresas de las TIC. Ganugi, Grossi y Gozzi (2005) hicieron lo propio con empresas dedicadas a la mecánica. Por otro lado, Cefis et al. (2009) se abocaron a empresas de la industria manufacturera y también se analizan los datos a nivel sectorial (Tabla 1).

Hipótesis 4: La ley de Zipf no solo se cumple a nivel agregado, sino también a nivel sectores de la economía mexicana.

En los estudios empíricos citados en relación con la ley de Zipf, los investigadores han hallado un exponente cercano al valor teórico de -11 , pero no ha sido posible encontrar un ajuste perfecto entre el valor empírico y el teórico. Por ello, Gabaix e Ioannides (2004), quienes son autoridades reconocidas en este asunto, indicaron que se puede aceptar la ley de Zipf con valores para el exponente que se encuentran en el rango $-0,8$, $-1,21$. Por otro lado, se ha encontrado que la diferencia entre

Tabla 1.

Resumen de estudios recientes sobre la ley de Zipf

Autor(es) y año	Variable de estudio	País	Muestra	Resultados
Zambrano et al. (2015)	Utilidades antes de intereses e impuestos	España	1 155 142 empresas, 2002-2012	Se favorece la creación de empresas cuando el valor absoluto de Zipf es superior a 1; cuando es menor de 1, se favorece la destrucción.
Segarra y Teruel (2012)	Ventas y número de empleados	España	50 000 empresas del sector manufacturero, 2001-2006	Las empresas más grandes, ubicadas a la izquierda de la distribución, son más homogéneas que las más pequeñas, y tienen mayor capacidad para implementar economías de escala.
Cristelli et al. (2012)	PIB, población	Global	PIB de las naciones, 1900-2008, población de las naciones	El PIB de las naciones se comporta como distribución Zipf. A medida que el mundo se globaliza, el valor empírico de Zipf se ajusta más al valor teórico de Zipf.
Di Giovanni, et al. (2011)	Ventas	Francia	Empresas con ventas mínimas anuales de EUR 750 000, 2006	El comercio internacional afecta el valor de Zipf. El valor de Zipf es más alto en empresas exportadoras.
Benita y Martínez (2011)	Número de empleados	México	Empresas manufactureras de México para 1998, 2003 y 2008	El cumplimiento de la ley de Zipf depende del método que se utilice, para ello aplica cuatro métodos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), exponente de Pareto, máxima verosimilitud de Hill y estadístico LMZ de Urzúa.
Podobnik, Horvatic, Petersen, Urošević y Stanley (2010)	Activos	Estados Unidos	2545 empresas del Nasdaq y 1680 del NYSE	Se encontró la ley de Zipf con un valor para el coeficiente <i>a</i> de 1,11.

(Continúa)

Tabla 1.
Resumen de estudios recientes sobre la ley de Zipf

Autor(es) y año	Variable de estudio	País	Muestra	Resultados
Gallegati y Palestirini (2010)	Número de empleados	Italia	225 000 empresas	Confirman que la distribución de las empresas es una distribución Pareto solo a nivel agregado, lo que no sucede en sectores.
Di Giovanni y Levchenko (2013)	Ventas	Las cincuenta economías más grandes	Miles de empresas de cada país	Se confirmó la ley de Zipf en la mayoría de los países de estudio con datos del periodo 2006 a 2008.
Zhang et al. (2009)	Ingresos	China	Las quinientas empresas más grandes, 2002-2007	Calcularon el valor de Zipf en ese país con valores en el periodo que oscilaron entre 0,960 y 1,013.
Cefis et al. (2009)	Número de empleados	Países Bajos	Empresas manufactureras	Relacionaron la ley de Zipf con los procesos de fusiones y adquisiciones que hacen las grandes empresas.
Luttmer (2007)	Número de empleados	Estados Unidos	Base de datos del U.S. Census Bureau	Relacionó la ley de Zipf con las barreras de entrada a las que se enfrentan las nuevas empresas que pretenden ingresar al mercado.
Ganugi et al. (2005)	Ventas y activos	Italia	Empresas de la industria mecánica, 1997, 1999	Encontró un comportamiento lognormal en dos de cuatro regiones de Italia. También descubrió en su análisis una violación a la ley de Gibrat (1931), trabajo seminal de la ley de Zipf.

Fuente: elaboración propia.

la distribución teórica y la distribución empírica de Zipf se da por divergencias en las colas de la distribución. Para corregir esto, recientemente se ha utilizado la DBGD (Mansilla et al., 2007), que permite trincar la discrepancia de las colas y lograr un mejor ajuste respecto del exponente de Zipf (Petersen et al., 2011). Esta DBGD está dada por la ecuación (2):

$$P(r) = A(N + 1 - r)^b/r^a \quad (2).$$

Donde r es la posición que ocupa la empresa en la lista ordenada de mayor a menor, N es el número máximo de datos, A una constante normalizada, a y b son los exponentes de ajuste (Martínez-Mekler et al., 2009). Debido a que la ley de Zipf es el equivalente discreto de la distribución de Pareto, se infiere que:

Hipótesis 5: En la distribución de las quinientas empresas más importantes de México se cumple la regla del 80-20 (principio de Pareto).

Para cerrar este apartado, se presenta en la Tabla 1 un resumen de los trabajos más recientes sobre la confirmación de la ley de Zipf en varios países, así como la vinculación de este fenómeno con otros aspectos del entorno económico en que se encuentran inmersas las empresas.

METODOLOGÍA

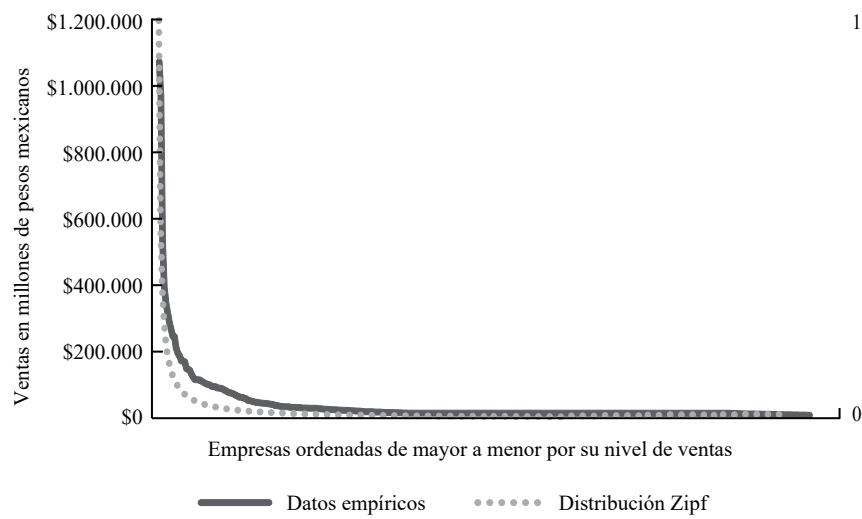
La base de datos utilizada para probar las hipótesis del estudio es el *ranking* de las quinientas empresas más importantes de México publicado por la revista *CNN Expansión* en el periodo de 2006 a 2017, que contiene los valores de las distintas variables con las que se ha estudiado el valor de Zipf, tales como ventas, utilidad neta, activos, número de empleados, entre otras. La ley de Zipf tiene un principio denominado regla de rango. Esto implica que la segunda observación debe tener la mitad del tamaño de la primera observación, la tercera observación debe tener la tercera parte del tamaño de la primera observación, y así sucesivamente hasta la enésima observación. En la Figura 1 se compara la base de datos de ventas de las quinientas empresas más importantes de México (2017) con la distribución Zipf.

Para encontrar el valor del exponente de Zipf mediante la DBGD, se aplica logaritmo natural a la ecuación (2) como sigue:

$$\ln P = \ln A + b \ln (N + 1 - r) - a \ln r \quad (3).$$

Para realizar las regresiones de la DBGD, se utilizó el paquete estadístico Matlab y se consultó las sintaxis correcta para cada código en el portal de documentación de MathWorks (s. f.). El primer paso fue realizar la prueba de bondad de ajuste de los datos a la distribución. Para ello, se creó en Matlab un vector denominado *BaseDeDatos* que contiene los datos observados de cada año. Luego, se procedió a comparar los datos con la distribución teórica mediante la instrucción *prueba=fitdist(BaseDeDatos, 'Beta')*. Finalmente, se realizó la prueba de ajuste con el comando *[h p std]=chi2gof(BaseDeDatos, 'CDF', prueba)*. Donde h invoca el resultado de la prueba, p invoca el p -valor y std invoca el estadístico de prueba.

Figura 1.
Ventas de las quinientas empresas más importantes de México en 2017



Fuente: elaboración propia con datos de *CNN Expansión* (2018).

El resultado de esta prueba fue $h = 0$, lo que significa que no se rechaza la hipótesis nula con una significancia del 5 %. En otras palabras, el resultado indica que los datos en el vector BaseDeDatos se ajustan a la distribución beta. Este ejercicio se realizó con las cuatro variables de estudio y en todas ellas el resultado que se obtuvo fue $h = 0$, por tanto, los datos del panel se ajustan a la distribución en comento.

Valor de Zipf medido con cuatro variables

Los resultados de calcular el valor del coeficiente de Zipf para el periodo de 2006 a 2017 se presentan en las Tablas 2 y 3 y la Figura 2. Se cumple la ley de Zipf cuando el valor absoluto del exponente $a = 1$; sin embargo, encontrar dicho valor puntual en los fenómenos reales es casi imposible, por lo que Gabaix e Ioannides (2004) proponen un intervalo más holgado. Para estos autores, si el valor absoluto del coeficiente a se encuentra entre 0,80 y 1,20, se considera un comportamiento Zipf. Al tomar como base este intervalo, se confirma que para cada año y con cada una de las variables se cumple la ley de Zipf. Con la variable ventas, se encontró un valor promedio de a de $-0,9793$, con la variable activos este valor correspondió a $-1,0836$, con la utilidad neta se obtuvo $-0,9882$ y con el número de empleados $-0,8759$. Por ello, se concluye que la variable utilidad neta es la que más se asemeja al valor teórico de Zipf; le sigue el nivel de ventas, luego los activos y, finalmente, la variable que menos se asemeja es el número de empleados.

Tabla 2.Valor de a medido con las variables ventas y activos (2006-2017)

Año	Ventas				Activos			
	Inferior 95 %	a	Superior 95 %	R ²	Inferior 95 %	a	Superior 95 %	R ²
2006	-0,8517	-0,8766	-0,9014	0,9877	-1,1173	-1,1438	-1,1703	0,9921
2007	-0,8770	-0,9001	-0,9231	0,9876	-1,1254	-1,1484	-1,1713	0,9934
2008	-0,9244	-0,9449	-0,9654	0,9890	-1,1001	-1,1211	-1,1420	0,9939
2009	-0,9428	-0,9601	-0,9773	0,9908	-1,0866	-1,1056	-1,1247	0,9948
2010	-0,9731	-0,9911	-1,0092	0,9895	-1,0581	-1,0785	-1,0989	0,9939
2011	-0,9942	-1,0121	-1,0301	0,9886	-1,0162	-1,041	-1,0659	0,9911
2012	-0,9922	-1,0089	-1,0255	0,9896	-1,0635	-1,088	-1,1125	0,9904
2013	-1,0183	-1,0362	-1,0541	0,9863	-1,0686	-1,0917	-1,1148	0,9909
2014	-1,0194	-1,0378	-1,0562	0,9850	-1,0681	-1,0893	-1,1105	0,9927
2015	-0,9814	-0,9974	-1,0134	0,9881	-1,0268	-1,0488	-1,0708	0,9921
2016	-0,9757	-0,9926	-1,0094	0,9864	-1,0191	-1,0405	-1,0619	0,9929
2017	-0,9777	-0,9937	-1,0097	0,9877	-0,9864	-1,0060	-1,0256	0,9939
Promedio		-0,9793		0,9880		-1,0836		0,9927

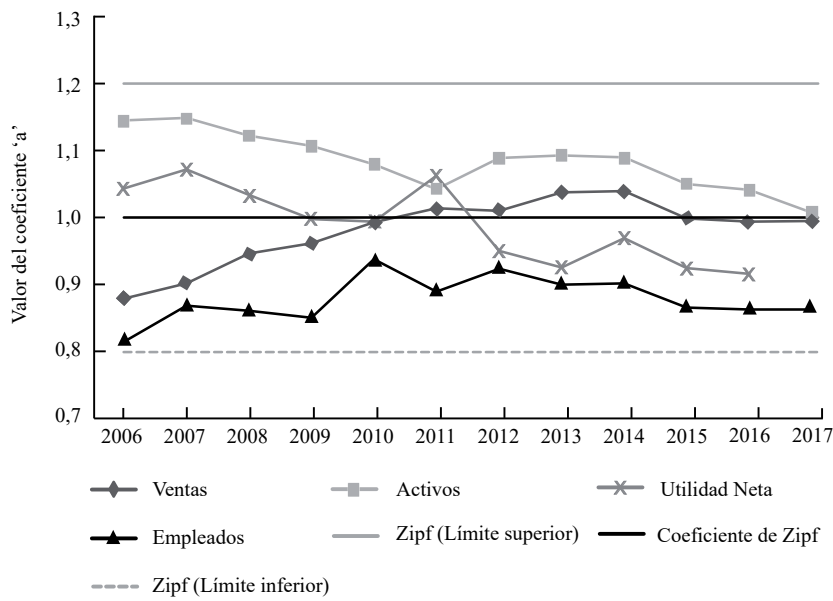
Fuente: elaboración propia.

Tabla 3.Valor de a medido con la utilidad neta y número de empleados (2006-2017)

Año	Utilidad neta				Empleados			
	Inferior 95 %	a	Superior 95 %	R ²	Inferior 95 %	a	Superior 95 %	R ²
2006	-1,0072	-1,0416	-1,0760	0,9901	-0,7899	-0,8121	-0,8343	0,993
2007	-1,0497	-1,0705	-1,0912	0,9961	-0,8408	-0,866	-0,8913	0,9903
2008	-0,9933	-1,0322	-1,0711	0,9875	-0,8360	-0,859	-0,8820	0,9918
2009	-0,9789	-0,9961	-1,0134	0,9965	-0,8307	-0,8481	-0,8656	0,9947
2010	-0,9756	-0,9925	-1,0094	0,9969	-0,9138	-0,9358	-0,9578	0,9913
2011	-1,0409	-1,0612	-1,0814	0,9958	-0,8696	-0,8869	-0,9042	0,9942
2012	-0,929	-0,9483	-0,9676	0,9953	-0,9031	-0,9216	-0,9401	0,9921
2013	-0,8974	-0,9233	-0,9492	0,991	-0,8797	-0,8976	-0,9156	0,9927
2014	-0,9477	-0,9678	-0,9878	0,9948	-0,8832	-0,8997	-0,9162	0,9935
2015	-0,8905	-0,9228	-0,9552	0,9875	-0,8440	-0,8632	-0,8823	0,9916
2016	-0,8851	-0,9140	-0,9429	0,9895	-0,8444	-0,8606	-0,8768	0,9940
2017	—	—	—	—	-0,8469	-0,8602	-0,8735	0,9961
Promedio		-0,9882		0,9928		-0,8759		0,9929

Fuente: elaboración propia.

Figura 2.
Valor del coeficiente *a* calculado con cuatro variables diferentes (2006-2017)



Fuente: elaboración propia.

Cabe señalar que el valor estimado del coeficiente *a* para todos los años y con todas las variables caen en el rango |0,80-1,20|, que, como se afirmó, es considerado un comportamiento Zipf por Gabaix e Ioannides (2004). También se debe hacer mención de la calidad de la estimación, pues, incluso, los valores inferiores y superiores a *a* caen dentro del rango |0,80-1,20|, excepto en 2006 con la variable empleados, en la que el valor inferior del coeficiente fue de 0,7899.

Valor de Zipf calculado por edad de las empresas

Para probar la hipótesis 2 de este estudio, se ordenaron las quinientas empresas por su edad. De ser cierta esta hipótesis, las empresas más antiguas deberían ser las que tuvieran mayores ventas, mayores utilidades, mayor capital y más empleados contratados. Los resultados de este ejercicio demostraron que en ningún caso se reproduce la ley de Zipf (Tabla 4). Esto implica que las empresas más antiguas no son las que tienen mejor posición en el *ranking* respecto de las variables de estudio.

En la Figura 3, de izquierda a derecha, están ordenadas las empresas mexicanas de acuerdo con su nivel de activos (eje secundario), y en el eje principal, por su edad. Si la edad de las empresas tuviera un comportamiento Zipf, se esperaría que la curva del eje principal fuera descendente de izquierda a derecha. En cambio, presenta altibajos, lo que indica que hay empresas más jóvenes con un mayor nivel de activos y empresas más antiguas con menor valor de estos. El mismo patrón sucede si se consideran las ventas, la utilidad neta o el número de empleados. En

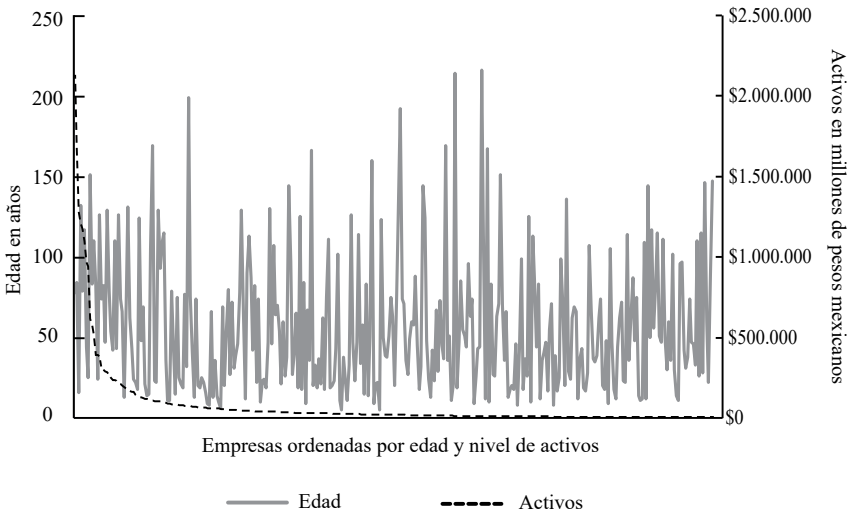
Tabla 4.
Cálculo del valor de Zipf por *ranking* de edad de las empresas

Variable de estudio	<i>a</i>	R ²
Ventas	−0,0724	0,0726
Utilidad neta	−0,2256	0,0222
Activos	−0,1191	0,0040
Número de empleados	−0,0030	0,0536

Fuente: elaboración propia.

conclusión, la edad de la empresa no sigue un comportamiento Zipf. Por ejemplo, la empresa América Móvil, con apenas dos décadas de haber sido creada, es la tercera más grande de México medida por el valor de sus activos. Estos casos de empresas jóvenes que se encuentran en los primeros lugares del *ranking* son la causa de que no se cumpla la ley de Zipf por edad de las empresas.

Figura 3.
Edad de empresas comparada con el valor de sus activos (2014)



Fuente: los activos se elaboraron con información de *CNN Expansión* (2018). La edad se tomó de la Bolsa Mexicana de Valores (2016). Para las empresas que no cotizan se consultó su página web.

Valor de Zipf por sector económico

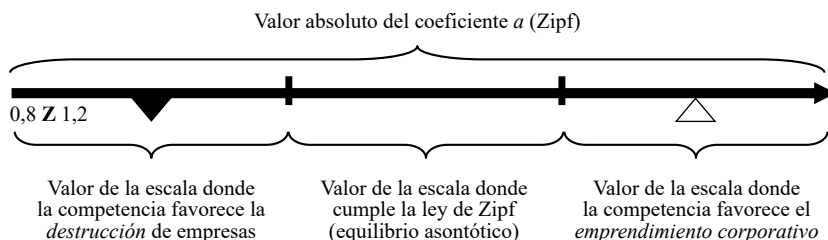
De acuerdo con el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN) elaborado a partir de la firma del Tratado de Libre Comercio de América

del Norte (TLCAN), la actividad económica se divide en veinte sectores. Se utilizó la lista de las quinientas empresas más importantes de México (2006-2017) para verificar si, al clasificar las empresas por sectores económicos y ordenarlas de mayor a menor, se producía la ley de Zipf. De los veinte sectores económicos que establece el SCIAN, algunos no tienen representatividad en el *ranking* mencionado, por ello, solo fue posible calcular el valor del coeficiente de Zipf para seis sectores económicos: minería, construcción, industrias manufactureras, comercio, transportes, correos y almacenamiento, servicios financieros y de seguros.

La Figura 4 muestra la propuesta de una escala que permite medir la intensidad de la competencia entre corporaciones. Esta es la parte toral de nuestra investigación y lo que consideramos nuestra principal contribución, pues combinamos dos aportaciones previas sobre la ley de Zipf: los trabajos de Gabaix e Ioannides (2004) y de Zambrano et al. (2015). Al armonizar estas aportaciones, se puede dar lugar al nacimiento de un instrumento que nos permita monitorear la intensidad de la competencia de las corporaciones en los distintos sectores de la economía. Para crear esta escala, se retoma, en primer lugar, lo que Gabaix e Ioannides (2004) identifican como un comportamiento Zipf. Esto es, cuando el valor del coeficiente a se encuentra en el intervalo: $[-0,80, -1,20]$. En esta escala, se ha decidido señalar con el símbolo **Z** cuando la competencia entre las corporaciones en su respectivo sector económico presente un comportamiento Zipf.

Figura 4.

Escala para medir la competencia entre corporaciones mediante el coeficiente de Zipf



Fuente: elaboración propia.

Un comportamiento Zipf implica que un sector de la economía está concentrado, sin embargo, esta concentración se puede agudizar aun más. Aquella zona donde la competencia es aún más intensa se ha señalado con el símbolo ▼, lo que implica que se puede favorecer la destrucción de empresas. Esta zona es el equivalente a la que Zambrano et al. (2015) han conceptualizado como *hell*. Para entender más a fondo la mortalidad de las corporaciones, se recomienda revisar el trabajo de Daepf, Hamilton, West y Bettencourt (2015). Para terminar de construir nuestra escala, se ha utilizado el símbolo △, que señala la zona donde hay mayor asimetría en los datos de las variables de estudio. La interpretación económica de ese comportamiento de los datos puede ser entendido como una leve desconcentración del sector, lo que favorece la creación de nuevas empresas (Zambrano et al., 2015), por lo que esta zona la podríamos denominar de emprendimiento corporativo.

La Tabla 5 y la Figura 5 muestran los valores de Zipf calculados para los sectores económicos en los que fue posible aplicar la metodología de la DBGD con la variable utilidad neta. Los valores señalados con ▼ implican que la diferencia en el tamaño de las empresas no es tan pronunciada como en una secuencia Zipf, en otras palabras, consiste en una competencia entre empresas más homogéneas. La Figura 5 muestra la intensidad de la competencia por sector en el periodo de 2006 a 2016 (nuestra fuente de información no tiene datos para utilidad neta de 2017). El único sector que durante el periodo de estudio persistió en tener un comportamiento Zipf fue el de servicios financieros y de seguros. Los demás sectores presentan variaciones moderadas y cambios intermitentes entre las zonas Z y ▼. Se han suavizado las curvas para abonar a la mejor visualización del comportamiento histórico del coeficiente a .

En la Tabla 6 y la Figura 6 se muestran los cálculos del valor de Zipf para los sectores de la economía, pero esta vez calculados con la variable ventas. Nuevamente el sector de servicios financieros y de seguros es el que persiste en su comportamiento Zipf, mientras que los demás tienen cambios intermitentes, pero con prevalencia a la destrucción de empresas. En esta tabla, lo relevante es que el sector de la minería se encuentra con valores que indican que favorece la creación de nuevas empresas. Esto se confirma con el hecho de que el 27 % de las empresas que aparecen en el *ranking* en ese sector son empresas que se crearon entre 2003 y 2009, es decir, empresas muy jóvenes que han logrado colocarse en los primeros lugares de ventas en dicho sector.

Tabla 5.

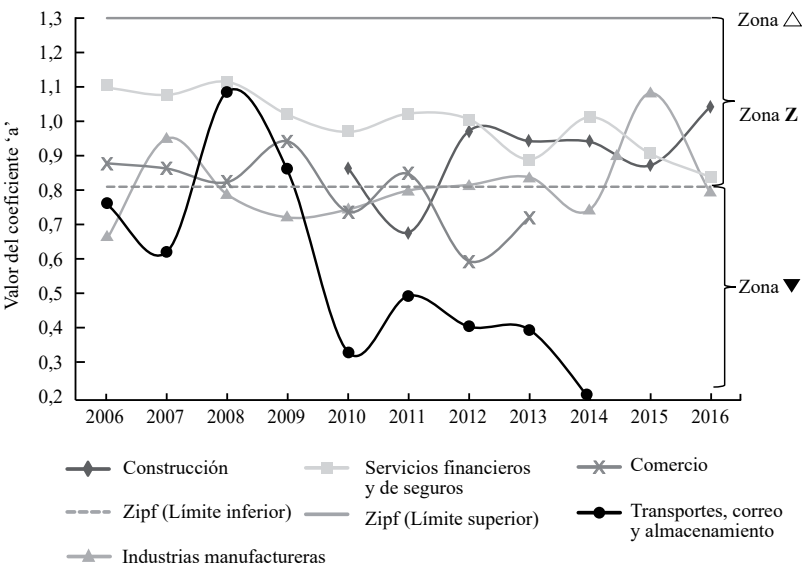
Valor de Zipf por sector económico calculado con la variable utilidad neta

Sectores Año	Construcción	Industrias manufactureras	Comercio	Transportes, correos y almacenamiento	Servicios financieros y de seguros
2006	*	0,6438 ▼	0,8697 Z	0,7471 ▼	1,0960 Z
2007	*	0,9435 Z	0,8537 Z	0,6067 ▼	1,0741 Z
2008	*	0,7752 ▼	0,8140 Z	1,0842 Z	1,1131 Z
2009	*	0,7076 ▼	0,9349 Z	0,8449 Z	1,0145 Z
2010	0,8538 Z	0,7318 ▼	0,7250 ▼	0,3055 ▼	0,9633 Z
2011	0,6634 ▼	0,7882 ▼	0,8376 Z	0,4742 ▼	1,0183 Z
2012	0,9665 Z	0,8048 Z	0,5778 ▼	0,3825 ▼	1,0017 Z
2013	0,9361 Z	0,8278 Z	0,7084 ▼	0,3733 ▼	0,8815 Z
2014	0,9343 Z	0,7303 ▼	*	0,1566 ▼	1,0078 Z
2015	0,8633 Z	1,0789 Z	*	*	0,8991 Z
2016	1,0384 Z	0,7821 ▼	*	*	0,8291 Z
2017	—	—	—	—	—

*Insuficiencia de datos para realizar cálculos.

Fuente: elaboración propia.

Figura 5.
Medición de la intensidad de la competencia por sector, utilidad neta 2006-2016



Fuente: elaboración propia

Tabla 6.
Valor de Zipf por sector económico calculado con la variable ventas

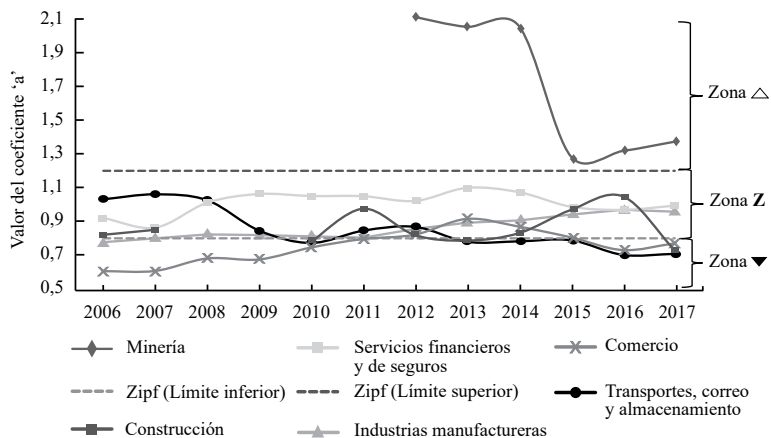
Sectores Año	Minería	Construcción	Industrias manufactureras	Comercio	Transportes, correos y almacenamiento	Servicios financieros y de seguros
2006	2,7019 Δ	0,8205 Z	0,7762 ▼	0,6064 ▼	1,0304 Z	0,9198 Z
2007	2,5494 Δ	0,8502 Z	0,7991 ▼	0,6077 ▼	1,0599 Z	0,8626 Z
2008	*	*	0,8228 Z	0,6811 ▼	1,0250 Z	1,0108 Z
2009	*	*	0,8188 Z	0,6754 ▼	0,8452 Z	1,0625 Z
2010	*	0,7768 ▼	0,8110 Z	0,7457 ▼	0,7720 ▼	1,0507 Z
2011	*	0,9758 Z	0,8047 Z	0,7958 ▼	0,8445 Z	1,0497 Z
2012	2,1116 Δ	0,8188 Z	0,8560 Z	0,8214 Z	0,8673 Z	1,0212 Z
2013	2,0529 Δ	0,7861 ▼	0,8928 Z	0,9145 Z	0,7790 ▼	1,0991 Z
2014	2,0584 Δ	0,8302 Z	0,9064 Z	0,8688 Z	0,7816 ▼	1,0735 Z
2015	1,2856 Δ	0,9683 Z	0,9408 Z	0,8058 Z	0,7881 ▼	0,9870 Z
2016	1,3176 Δ	1,0493 Z	0,9701 Z	0,7307 ▼	0,7015 ▼	0,9681 Z
2017	1,3726 Δ	0,7282 ▼	0,9576 Z	0,7702 ▼	0,7075 ▼	0,9933 Z

*Insuficiencia de datos para realizar cálculos.

Fuente: elaboración propia.

Figura 6.

Medición de la intensidad de la competencia por sector, ventas 2006-2017



Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 7 y la Figura 7 se presentan los cálculos del valor de Zipf con la variable activos. El único sector que se comporta como una distribución Zipf durante todo el periodo de estudio es el de las industrias manufactureras. En el sector de servicios financieros y de seguros, se muestra una concentración en activos a partir de 2011, cuando comienza a aparecer la ley de Zipf.

Tabla 7.

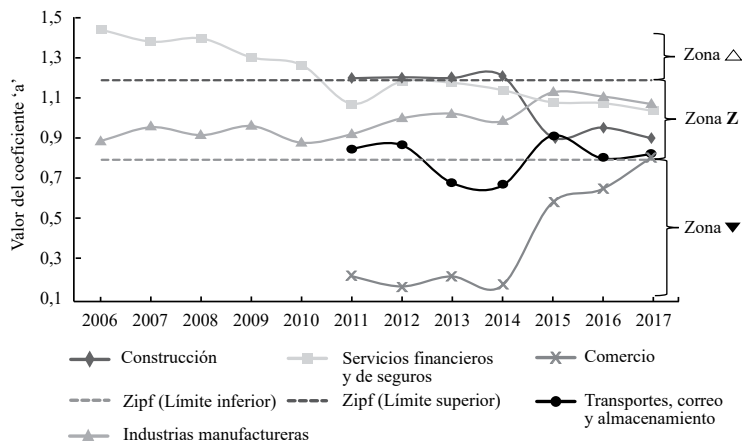
Valor de Zipf por sector económico calculado con la variable activos

Sectores Año	Construcción	Industrias manufactureras	Comercio	Transportes, correos y almacenamiento	Servicios financieros y de seguros
2006	*	0,8959 Z	*	*	1,4534 Δ
2007	*	0,9642 Z	*	*	1,3939 Δ
2008	*	0,9241 Z	*	*	1,4102 Δ
2009	*	0,9701 Z	*	*	1,3147 Δ
2010	*	0,8857 Z	*	*	1,2772 Δ
2011	1,2102 Δ	0,9289 Z	0,2148 ▼	0,8554 Z	1,0821 Z
2012	1,2154 Δ	1,0086 Z	0,1624 ▼	0,8753 Z	1,1940 Z
2013	1,2113 Δ	1,0330 Z	0,2128 ▼	0,6850 ▼	1,1875 Z
2014	1,2256 Δ	0,9929 Z	0,1638 ▼	0,6678 ▼	1,1517 Z
2015	0,9167 Z	1,1382 Z	0,5795 ▼	0,9207 Z	1,0899 Z
2016	0,9621 Z	1,1200 Z	0,6505 ▼	0,8089 Z	1,0857 Z
2017	0,9084 Z	1,0810 Z	0,8123 Z	0,8278 Z	1,0475 Z

*Insuficiencia de datos para realizar cálculos.

Fuente: elaboración propia.

Figura 7.
Medición de la intensidad de la competencia por sector, activos 2006-2017



Fuente: elaboración propia.

En la Tabla 8 y la Figura 8 se muestran los resultados del valor de Zipf calculados con el número de empleados. A excepción de 2013, el sector de servicios financieros y de seguros se comportó como una distribución Zipf. Las industrias manufactureras se comportan Zipf a partir de 2009. Los demás sectores tienen cambios intermitentes.

Tabla 8.
Valor de Zipf por sector económico calculado con la variable número de empleados

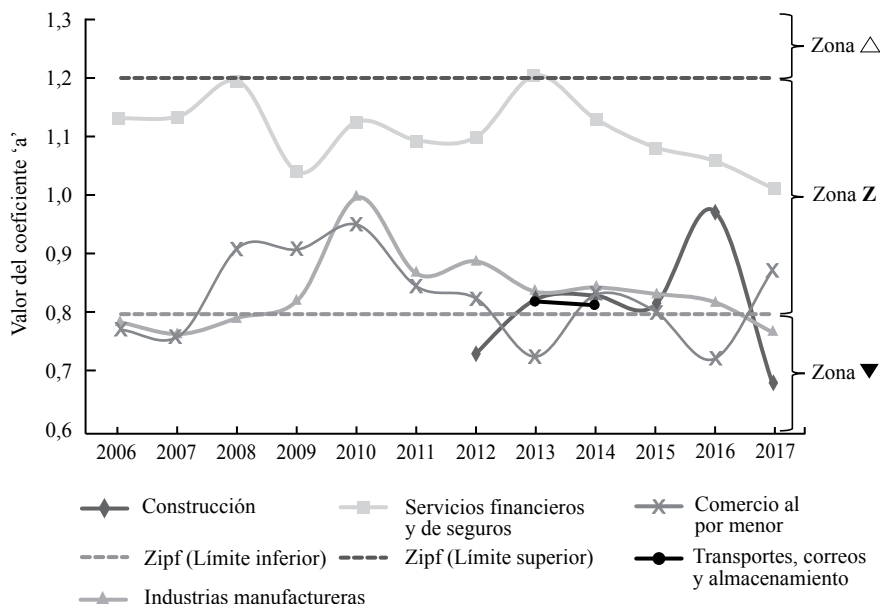
Sectores Año	Construcción	Industrias manufactureras	Comercio al por menor	Transportes, correos y almacenamiento	Servicios financieros y de seguros
2006	*	0,7853 ▼	0,7735 ▼	*	1,1311 Z
2007	*	0,7657 ▼	0,7644 ▼	*	1,1357 Z
2008	*	0,7938 ▼	0,9141 Z	*	1,1931 Z
2009	*	0,8249 Z	0,9098 Z	*	1,0396 Z
2010	*	0,9977 Z	0,9512 Z	*	1,1262 Z
2011	*	0,8677 Z	0,8464 Z	*	1,0940 Z
2012	0,7334 ▼	0,8891 Z	0,8263 Z	*	1,0997 Z
2013	0,8245 Z	0,8374 Z	0,7280 ▼	0,8215 Z	1,204 Δ
2014	0,8314 Z	0,8448 Z	0,8323 Z	0,8149 Z	1,1314 Z
2015	0,8134 Z	0,8341 Z	0,8062 Z	*	1,0830 Z
2016	0,9758 Z	0,8207 Z	0,7236 ▼	*	1,0599 Z
2017	0,6835 ▼	0,7685 ▼	0,8736 Z	*	1,0131 Z

*Insuficiencia de datos para realizar cálculos.

Fuente: elaboración propia.

Figura 8.

Medición de la intensidad de la competencia por sector, empleados 2006-2017



Fuente: elaboración propia.

El principio de Pareto

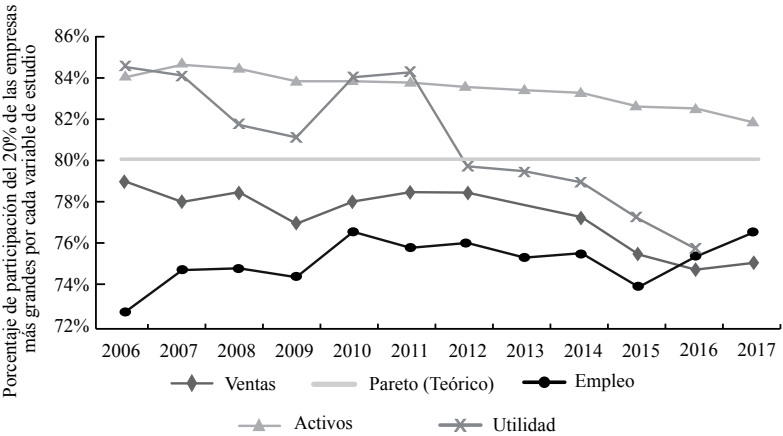
Pareto (1965), citado por Kitzberger (1999, p. 38), afirma que “hay una desigualdad distributiva” que es constante en la sociedad y que “tiene forma de curva o pirámide”. Esta curva —sesgada a la izquierda— es claramente visible en la Figura 1. Por su parte, Chen, Chong y Tong (1994) señalan que aproximadamente el 80 % de la riqueza se concentra en el 20 % de la población. En el presente estudio, la distribución de las quinientas empresas más importantes de México medida por ventas, utilidad neta, activos y número de empleados parece apegarse al principio de Pareto, ya que el 20 % de las empresas más importantes del *ranking* generaron de 2006 a 2017 en promedio el 77,21 % de las ventas, se apropiaron en promedio el 80,94 % de las utilidades netas, son propietarias en promedio del 83,47 % de los activos y contrataron al 74,99 % de los empleados (Tabla 9 y Figura 9).

Tabla 9.
Aproximación al principio de Pareto

Año	Ventas		Utilidad neta		Activos		Empleo	
	20 %*	80 %**	20 %*	80 %**	20 %*	80 %**	20 %*	80 %**
2006	78,91 %	21,09 %	84,52 %	15,48 %	84,02 %	15,98 %	72,51 %	27,49 %
2007	77,91 %	22,09 %	84,12 %	15,88 %	84,63 %	15,37 %	74,56 %	25,44 %
2008	78,39 %	21,61 %	81,70 %	18,30 %	84,44 %	15,56 %	74,66 %	25,34 %
2009	76,84 %	23,16 %	81,08 %	18,92 %	83,82 %	16,18 %	74,21 %	25,79 %
2010	77,94 %	22,06 %	84,02 %	15,98 %	83,84 %	16,16 %	76,44 %	23,56 %
2011	78,39 %	21,61 %	84,27 %	15,73 %	83,76 %	16,24 %	75,66 %	24,34 %
2012	78,36 %	21,64 %	79,65 %	20,35 %	83,54 %	16,46 %	75,91 %	24,09 %
2013	77,75 %	22,25 %	79,42 %	20,58 %	83,40 %	16,60 %	75,18 %	24,82 %
2014	77,17 %	22,83 %	78,88 %	21,12 %	83,26 %	16,74 %	75,40 %	24,60 %
2015	75,33 %	24,67 %	77,07 %	22,93 %	82,58 %	17,42 %	73,74 %	26,26 %
2016	74,59 %	25,41 %	75,62 %	24,38 %	82,49 %	17,51 %	75,22 %	24,78 %
2017	74,91 %	25,09 %	—	—	81,83 %	18,17 %	76,40 %	23,60 %
Promedio	77,21 %	22,79 %	80,94 %	19,06 %	83,47 %	16,53 %	74,99 %	25,01 %

*Representa el 20 % de las empresas más grandes de la lista de las quinientas empresas más importantes de México.
**Representa el 80 % de las empresas restantes de la misma lista.
Fuente: elaboración propia con datos de *CNN Expansión* (2018).

Figura 9.
Porcentaje de participación del 20 % de las empresas más grandes sobre las ventas, utilidad neta, activos y número de empleados (2006-2017)



Fuente: elaboración propia.

ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

A partir de la lista de las quinientas empresas más importantes de México (2006-2017) que publica la revista *CNN Expansión*, se calculó el coeficiente de Zipf mediante la metodología de la DBGD. Se encontró que para las cuatro variables de estudio: ventas, utilidad neta, activos y número de empleados, se cumplió la ley de Zipf durante todos los años (Tablas 2 y 3 y Figura 2), por tanto, se acepta la hipótesis 1 de este estudio. De las cuatro variables utilizadas, la que mayor aproximación obtuvo hacia el valor teórico del exponente de Zipf ($-1,000$) fue la utilidad neta con un valor de $-1,0037$, por lo que la hipótesis 2 queda rechazada, ya que inicialmente se asumió que la mejor variable para estudiar este fenómeno era el monto de las ventas.

En este estudio, se asumió que la edad de las empresas desempeña un papel importante para alcanzar una mayor participación en el nivel de ventas, utilidad neta, activos y número de empleos generados. Cuanto mayor era la edad de la empresa, se esperaba una mayor participación, sin embargo, los resultados de la Tabla 4 y la Figura 3 muestran que la distribución por edad de la empresa no sigue la ley de Zipf. Esto es resultado de la existencia de empresas relativamente muy jóvenes, que a la vez son muy grandes, porque son producto, en algunos casos, de la privatización de paraestatales, de fusiones entre corporaciones, o resultado del emprendimiento corporativo. Por esta razón, se rechaza la hipótesis 3 de este estudio. Otro aspecto que propicia que la distribución de la edad de las empresas no se comporte Zipf es la mortalidad de estas, fenómeno que han estudiado Daepf et al. (2015). De acuerdo con su estudio, la esperanza de vida de las corporaciones es de una década y las fusiones y adquisiciones son su principal causa de mortalidad.

Debido a que la base de datos permite clasificar las empresas por sector económico, se procedió a verificar si la ley de Zipf se presentaba también a este nivel desagregado. De los veinte sectores económicos en que divide la economía el SCIAN (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [Inegi], 2013), solo fue posible analizar seis: construcción, industrias manufactureras, comercio, transportes, correos y almacenamiento, servicios financieros y seguros, y minería. Los demás sectores no tienen representatividad en el *ranking* o los datos son insuficientes para implementar la DBGD. Los resultados de las Tablas 5, 6, 7 y 8 muestran que no se puede generalizar que la ley de Zipf se presente en todos los sectores de la economía, por lo que no se acepta la hipótesis 4 de este estudio. Sin embargo, cabe mencionar la peculiaridad de tres sectores: a) servicios financieros y de seguros que mantuvo un comportamiento Zipf durante todo el periodo de estudio cuando se utilizaron las variables ventas y utilidades netas; b) las industrias manufactureras también se comportaron Zipf en todo el periodo de estudio cuando este sector se analizó con la variable activos; y c) el sector de minería se comportó favorable al emprendimiento corporativo cuando se utilizó la variable ventas.

Zambrano et al. (2015) encontraron en su modelo que para ciertos valores de Zipf se favorecía la creación de empresas y para otros su destrucción. Al emular la

perspectiva de estos autores y combinarla con lo que Gabaix e Ioannides (2004) consideran un comportamiento Zipf, en las Tablas 5 a 8 se indica con los símbolos de la escala presentada en la Figura 4 en qué sectores y en qué años se favoreció la destrucción de empresas ($\blacktriangledown$), la creación de empresas (Δ) y cuándo está presente la ley de Zipf (Z).

El principio de Pareto parece estar presente en la distribución de las quinientas empresas más importantes de México, por lo que se acepta la hipótesis 5 de este estudio. Si bien las proporciones no se ajustan perfectamente a la regla del 80/20, hay una persistencia muy cercana con valores que oscilan entre el 72,51 % y el 84,63 %. La variable que mejor se ajusta al principio de Pareto es la utilidad neta, ya que, como lo muestra la Tabla 9 y la Figura 9, el 20 % de las empresas se apropió en promedio del 80,94 % de las utilidades netas del periodo de estudio.

LIMITACIONES Y ESTUDIOS POSTERIORES

Benita y Martínez (2011) probaron que, según el método que se use para analizar los datos, se puede o no cumplir con la ley de Zipf. Por ejemplo, ellos utilizaron el método de regresión lineal por MCO, la estimación del exponente de Pareto por MCO, el estimador de máxima verosimilitud de Hill y el estadístico LMZ de Urzúa (2001). Para algunos casos, se cumplió la ley de Zipf y para otros no. Zambrano et al. (2015) desarrollaron un método que emula la termodinámica en el ámbito de los negocios. Los niveles bajos del valor absoluto de Zipf los relacionó con el calor o con el infierno, ya que propicia la destrucción de las empresas. Mientras que valores de Zipf superiores a $|-1|$ los relacionaba con el azul o el cielo, ya que se propicia la creación de nuevas empresas. En este estudio, se utilizó la metodología de la DBGD con resultados muy favorables, pero convendría contrastarlos con los de otros métodos para confirmar resultados.

A pesar de que se utilizaron cuatro variables para calcular el valor de Zipf, existen otras que quedaron fuera del estudio como el EBITA o el activo neto, por lo que sería importante ampliar el estudio e incluirlas para corroborar si también con ellas se cumple la ley de Zipf. También sería importante trascender más allá de las variables tradicionales de las empresas y vincular la ley de Zipf con otros fenómenos de interés, como se ha visto en las investigaciones más recientes. Por ejemplo, el comercio internacional (Di Giovanni et al., 2011), economías de escala y productividad (Segarra y Teruel, 2012), la entropía (Zambrano et al., 2015), la mortalidad de las empresas (Daepf et al., 2015), por mencionar algunos.

Al realizar el análisis por sector económico, fue evidente que la base de datos de las quinientas empresas más importantes de México resultó ser pequeña para este propósito específico, ya que no había representatividad del total de sectores que contiene el SCIAN (Inegi, 2013). Solo fue posible realizar cálculos para seis sectores, cuatro de ellos de forma intermitente y, básicamente, solo dos sectores (industrias manufactureras y servicios financieros y de seguros) tuvieron

abundante información durante todo el periodo de estudio. En este sentido, se concluye que para realizar un análisis por sector económico más completo, en el futuro se requiere una base de datos mayor que la proporcionada por *CNN Expansión*.

Como segunda parte de este trabajo, sería importante contrastar los resultados de la escala diseñada en este estudio con hechos puntuales. Por ejemplo, en el caso del sector minero, se encontró que se favorecía la creación de empresas, indicador que concuerda con un 27 % de nuevas empresas creadas en ese sector en el periodo de estudio. Un estudio futuro con una base de datos más amplia, no solo permitiría aplicar la escala para todos los sectores que incluye el SCIAN, sino también cotejar los indicadores de la escala con el porcentaje de las empresas nuevas creadas o que se cerraron.

CONCLUSIONES

Los principales hallazgos del estudio fueron:

1. Se observó el cumplimiento de la ley de Zipf en las quinientas empresas más importantes de México en el periodo de 2006 a 2017 con las variables ventas, utilidades netas, activos y número de empleados.
2. Se encontró que la variable empírica que mejor reproduce el valor teórico de Zipf es la utilidad neta.
3. Se confirmó que la edad de las empresas no se comporta Zipf, por lo que se infiere que existen múltiples empresas jóvenes con mayor participación en las ventas, utilidades, activos y empleo que sus similares más antiguas.
4. Los sectores de la economía donde se encontró la ley de Zipf durante todo el periodo de estudio fueron las industrias manufactureras y los servicios financieros y de seguros.
5. Muchos estudios se limitan a hallar el coeficiente de Zipf en la distribución de las empresas, pero en este trabajo se abona en darle utilidad para medir la intensidad de la competencia en los sectores de la economía (Figura 4). Al emular a Zambrano et al. (2015), un valor de Zipf inferior al valor teórico (Hell) implica que se favorece la destrucción de empresas, un valor de Zipf por encima del valor teórico (Heaven) favorece la creación de nuevas empresas (emprendimiento corporativo) y el conjunto de valores entre $-0,80$ $-1,20$ es un comportamiento que evidencia la ley de Zipf.
6. Por último, se observó que en la distribución de las empresas se cumple la regla del 80/20 denominada principio de Pareto, ya que el 20 % de las corporaciones más grandes del *ranking* tienen aproximadamente el 80 % de participación en ventas, utilidad neta, activos y número de empleados.

El cumplimiento de la ley de Zipf en la distribución de las quinientas empresas más importantes de México, con cuatro variables de estudio diferentes, no deja

lugar a dudas de las asimetrías comerciales y de poder que ejercen las grandes corporaciones en el mercado mexicano; el poder de la mano visible (Chandler, 1977). El cumplimiento de esta ley indica que la economía mexicana está altamente concentrada. Si bien legalmente no existen monopolios en México, porque no están permitidos por la ley, se tiene que cada uno de los sectores de la economía mexicana está dominado por unas cuantas grandes empresas que rigen la dinámica del sector. Luego, la ley de Zipf se ha convertido en una herramienta fundamental para analizar las inequidades de ingresos y, en general, de la riqueza (Gabaix, 2016; Gabaix, Lasry, Lions y Moll, 2016; Toda y Walsh, 2015).

La escala implementada en el apartado de metodología de este estudio resulta por demás útil e interesante, porque mide la competencia de las grandes empresas como lo haría un termómetro. El modelo de Zambrano et al. (2015) que vincula la termodinámica (particularmente la entropía) a los negocios es novedoso y dota de utilidad al exponente de Zipf, que en ese sentido no solo confirma las asimetrías de las grandes empresas, sino que también permite inferir la intensidad de la competencia que se da entre ellas.

En este estudio (Tablas 5-8) se encontró que pocos valores de Zipf caen en símbolo Δ , es decir, en situaciones en las que se favorece la creación de nuevas empresas. Algunos de estos valores se ubicaron en el sector minero, y son consistentes con la realidad, ya que el 27 % de las empresas de la muestra con respecto a ese sector comenzaron a operar en años recientes, esto es, entre 2003 y 2009. Sin embargo, estos ejemplos son solo indicios de la aseveración; debido al trabajo que implica esta tarea, sería necesario hacer un estudio específico para corroborar que efectivamente en este sector se llevaron a cabo emprendimientos corporativos significativos. Por otra parte, los valores señalados con ∇ se presentaron continuamente y con diferentes variables en el sector de comercio, lo que permite inferir la intensa competencia que hay en empresas de ese sector, lo que Zambrano et al. (2015) llaman *the hell*. La muestra evidencia que en las últimas dos décadas solo tres empresas (de las quinientas más importante de México) entraron a competir en este sector. Tal vez las barreras de entrada a este sector sean grandes debido a que, según el World Economic Forum (2015), México tiene atractivo mercado interno.

La evidencia empírica de la distribución Zipf deja entrever la necesidad de acciones en cuanto a regulación y competencia económica, ya que se demostró que el 77,21 % de las ventas generadas y el 80,94 % de las utilidades en la economía mexicana se las apropian el 20 % de las corporaciones. Por esta alta concentración, se puede entender por qué el mercado accionario en México es relativamente pequeño, con apenas 145 corporaciones listadas (Bolsa Mexicana de Valores, 2016). Hay investigadores que opinan que, si esta ley de Zipf se da de forma natural, no debe buscarse alterarla artificialmente. Pero también hay académicos que tienen una postura en contra, como el nobel de economía Joseph E. Stiglitz (2000), quien afirma que estas concentraciones hacen ineficiente el mercado, y se crean

artificialmente por un capitalismo mal implementado, un *crony capitalism* (Ullmann, 1999).

Por otro lado, Piketty, Saez y Stantcheva (2014) han demostrado que el nivel de concentración puede ser manipulado artificialmente mediante las tasas impositivas que se les aplique a las empresas de ingresos altos, por lo que el nivel de concentración no debe ser dejado al libre mercado, sino eventualmente intervenido a través de las políticas públicas. Esto es necesario, ya que, como lo señalan Aoki y Nirei (2017), la riqueza que posee el 1 % de la población más rica se incrementó en más del doble de 1970 a 2010. En México, una académica reconocida que ha manifestado en múltiples ocasiones su crítica a la concentración de los sectores económicos, porque esta se materializa en precios más elevados para el consumidor final, es Denise Dresser (“Denise Dresser: el discurso”, 2015). Dadas estas grandes asimetrías del mercado, consideramos que el conocimiento de la intensidad de la competencia y su efecto en la concentración de los ingresos puede ser útil para el diseño de política económica y políticas públicas. Esta es la utilidad que puede tener la escala propuesta en este trabajo, como un termómetro en la dinámica de los sectores. Las Figuras 5-8 muestran que el comportamiento del coeficiente a es armonioso (no tiene cambios abruptos) y sigue una tendencia. Esta característica predecible en su comportamiento puede permitir a quienes planean las políticas públicas anticiparse a los efectos y actuar en consecuencia.

REFERENCIAS

1. Adamic, L., & Huberman, B. A. (1999). *The nature of markets in the World Wide Web*. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=166108
2. Aoki, S., & Nirei, M. (2017). Zipf's Law, Pareto's Law, and the Evolution of Top Incomes in the United States. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 36-71. <https://doi.org/10.1257/mac.20150051>
3. Axtell, R. L. (2001). Zipf distribution of U.S. firm sizes. *Science*, 293(5536), 1818-1820. <https://doi.org/10.1126/science.1062081>
4. Benita Maldonado, F. J., & Martínez Hernández, J. A. (2011). Regularidades empíricas de la estructura industrial mexicana: evidencia de la ley de Zipf. *Investigación y Ciencia*, 19(52), 21-26. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/674/67419879003.pdf>
5. Bolsa Mexicana de Valores. (2016). *Información de emisoras*. Recuperado de <http://www.bmv.com.mx/es/emisoras/informacion-de-emisoras>
6. Cabral, L., & Mata, J. (2003). On the evolution of the firm size distribution: Facts and theory. *American Economic Review*, 93(4), 1075-1090. <https://doi.org/10.1257/000282803769206205>
7. Cefis, E., Marsili, O., & Schenk, H. (2009). The effects of mergers and acquisitions on the firm size distribution. *Journal of Evolutionary Economics*, 19(1), 1-20. <https://doi.org/10.1007/s00191-008-0105-9>

8. Chandler, A. D. (1977). *The visible hand: The managerial revolution in American business*. Cambridge, EE. UU.: Harvard University Press.
9. Chen, Y. S., Chong, P. P., & Tong, M. Y. (1994). Mathematical and computer modelling of the Pareto principle. *Mathematical and Computer Modelling*, 19(9), 61-80. [https://doi.org/10.1016/0895-7177\(94\)90041-8](https://doi.org/10.1016/0895-7177(94)90041-8)
10. Clauset, A., Shalizi, C. R., & Newman, M. E. (2009). Power-law distributions in empirical data. *SIAM Review*, 51(4), 661-703.
11. CNN Expansión. (2018). *Ranking 2018: las empresas más importantes*. Recuperado de <https://expansion.mx/las-500-2018>
12. Cristelli, M., Batty, M., & Pietronero, L. (2012). There is more than a power law in Zipf. *Scientific Reports*, 2(812). <https://doi.org/10.1038/srep00812>
13. Daepf, M. I. G., Hamilton, M. J., West, G. B., & Bettencourt, L. M. A. (2015). The mortality of companies. *Journal of The Royal Society Interface*, 12(106), 20150120. <https://doi.org/10.1098/rsif.2015.0120>
14. Di Giovanni, J., & Levchenko, A. A. (2013). Firm entry, trade, and welfare in Zipf's world. *Journal of International Economics*, 89(2), 283-296. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.08.002>
15. Di Giovanni, J., Levchenko, A. A., & Ranciere, R. (2011). Power laws in firm size and openness to trade: Measurement and implications. *Journal of International Economics*, 85(1), 42-52. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.05.003>
16. Denise Dresser: el discurso. (2015, marzo 31). Recuperado de <https://www.youtube.com/watch?v=7DmcAsuEZJY>
17. Foro Económico Mundial. (2015, septiembre 29). *Las industrias más rentables en 2015*. Recuperado de <https://es.weforum.org/agenda/2015/09/las-industrias-mas-rentables-en-2015/>
18. Fujiwara, Y., Di Guilmi, C., Aoyama, H., Gallegati, M., & Souma, W. (2004). Do Pareto-Zipf and Gibrat laws hold true? An analysis with European firms. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 335(1-2), 197-216. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2003.12.015>
19. Gabaix, X. (1999). Zipf's law for cities: An explanation. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 739-767. <https://doi.org/10.1162/003355399556133>
20. Gabaix, X. (2009). Power laws in economics and finance. *Annual Review of Economics*, 1(1), 255-294. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.050708.142940>
21. Gabaix, X. (2016). Power laws in economics: An introduction. *Journal of Economic Perspectives*, 30(1), 185-206. <https://doi.org/10.1257/jep.30.1.185>
22. Gabaix, X., & Ioannides, Y. M. (2004). The evolution of city size distributions. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4(4), 2341-2378. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(04\)07053-4](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(04)07053-4)

23. Gabaix, X., Lasry, J. M., Lions, P. L., & Moll, B. (2016). The dynamics of inequality. *Econometrica*, 84(6), 2071-2111. <https://doi.org/10.3982/ECTA13569>
24. Gallegati, M., & Palestini, A. (2010). The complex behavior of firms' size dynamics. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 75(1), 69-76. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.03.009>
25. Ganugi, P., Grossi, L., & Crosato, L. (2004). Firm size distributions and stochastic growth models: A comparison between ICT and Mechanical Italian Companies. *Statistical Methods and Applications*, 12(3), 391-414. <https://doi.org/10.1007/s10260-003-0073-z>
26. Ganugi, P., Grossi, L., & Gozzi, G. (2005). Testing Gibrat's law in Italian macro-regions: Analysis on a panel of mechanical companies. *Statistical Methods and Applications*, 14(1), 101-126. <https://doi.org/10.1007/BF02511577>
27. Gibrat, R. (1931). *Les inégalités économiques: applications: aux inégalités des richesses, à la concentration des entreprises, aux populations des villes, aux statistiques des familles, etc: d'une loi nouvelle: la loi de l'effet proportionnel*. París, Francia: Recueil Sirey.
28. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2013). *Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte, México SCIAN 2013*. Ciudad de México, México: Autor. Recuperado de <http://biblioteca.semarnat.gob.mx/janium/Documentos/Ciga/Libros2011/CD001661.pdf>
29. Kitzberger, P. (1999). Eficiencia, justicia y política en el sentido de Pareto. *Boletín de La Sociedad Argentina de Análisis Político*, 5(8), 33-48. Recuperado de <https://revista.saap.org.ar/contenido/boletin-1999-otono/ot-philipdefi.pdf>
30. Lombardi, M., Alves, J., & Lada, C. J. (2015). Molecular clouds have power-law probability distribution functions. *Astronomy & Astrophysics*, 576, L1. <https://doi.org/10.1051/0004-6361/201525650>
31. Luttmer, E. G. (2007). Selection, growth, and the size distribution of firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1103-1144. <https://doi.org/10.1162/qjec.122.3.1103>
32. Manaris, B. Z., Pellicoro, L., Pothering, G., & Hodges, H. (2006). *Investigating Esperanto's statistical proportions relative to other languages using neural networks and Zipf's Law*. Trabajo presentado en Proceedings of the 2006 IASTED International Conference on Artificial Intelligence And Applications (AIA 2006), Innsbruck, Austria.
33. Mansilla, R., Köppen, E., Cocho, G., & Miramontes, P. (2007). On the behavior of journal impact factor rank-order distribution. *Journal of Informetrics*, 1(2), 155-160. <https://doi.org/10.1016/j.joi.2007.01.001>
34. Martínez-Mekler, G., Martínez, R. A., del Río, M. B., Mansilla, R., Miramontes, P., & Cocho, G. (2009). Universality of rank-ordering distributions in the arts and sciences. *PLoS One*, 4(3), e4791. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0004791>

35. Newman, M. E. (2005). Power laws, Pareto distributions and Zipf's law. *Contemporary Physics*, 46(5), 323-351. <https://doi.org/10.1080/00107510500052444>
36. Nicholson, W. (2006). *Microeconomía intermedia y aplicaciones*. Madrid, España: Paraninfo.
37. Petersen, A. M., Stanley, H. E., & Succi, S. (2011). Statistical regularities in the rank-citation profile of scientists. *Scientific Reports*, 1(181). <https://doi.org/10.1038/srep00181>
38. Piketty, T., Saez, E., & Stantcheva, S. (2014). Optimal taxation of top labor incomes: A tale of three elasticities. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(1), 230-271. <https://doi.org/10.1257/pol.6.1.230>
39. Podobnik, B., Horvatic, D., Petersen, A. M., Urošević, B., & Stanley, H. E. (2010). Bankruptcy risk model and empirical tests. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(43), 18325-18330. <https://doi.org/10.1073/pnas.1011942107>
40. Sampedro, J. (2009, diciembre 13). La ley de Zipf. *El País*. Recuperado de https://elpais.com/diario/2009/12/13/domingo/1260678633_850215.html
41. Segarra, A., & Teruel, M. (2012). An appraisal of firm size distribution: Does sample size matter? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 82(1), 314-328. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.02.012>
42. Stiglitz, J. E. (2000). Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, 28(6), 1075-1086. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(00\)00006-1](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(00)00006-1)
43. The MathWorks. (s. f.). *Documentación*. Recuperado de <https://la.mathworks.com/help/stats/>
44. Toda, A. A., & Walsh, K. (2015). The double power law in consumption and implications for testing Euler equations. *Journal of Political Economy*, 123(5), 1177-1200. <https://doi.org/10.1086/682729>
45. Ullmann, O. (1999). Crony capitalism American style. *The International Economy*, 13(4), 6-11. Recuperado de http://www.international-economy.com/TIE_JA99_Ullmann.pdf
46. Urzúa, C. M. (2001). Las ciudades mexicanas no siguen la ley de Zipf. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 16(3), 661-669. Recuperado de <https://estudiosdemograficosyurbanos.colmex.mx/index.php/edu/article/view/1118>
47. Virkar, Y., & Clauset, A. (2014). Power-law distributions in binned empirical data. *The Annals of Applied Statistics*, 8(1), 89-119. Recuperado de <https://projecteuclid.org/euclid.aoas/1396966280>
48. World Economic Forum. (2015). *The Global Competitiveness Report 2015-2016*. Recuperado de <http://www3.weforum.org/docs/gcr/2015-2016/MEX.pdf>

49. Zambrano, E., Hernando, A., Fernández Bariviera, A., Hernando, R., & Plastino, A. (2015). Thermodynamics of firms' growth. *Journal of The Royal Society Interface*, 12(112), 20150789. <https://doi.org/10.1098/rsif.2015.0789>
50. Zhang, J., Chen, Q., & Wang, Y. (2009). Zipf distribution in top Chinese firms and an economic explanation. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 388(10), 2020-2024. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2009.01.027>
51. Zhao, K., Musolesi, M., Hui, P., Rao, W., & Tarkoma, S. (2015). Explaining the power-law distribution of human mobility through transportation modality decomposition. *Scientific Reports*, 5(9136). Recuperado de <https://www.nature.com/articles/srep09136>
52. Zipf, G. K. (1943). *Human behavior and the principle of least effort: An introduction to human ecology*. Boston, EE. UU.: Addison-Wesley.

VIOLENCIA Y CORRUPCIÓN COMO ESTRATEGIAS DE MAXIMIZACIÓN EN MERCADOS ILEGALES: EL CASO DE LA COCA

Miguel Serrano-López

Serrano-López, M. (2020). Violencia y corrupción como estrategias de maximización en mercados ilegales: el caso de la coca. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 949-974.

Este artículo analizó el uso de la violencia y la corrupción como factores de maximización del beneficio de los traficantes en el mercado de los cultivos de coca. Se propuso que la condición de ilegalidad de este mercado da lugar al establecimiento de sistemas de seguridad privada y corrupción que operan como estrategias de maximización de los beneficios de los traficantes, así como la existencia de un umbral de acción de la justicia que hace inviable la actividad ilegal en una zona de producción determinada.

Palabras clave: conducta ilegal; economía sumergida; monopsonio; competencia monopsonística; comportamiento de la firma.

JEL: K420; D430; D210.

M. Serrano López

Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: mserranol@unal.edu.co

Sugerencia de citación: Serrano-López, M. (2020). Violencia y corrupción como estrategias de maximización en mercados ilegales: el caso de la coca. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 949-974. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.56155>

Este artículo fue recibido el 11 de marzo de 2016, ajustado el 23 de abril de 2019 y su publicación aprobada el 29 de abril de 2019.

Serrano-López, M. (2020). Violence and corruption as maximization strategies in illegal markets: The case of coca. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 949-974.

This article describes the use of violence and corruption as profits maximizing factors for traffickers in the coca market. It is proposed that the condition of illegality results in the establishment of systems of private security and corruption that operate as strategies for maximizing the benefits of traffickers, and proposed the existence of an action of justice threshold that makes it unfeasible illegal activity in a specific production zone.

Keywords: Illegal behaviour; underground economy; monopsony; monopsonistic competition; firm behaviour.

JEL: K420; D430; D210.

Serrano-López, M. (2020). Violência e corrupção como estratégias de maximização em mercados ilegais: o caso da coca. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 949-974.

Este artigo analisou o uso da violência e da corrupção como fatores de maximização do benefício dos traficantes no mercado dos cultivos de coca. Propôs-se que a condição de ilegalidade deste mercado justifica o estabelecimento de sistemas de seguridade privada e corrupção que operam como estratégias de maximização dos benefícios dos traficantes, assim como também da existência de um pilar de ação da justiça que inviabiliza a atividade ilegal em uma zona de produção determinada.

Palavras-chave: conduta ilegal; economia submergida; monopsonia; competência monopsonística; comportamento da firma.

JEL: K420; D430; D210.

INTRODUCCIÓN

Habitualmente, se da por sentado que los mercados ilegales vienen acompañados de algún nivel de violencia y corrupción, pero sin que estos factores se hayan integrado dentro del análisis económico formal. En este artículo se estudia el uso de estos dos factores en los mercados ilegales y se examina el caso de la planta de coca en las regiones productoras. Se sostiene la tesis de que la condición de ilegalidad da lugar al establecimiento de sistemas de seguridad privada y corrupción asociados a la actividad ilegal que operan como alternativas para la maximización de los beneficios de los traficantes. En primer lugar, se presenta el marco teórico que sustenta el artículo. En segundo lugar, se desarrolla el modelo para la toma de decisiones del traficante para lo que se examinan dos casos: el primero corresponde a una zona de producción donde existe presencia del Estado, donde no hay competencia entre traficantes y donde el mecanismo de contención del traficante se limita a la aplicación de fuerza, mientras que el segundo caso analiza la posibilidad de que la justicia sea manipulada por el traficante e incorpora la corrupción dentro de su función de beneficio. Por último, se presentan las conclusiones.

El análisis presentado puede aplicarse a otras economías ilegales (extorsión, tráfico de drogas) incorporando las variaciones correspondientes a la naturaleza del mercado.

MARCO TEÓRICO

El mercado de la coca hace parte de los mercados ilegales, que revisten varias imperfecciones; una de las más sobresalientes es su condición monopsónica, por la que la demanda de una materia prima está concentrada en un comprador único que es directamente un fijador de precio. El precio ofrecido genera un incentivo para un nivel de producción que maximiza su beneficio, a partir del supuesto de que la curva de oferta es sensible al precio. A diferencia de un mercado competitivo en el que tanto productores como compradores son tomadores de precio, el monopsonista enfrenta un gasto marginal para inducir la entrada de productores, hasta el nivel en el que se maximice su beneficio.

Serrano (2017) establece que, en un escenario con baja o nula presencia o acción del Estado, los traficantes pueden hacer uso indiscriminado de la fuerza, lo que conduce a que el uso de la violencia forme parte de la función de maximización del beneficio de los traficantes. Bajo estas condiciones, el equilibrio de Nash entre dos traficantes es inestable debido a la persistencia de un incentivo en favor del monopsonio y a la probabilidad de ser eliminado por el otro traficante con el uso de la fuerza; esta situación da lugar a los enfrentamientos para el control del territorio por parte de los traficantes. Cuando los traficantes se enfrentan, el análisis indica que pueden optar por la eliminación del contrario, con lo que se establece un monopsonio estricto sobre la zona de producción, o por el establecimiento de monopsonios colindantes, cuya proporción de control dependerá de la aplicación de fuerza que realice cada uno de los traficantes.

En este marco se presentan, a continuación, algunos apuntes sobre seguridad, violencia y corrupción, necesarios para la contextualización de este trabajo.

Seguridad y violencia

El bien colectivo al que se nombra como seguridad, orden, protección de los derechos de propiedad, o simplemente protección, es una precondition para la provisión de los bienes públicos, y en términos generales, para facilitar el comercio y el desarrollo económico. Históricamente, este ha sido también el primer tipo de bien provisto por los Estados, y con frecuencia se considera como la quintaesencia y el atributo definitivo de un Estado. (Konrad y Skaperdas, 2012, p. 418)¹

El párrafo anterior sintetiza la responsabilidad del Estado respecto de la garantía del derecho a la seguridad para sus ciudadanos. Más aún, la seguridad establecida mediante el uso de la fuerza constituye uno de los mecanismos que se han identificado para la constitución de los Estados:

En una secuencia idealizada, un gran señor hace la guerra de manera tan efectiva que se convierte en dominante en un territorio, pero esta guerra conduce a un aumento en la extracción de medios para la guerra —hombres, armas, alimentos, equipos, transportes, etc., o medios para adquirirlos— en la población de dicho territorio. El aumento en la capacidad de hacer la guerra incrementa también su capacidad de extracción. La actividad extractiva, si es exitosa, conlleva la eliminación, neutralización o cooptación de los grandes señores rivales, lo que conduce a la conformación de un Estado. Como un subproducto, se crea organización en la forma de agencias de recolección de tributos, fuerzas policiales, cortes, etc., que refuerzan el proceso de consolidación del Estado. (Tilly, 1985, p. 183)

Ahora bien, teóricamente la seguridad constituye un bien sobre el que no operan los principios de rivalidad y exclusión, lo que la convierte en un bien público por excelencia. No obstante, el monopolio de la fuerza y la violencia por parte del Estado es solo nominal. Existen dentro de la sociedad varios fenómenos que ponen en cuestión dicho monopolio, desde la existencia y persistencia de grupos insurgentes con capacidad militar de confrontación, hasta agrupaciones y agentes criminales (organizados o no) que tienen poderes fácticos fundados en el ejercicio de la fuerza y la violencia. A diferencia de los mercados habituales, en los que el aumento de la competencia genera ganancias en eficiencia, en la seguridad un mayor nivel de competencia conduce normalmente a un menor nivel de bienestar material, en la medida en que los recursos son destinados a armamento y lucha improductiva (Skaperdas, 2002).

¹ Las traducciones son propias.

En relación con la criminalidad, los análisis señalan que, ante un mayor nivel de criminalidad (incremento de la probabilidad de ser objeto de un acto criminal), aumentará la aplicación de recursos a la provisión de seguridad privada hasta el límite del valor estimado de pérdidas, como señala Grossman (2002) en lo relativo a la asignación privada de recursos de protección y al papel de la tecnología de predación en la definición de estas asignaciones.

Por otra parte, el establecimiento de estructuras generadoras de violencia para la realización de actividades criminales puede considerarse dentro de la lógica de la empresa. La acumulación de unidades de seguridad ilegal privada responde al principio de maximización del beneficio de un empresario cuando la violencia constituye uno de los factores de producción de la empresa ilegal. La contratación de proveedores de seguridad puede sustituirse por la integración vertical de actores armados dentro de la actividad productiva y dar lugar al establecimiento de ejércitos de autodefensa que cumplan con la misma función. Señalan Raffo (2010) y López y Segura (2015) que una mayor rentabilidad neta del narcotráfico genera incentivos para que los narcotraficantes demanden mayor cantidad de trabajo para mantener sus aparatos de defensa y corrupción, y como resultado los salarios de equilibrio que pagan a estos agentes tienden a subir; es decir, que hay una relación directa entre el precio de la droga y los salarios que pagan los narcotraficantes, y deriva que los salarios son una función cóncava de los precios.

El planteamiento de Tilly (1985) en torno al proceso de conformación de un Estado puede equipararse a lo que sucede en cualquier escenario en el que las fallas de Estado en torno a la provisión de seguridad sean de tal proporción que permitan la conformación de grupos de confrontación que aspiren, más allá del control territorial, al establecimiento de un orden social paraestatal, en el sentido de que construye Estado bajo el soporte del monopolio o de la supremacía de la fuerza. Señala Tobón al analizar la problemática de los paramilitares en Colombia:

El paramilitarismo en Colombia puede definirse como un conjunto de grupos armados organizados surgidos para conservar o expandir un orden social establecido por intereses privados, legales o ilegales, mediante el ejercicio profesional de la violencia por métodos extralegales y aprovechándose de la carencia de recursos efectivos del Estado para enfrentar las amenazas locales. (Tobón, 2012, p. 4)

Por otra parte, los actores del crimen organizado pueden considerar como estrategia de acción la reducción en la eficiencia y eficacia de la acción del Estado. De este modo, se inserta el análisis de la corrupción y de la impunidad dentro del sistema de análisis del crimen.

Corrupción

En la literatura económica, la definición más extendida de corrupción se propone como “un acto en el cual el poder de un agente público es usado para producir

beneficios privados, de un modo que contraviene las reglas del juego” (Jain, 2001, p. 73). Ahora bien, para el análisis económico de la corrupción es pertinente considerar los elementos básicos de la economía del crimen propuestos por Becker (1968) y los posteriores trabajos de Ehrlich (1975, 1996). Estos autores proponen que la decisión de una persona de participar en una actividad ilegal está motivada por el análisis de sus costos y beneficios, que incluyen el retorno esperado de la actividad ilegal, los costos directos en los que incurre el agente (incluso dentro de estos los costos de seguridad para escapar del castigo), el salario de oportunidad de una actividad ilegal, la probabilidad de ser aprehendido y convertido en convicto, la gravedad del castigo y su afinidad o distanciamiento de las actividades criminales, derivada de un conjunto de valores morales, la proclividad a la violencia y la afinidad al riesgo.

La corrupción como un fenómeno opera por medio del mecanismo del soborno que constituye una transferencia de rentas de un privado hacia un funcionario, para obtener una ventaja a favor de un privado. El análisis ofrecido por Del Castillo (2001) ilustra de una manera sencilla esta situación: un agente podría ser o no corrupto; en caso de que no lo sea, obtendrá un beneficio equivalente a su ingreso, más la satisfacción de haber sido honesto, más el reconocimiento social por serlo.

En caso de que el funcionario sea corrupto, puede ser sorprendido o no, y una vez sea sorprendido, puede ser sancionado o no. En cada una de estas disyuntivas existe un factor de probabilidad condicional que afecta a cada uno de los “momentos” del proceso.

Propone Mendoza (2000) que el costo de la sanción incluye implícitamente el costo de oportunidad del corrupto. Define Mendoza el costo de oportunidad como el ingreso legal al que se arriesga a renunciar o dejaría de percibir el corrupto cuando sean detectadas sus actividades irregulares y sea sancionado por ello, por lo que las personas que perciben relativamente mayores remuneraciones formales y que se encuentran satisfechas en la institución que laboran enfrentan un costo de oportunidad más elevado que aquellos que obtienen relativamente bajas remuneraciones y que no se encuentran del todo satisfechas. Entonces, el costo de la sanción será mayor para aquellos individuos que poseen un mayor costo de oportunidad, y viceversa.

En cualquier caso, como señala Del Castillo (2001), la corrupción enfrenta el dilema de que las medidas orientadas a erradicarla tendrán sentido económico en tanto sus costos de implementación sean inferiores a los costos de la corrupción misma, por lo que desde el enfoque utilitarista restringido es posible proponer la existencia de un equilibrio que determina un nivel socialmente aceptable de corrupción. Este equilibrio se hace más inestable en favor del crimen cuando la corrupción se inserta en las instituciones y aumenta su escala hasta la captura o reconfiguración cooptada del Estado (Garay y Salcedo-Albarán, 2012).

Impunidad

La persistencia de la corrupción tiene como soporte necesario un cierto grado de impunidad. Penrose (1999) hace un análisis comparativo de las diferentes definiciones existentes de impunidad y señala la multiplicidad semántica del concepto. Por su parte, Joinet (1996) propone una noción de impunidad entendida como la imposibilidad de atrapar a los perpetradores de violaciones de las leyes, *de jure* o *de facto*, de modo que no sean sujetos de ningún tipo de pesquisa que pueda dar como resultado que sean acusados, arrestados, juzgados, y, en caso de que sean hallados culpables, castigados.

En su análisis de la impunidad, Viñuales (2007) propone considerar dos dimensiones: una llamada dimensión estructural, referida al corpus de medidas legales e institucionales que se requieren para aumentar los niveles de control de los agentes y la rendición de cuentas; y la otra dimensión funcional, referida al análisis de casos en los que se cuenta con todos los elementos de la dimensión estructural, pero estos elementos no entran en uso, lo que indica que las circunstancias culturales y políticas son tan importantes como los marcos normativos. De igual manera, propone Viñuales que debe distinguirse entre los actores estatales y los no estatales, y entender que la acción de ambos actores puede incidir tanto sobre los aspectos estructurales como sobre los funcionales, y contribuir a aumentar o disminuir los niveles de impunidad.

MARCO CONCEPTUAL Y SUPUESTOS DEL MODELO

- Traficante. Agente que opera en el mercado de los cultivos de coca como comprador de materia prima.
- Impunidad. Se adopta aquí el concepto propuesto por Joinet (1996), según el cual la impunidad se entiende como la imposibilidad, *de jure* o *de facto*, de atrapar al perpetrador de una contravención o delito para que este sea acusado, arrestado, apresado y castigado. Para el análisis, la impunidad opera como un factor que describe la proporción de producto ilegal que no es objeto de confiscación o destrucción, θ , tal que ($0 \leq \theta \leq 1$), donde el valor cero implica un nivel pleno de aplicación de la justicia; por el contrario, el valor uno (1) indica que la impunidad cumple en términos absolutos con la definición inicial.
- Justicia. Se entiende aquí como el conjunto de la acción del Estado dirigida a prevenir o atacar las contravenciones a las leyes. Implica no solo la acción de los jueces, sino la del conjunto de todas las entidades que intervienen en la identificación, captura, juzgamiento y sanción del delincuente, y aun las responsables de la producción de las leyes que sirven de soporte para la acción de las entidades del nivel operativo.

- Seguridad ilegal privada. Dispositivos del traficante orientados a preservar su seguridad personal y la producción ilegal por medio del uso de la fuerza o de la amenaza de uso de la fuerza. Incluye las acciones que realiza para protegerse del ataque de otros criminales o de la acción de la justicia, incluso la identificación, captura, juzgamiento y sanción.
- Unidad efectiva de justicia (UEJ). Unidad de acción del Estado que consigue eliminar una unidad de producto ilegal. Integra el costo marginal de producción y reglamentación de las leyes, y el de operación del aparato militar, de justicia y carcelario.
- Unidad efectiva de seguridad ilegal privada (UESIP). Unidad de acción del traficante que consigue neutralizar una unidad efectiva de justicia o una unidad efectiva de amenaza de otros traficantes, de manera que preserva una unidad de producto ilegal para su beneficio.

A continuación, se presentan los supuestos del modelo, diseñado bajo las condiciones de producción y comercialización de los cultivos de coca; y se adicionan comentarios que valoran su verosimilitud, cuando se considera pertinente.

1. El traficante es un sujeto racional que quiere maximizar su beneficio.
2. El traficante no es productor, y su ingreso proviene exclusivamente del tráfico de la producción ilegal de una sola región. A efectos del análisis formal, se asume que el traficante no percibe ingresos por extorsión, secuestro, ni otras actividades legales o ilegales. Este supuesto es discutible pero necesario para el modelo; su flexibilización orientaría el examen hacia el análisis de las decisiones estratégicas del traficante frente a alternativas de generación de rentas; en las conclusiones, se examinan las consecuencias derivadas de la limitación de este supuesto.
3. Los productores solo pueden vender el producto al traficante. Esta es una situación habitual en casos reales debido a que la mayor parte de la producción es adquirida en las fincas de los productores, y a que con frecuencia existen fuertes restricciones a la venta a terceros. Este supuesto implica el monopsonio estricto en el mercado ilícito.
4. El traficante es tomador del precio externo del producto ilegal.
5. El traficante no puede forzar a los productores a producir el producto ilegal, sino que tiene que inducirlos con el incentivo del precio sobre el producto ilegal. Este supuesto es discutible, porque pueden existir distintos grados de coerción, pero su flexibilización conduce a una variación importante en la función de oferta que no es objeto de este artículo.
6. El traficante establece su nivel de gasto según el ingreso potencial (estimado) derivado del control de la zona de producción. El costo de seguridad y el precio de producto ilegal debe ser pagado con ingresos del mismo lugar.

7. El tamaño de los predios de los productores se distribuye normalmente, y los productores son homogéneos en cuanto a la producción. Si bien existe variación en el área sembrada en cada lugar, al nivel regional se aplican tecnologías similares que devienen rendimientos (volumen de producción por unidad de área) similares a corto plazo. El impacto de variaciones en productividad es analizado por Raffo (2010), quien señala que el aumento/disminución de los rendimientos impactan de manera sensible la disminución/aumento de los precios del producto ilegal.
8. No hay migración intrarregional de productores. El número total de productores es fijo a corto plazo.

¿CONTROLAR, COMPARTIR O COOPERAR? LAS DECISIONES DEL TRAFICANTE SOBRE EL MERCADO DE CULTIVOS ILÍCITOS

En este aparte, se examinan dos casos específicos. El primero, el caso de un traficante en un territorio con presencia del Estado y sin competencia de otros traficantes; el segundo examina esta misma situación, pero vuelve endógeno el soborno, es decir, hace que la justicia sea una variable que el traficante pueda afectar por medio de la corrupción.

El punto de partida es un modelo de monopsonio clásico. Con el uso por simplicidad de una función lineal de oferta, se tiene que:

$$p(Q) = a + bQ \quad (1)$$

En la curva de oferta, el precio del producto, $p(Q)$, viene dado por un precio base, a , más el efecto del parámetro de sensibilidad de la oferta, b . Siguiendo a Herrera (2009), se tiene que el ingreso asociado a la compra del insumo o producto se estima por medio de la siguiente relación:

$$I(Q) = PQ \quad (2)$$

Siendo P el precio final del producto. El problema del monopsonista será maximizar su beneficio, dado por:

$$\pi = PQ - CT \quad (3)$$

Siendo $CT = Qp(Q)$ queda:

$$\pi = PQ - Q(a + bQ) = PQ - aQ - bQ^2 \quad (4)$$

Resolviendo respecto de Q , se tiene que la cantidad que maximiza el beneficio del comprador monopsonista está dada por:

$$Q^* = \frac{P - a}{2b} \quad (5)$$

Puesto que el monopsonista es fijador de precio, la incógnita que debe resolver es el precio que deberá ofrecer para inducir una oferta de la cantidad que maximiza su beneficio; al resolver, este precio corresponde al promedio simple del precio final más el precio base:

$$p^* = \frac{P + a}{2} \quad (6)$$

Finalmente, el beneficio máximo para el monopsonista será:

$$\pi^* = \frac{(P - a)^2}{4b} \quad (7)$$

Ahora bien, el comprador monopsonista enfrenta un gasto marginal que es superior al precio del producto, ya que todo aumento del precio para aumentar la oferta debe aplicarse al total de la producción. Siendo:

$$CT = aQ + bQ^2 \quad (8)$$

$$\frac{dCT}{dQ} = a + 2bQ \quad (9)$$

Por lo anterior, el monopsonio estará afectado por una condición de ineficiencia expresada en la fijación de un precio y por una cantidad inferior a las condiciones de equilibrio.

La condición de ilegalidad da lugar a un precio final extraordinario para el producto comercializado por el traficante, mientras que el precio de compra de la materia prima, dado por $p(Q) = a + bQ$, tiene como factores determinantes el precio base de la producción agrícola local, más el factor de sensibilidad de la oferta, b , en el que el productor incorpora la valoración del riesgo asociado a la producción ilícita. El precio de compra de clorhidrato de cocaína en Colombia ha presentado alta estabilidad y se ha mantenido entre COP 4,5 y 5 millones por kilogramo durante los últimos diez años; se asume que este precio integra la valoración del riesgo para el pequeño productor agropecuario colombiano. En contraste, el precio en el mercado externo de un kilogramo de cocaína pura puesto en un puerto extranjero (PQ) oscila entre USD 20 000 y USD 40 000, lo que significa entre COP 60 y COP 120 millones (USD 1 = 3000), que equivalen de 12 a 24 veces el precio local; el precio pagado al traficante incluye, a su vez, el diferencial por la valoración del riesgo asociado a la exportación del producto hasta el puerto de destino.

CASO 1: ZONA CON PRESENCIA DEL ESTADO Y SIN COMPETENCIA ENTRE TRAFICANTES

Varios trabajos han analizado el impacto de la acción del Estado sobre el mercado del narcotráfico. Bogliacino y Naranjo (2012) desarrollan un modelo de equilibrio general y aportan evidencia que les permite plantear que el aumento de la intensidad de acción del Estado no conduce a la reducción de los cultivos de coca, debido a la rigidez tecnológica, a la existencia de poder de mercado y a la naturaleza externa de la demanda de drogas. Asimismo, el trabajo de Ortiz (2002) propone un análisis según el cual la acción del Estado para la reducción del narcotráfico está condenada al fracaso, porque la reducción de la oferta por la vía de la desactivación de algunos traficantes trae como resultado un aumento extraordinario del precio para los que no fueron capturados, con lo que se produce el restablecimiento de la oferta con agentes que se renuevan permanentemente. En la misma dirección, múltiples estudios ponen en duda la efectividad de las acciones del Estado para la contención de la oferta a mediano plazo, entre ellos los trabajos de Moreno-Sanchez, Kraybill y Thompson (2003), Vargas (2004), Grossman y Mejía (2008), Mejía y Restrepo (2008), Ibanez y Carlsson (2010) y Raffo (2010).

En atención a los resultados de los trabajos mencionados, este artículo quiere aportar elementos para la comprensión de la respuesta del traficante individual a fin de afrontar la acción del Estado en un escenario de producción específico, en respuesta a la pregunta sobre la cantidad de violencia y corrupción que intentará aplicar para constituirse en uno de los sobrevivientes de la acción estatal.

Cuando se considera la presencia del Estado, es necesario incluir dentro del modelo dos factores importantes:

1. Una amenaza para la seguridad del traficante y de su producto ilegal.
2. La modificación del grado de impunidad prevaleciente en la zona de producción.

A los supuestos descritos, debe agregarse uno más, consistente en que, para este caso, el Estado es no corrupto en sentido estricto, lo que quiere decir que la acción de la justicia (conducente a la identificación, la captura, el juzgamiento y la sanción del traficante) es plenamente exógena. Lo anterior significa que cada uno de los agentes que participa dentro del sistema de administración de justicia —desde el diseño de las leyes hasta el último acápite de su aplicación— cumple cabalmente con la función que le fue impuesta. Bajo esta consideración, el nivel de impunidad prevaleciente será una función de la magnitud de la presencia efectiva del Estado en el territorio.

Si bien —como se ha dicho— la acción de la justicia es un elemento exógeno para el productor y el traficante, el nivel de impunidad no lo es necesariamente para el traficante. El nivel de impunidad puede entenderse como el producto de una confrontación entre la acción de la justicia y las fuerzas de seguridad privada del

traficante. En este caso, el grado de impunidad puede definirse con la función de éxito de la contienda (FEC) como:

$$\theta = \frac{y}{y + J} \quad (10)$$

Donde y corresponde a una unidad efectiva de seguridad ilegal privada (UESI) del traficante y J a una UEJ. El uso de la función de éxito de la contienda es pertinente cuando se inicia el análisis de la confrontación traficante-Estado, puesto que se trata de un enfrentamiento entre agentes que hacen uso de la fuerza y la violencia como medios para la resolución del conflicto; al respecto, pueden examinarse los análisis de Skaperdas (1996) y los de Corchón y Dahm (2010).

Se entiende por una UEJ aquella que puede producir una disminución marginal del producto ilegal, o bien por medio del control del territorio, o bien por la aplicación de medidas de interdicción e incautación, como analizan Grossman y Mejía (2008) desde la perspectiva del Estado, y se entiende por una UES aquella que puede contrarrestar efectivamente a una UEJ, es decir, evitar una disminución marginal del producto ilegal. Bajo estos supuestos, y como lo propone la intuición,

$$\frac{\partial \theta}{\partial y} = \frac{J}{(y + J)^2} > 0 \text{ y } \frac{\partial \theta}{\partial J} = -\frac{y}{(y + J)^2} < 0. \text{ En el caso de } J = 0, \text{ el nivel de impu-}$$

nidad es 1 para cualquier cantidad de y diferente de 0; en el caso de $y = 0$, $\theta = 0$ para todo $J > 0$ ^[2].

Para simplificar, se asumirá por ahora que el costo y la tecnología de y y J son iguales; un análisis de variaciones sobre la tecnología de confrontación es realizado en el trabajo de Mejía y Restrepo (2008). Además, se asume que no hay un diferencial de eficiencia derivado de la debilidad institucional en J , y que las acciones de control tienen un grado de eficiencia dada y estable a corto plazo. Al respecto, Vargas (2004) examina el impacto intertemporal de la aplicación de medidas de erradicación forzosa por medio de un análisis de control óptimo, incorpora al análisis la probabilidad de la erradicación y sus efectos dinámicos sobre la tasa de extracción de las cosechas y el *stock* de hectáreas cultivadas, y propone como conclusión que la erradicación forzosa que se realiza por medio de aspersión puede estimular la resiembra y la apertura de nuevas hectáreas cultivadas con ilícitos frente al evento posible de una erradicación futura.

Por razones de simplicidad del modelo, debe entenderse que un territorio determinado (como un municipio, por ejemplo) cuenta en un momento dado del tiempo con una cantidad específica de UEJ, que son las que puede usar efectivamente para impartir justicia en sentido amplio, desde la identificación del traficante hasta su encarcelamiento, con la destrucción del producto ilegal.

² En el caso de $y = 0$, $J = 0$, puede usarse la expresión logarítmica. Para la pertinencia de esta transformación, véanse Hirshleifer (1989) y Jia, Skaperdas y Vaidya (2013).

Ahora bien, cada unidad de seguridad ilegal privada tiene un costo, g . El costo total de la seguridad ilegal privada será equivalente al costo unitario de cada unidad por el número de unidades de seguridad aplicadas, y . El traficante es tomador del precio de la seguridad privada.

Si se asimila la acción de la justicia a las incautaciones de droga, el impacto de la FEC afecta solo el ingreso del traficante. Por ello, al incorporar la FEC dentro del sistema, la función de beneficio del traficante queda:

$$\pi = \left(\frac{y}{y+J} \right) (PQ) - aQ - bQ^2 - gy \quad (11)$$

Si se resuelve las CPO para las dos variables de respuesta, se tiene:

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial Q} \right) = P \left(\frac{y}{y+J} \right) - a - 2bQ \quad (12)$$

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial y} \right) = \frac{PQ}{y+J} - \frac{PQy}{(y+J)^2} - g = \frac{PQ}{y+J} - \frac{\theta PQ}{y+J} - g = \left(\frac{PQ(1-\theta)}{y+J} \right) - g \quad (13)$$

donde $\left(\frac{J}{y+J} \right) = (1-\theta)$.

Si se iguala a cero en ambos casos, se obtiene:

$$y = \frac{(1-\theta)(aQ + 2bQ^2)}{g} \quad (14)$$

Como θ corresponde a la fracción de producto que logra evadir la acción de la justicia, $(1-\theta)$ equivale a las incautaciones o pérdidas de droga relacionadas con la acción de la justicia. Por lo anterior, y de acuerdo con la ecuación (14), la cantidad de unidades de seguridad ilegal privada que contrate el traficante (y) aumentará/disminuirá con el aumento/disminución del volumen de las incautaciones y con el aumento/disminución de la cantidad de producto (Q). Como indica la intuición, la contratación de seguridad ilegal privada disminuirá cuando aumente su costo, g .

Cuando no se presenten incautaciones, $(1-\theta) = 0$, el traficante no incurrirá en gastos de seguridad; por otra parte, el gasto máximo en seguridad, gy , no debe superar el valor de la expresión $(aQ + 2bQ^2)$; por encima de este valor, se presentan desutilidades para el traficante.

Por lo anterior, se propone que, en condiciones de monopsonio, para todo $J > 0$, y si se supone un valor g como precio del mercado de la seguridad privada en el que el traficante es tomador de precio, el aumento en la cantidad de producción ilegal y el incremento en las incautaciones de droga, está asociado con un aumento en las

UESI del traficante. Con ello, se propone que la producción ilegal, bajo condiciones de monopsonio, da lugar a un proceso de constitución de fuerzas de provisión de seguridad ilegal privada que se asocia directamente con la cantidad de producto ilegal y con la proporción de la producción incautada.

La importancia de esta proposición se relaciona con dos situaciones de gran relevancia práctica dentro de la economía ilegal de la coca. La primera, que en un momento dado del tiempo y en una zona específica un traficante cuenta con una cantidad determinada de cultivos, por lo que la utilidad que obtendrá dependerá fundamentalmente de sus UESI, por lo que y se convierte en el factor crítico del beneficio del traficante. En segundo lugar, la restricción de la oferta derivada de la presencia de UEJ implica que el traficante debe identificar regiones donde la acción del Estado tiende a cero ($J \cong 0$). Esto es lo que da lugar, por una parte, a la lógica de localización de los cultivos en regiones aisladas, y por otra, al surgimiento del para-Estado como producto de la economía ilegal.

Para hallar el umbral de aplicación de justicia que hace inviable la actividad, $\pi < 0$, si se reescribe la ecuación (14) como $gy = (1 - \theta)(aQ + 2bQ^2)$, si se sustituye con la ecuación (11) y si se simplifica la expresión, queda:

$$\pi = \left(\frac{y}{(y + J)} \right) (PQ) - aQ - bQ^2 - (1 - \theta)(aQ + 2bQ^2) \quad (15)$$

De donde se obtiene que, en condición de beneficio cero:

$$J = y \left(\frac{P - a - bQ}{2a + 3bQ} \right) \quad (16)$$

Dado que $\frac{d\pi}{dJ} = -\frac{yPQ}{(y + J)^2} < 0$, para todo $J > 0$, cualquier aumento en J a par-

tir de la ecuación (16) producirá utilidades negativas. De la ecuación (16) es pertinente resaltar el impacto de aumentos/disminuciones del precio final sobre el nivel de “tolerancia” a la justicia; esta situación puede tener lugar por la vía de un aumento/contracción de la demanda externa del producto, pero también por una depreciación/apreciación del peso si la transacción del producto se realiza en el mercado internacional.

El traficante no controla el precio final ni el precio inicial, y tampoco el costo de las unidades de seguridad o el parámetro de sensibilidad de la oferta, de manera que solo puede alterar la cantidad de unidades de seguridad privada que aplica. Además, a efectos de este análisis, no puede afectar la acción de la justicia, que es plenamente exógena.

Por lo anterior, se propone que bajo condiciones de justicia exógena (el traficante no puede afectar la eficacia o eficiencia de la prestación de los servicios del sistema de administración de justicia) existe un umbral de aplicación de unidades de

justicia por encima del cual no existe beneficio de la comercialización de cultivos de coca para el traficante. En este caso, es presumible que no se produzcan cultivos de coca en tanto el traficante no puede garantizar la persistencia de un nivel de impunidad que evite la reducción de las áreas sembradas en rangos que hagan inviable el negocio; esta situación se hace más grave debido a que el traficante enfrenta un gasto marginal que es superior al costo marginal derivado del aumento del precio, por encontrarse en condiciones de monopsonio.

Lo anterior contribuye a explicar la generación del efecto globo, consistente en el traslado de las zonas de producción cuando se presentan aumentos fuertes del control estatal de la oferta a corto plazo. La lógica del modelo permite suponer que el cambio de las zonas de producción de los cultivos se realizará hacia regiones con baja intensidad de acción del Estado.

Un segundo elemento de importancia de la existencia de un umbral de aplicación de justicia que inviabiliza la producción de cultivos ilícitos consiste en que se generan incentivos muy fuertes para que el traficante intente incidir sobre la dinámica de funcionamiento de la justicia, toda vez que su beneficio depende de que la justicia se mantenga bajo el umbral. Este es el segundo caso que se analiza en este estudio.

CASO 2: ENDOGENIZACIÓN DEL SOBORNO A LA JUSTICIA: SEGURIDAD PRIVADA Y CORRUPCIÓN

Existe la posibilidad de que los traficantes afecten el funcionamiento del Estado, de manera que se reduzca su nivel de riesgo. Para examinar esta posibilidad, es necesario endogenizar el soborno como factor de corrupción, lo que altera la acción del Estado, descrita analíticamente como J en esta investigación. El primer aspecto para analizar es el problema del funcionario.

El problema del funcionario

Vale recordar que el concepto de UEJ que se utiliza aquí incluye el conjunto de funcionarios que intervienen dentro del proceso de identificación, persecución, captura, juzgamiento y encarcelamiento de un traficante. No se reduce, entonces, exclusivamente a la participación de jueces dentro de los procesos judiciales; por ello, se utiliza la categoría funcionario de manera genérica, ya que en casos reales se han registrado procesos de corrupción en las instituciones responsables de la investigación, de la persecución y captura (Policía, Ejército y Fiscalía), en las de juzgamiento (fiscales y jueces en los procesos judiciales) y en los centros penitenciarios (directores, guardianes y otros funcionarios de prisiones), como lo ilustran, entre otros muchos, los trabajos de Betancourt y García (1994), Fernández (2002), Henderson (2012) y Atehortúa y Rojas (2014).

En el caso de las economías ilegales y en consideración a la posibilidad del uso de la fuerza como factor de coerción, puede suponerse un escenario en el que un traficante proponga un acto corrupto a un funcionario y utilice como incentivo un soborno, o en caso de que este no sea aceptado, una amenaza de muerte.

Según Ehrlich (1975), la probabilidad de ser sancionado puede evaluarse como una probabilidad condicional, dependiente de la probabilidad de ser sorprendido o atrapado en actividades corruptas.

Siendo:

w = Salario del funcionario

h = Beneficio por la satisfacción personal de ser honesto

r = Beneficio individual por el reconocimiento social de su honestidad

a = Probabilidad de perder la vida en caso de no participar en una actividad corrupta

V = Valor de la vida

p = Probabilidad de ser sorprendido/atrapado en actividades corruptas ($0 \leq p \leq 1$)

q = Probabilidad de ser sancionado una vez que ha sido sorprendido ($q = f(p)$) ($0 \leq q \leq 1$)

s = Valor del soborno

m = Multa por el delito (o el equivalente monetario de la intensidad de la pena)

La opción inicial del funcionario consiste en aceptar o no aceptar el soborno. En caso de que no acepte el soborno, su utilidad esperada estará definida por:

$$U_e = w + h + r - aV \quad (17)$$

La utilidad esperada de un funcionario honesto (un alto valor de h) sería la suma de su salario más el beneficio personal que le proporciona ser honesto, más el reconocimiento social de su honestidad entre la comunidad, menos el valor que asigne a su vida por la probabilidad (percibida) de perderla. La utilidad de los trabajadores honestos será positiva en tanto asignen poco valor a la vida —lo que no es creíble— o en tanto la probabilidad percibida de ser asesinado sea muy baja; por el contrario, cuando se asigne mucho valor a la propia vida³ o cuando se perciba una alta probabilidad de ser asesinado, se establecerá un muy fuerte incentivo a favor de los comportamientos corruptos. En escenarios en los que hubiese un alto grado de seguridad personal provista por las instituciones del Estado, el comportamiento corrupto no podría tener lugar, al menos en teoría, cuando la honestidad personal y el reconocimiento social de la honestidad fuesen elevados (altos valores de h y r), ya que la acción de garantía del derecho a la seguridad haría que disminuyese fuertemente la probabilidad de ser asesinado.

Por otra parte, la utilidad esperada de un funcionario que acepta el soborno estará definida por:

³ No se considera aquí el caso de amenazas a los familiares del funcionario. En algunos casos, la vida de la familia o los allegados de los funcionarios son valoradas incluso más que la propia vida, por lo que los delincuentes utilizan las amenazas a estas personas para aumentar el costo personal de la no adopción de comportamientos corruptos.

$$U_e = r + s + w - pr - pqm - h - aV \quad (18)$$

El funcionario que acepta el soborno no corre riesgos por su vida o la de su familia (el valor de $aV = 0$ por $a = 0$), y su valor de honestidad es compensado por su salario más el valor del soborno, y goza de reconocimiento social; su pérdida solo aumentará en tanto sea sorprendido y pierda el reconocimiento social (r) y sea efectivamente castigado con una multa y con la pérdida de su salario $[pq(m + w)]^4$.

En equilibrio, cuando la ecuación (18) es igual a 0, el costo de oportunidad del soborno será:

$$s = pr + pqm + h + aV - r - w \quad (19)$$

De lo anterior, se tiene que existe un valor de oportunidad de soborno para los funcionarios que participan del sistema institucional de acción estatal encargado de la aplicación de la justicia (identificación, persecución, captura, juzgamiento y encarcelamiento). La aplicación de amenazas contra la seguridad de los funcionarios neutraliza el efecto del salario, del valor asignado a la honestidad personal y del reconocimiento social por la condición de ser honesto; esto sucede cuando no existe pleno monopolio de la fuerza por parte del Estado, de manera que las amenazas del traficante se constituyen en amenazas creíbles.

Un nuevo problema para el traficante

Incorporar la acción del Estado como una variable dentro del sistema implica modificar la estructura de costos y beneficios del traficante, integrar el costo del soborno y su efecto sobre el comportamiento de los agentes dentro del Estado y reducir la eficiencia y eficacia de la justicia. Para incluir esta variable, se agrega dentro del sistema un factor c , tal que ($0 \leq c \leq 1$), que reflejará la proporción de corrupción de la justicia; esta proporción indica la disminución de eficiencia/eficacia de la acción estatal por efecto de la corrupción. Igualmente, se incorpora un costo de los sobornos, s . Con estas dos adiciones, el beneficio del traficante se ve aumentado por cada unidad de justicia que sea neutralizada por efecto de la corrupción, pero paralelamente sus costos aumentarán en la medida en que aumente la corrupción, por lo que se tiene para el análisis una tasa promedio de soborno⁵. En esta situación, la función de beneficio del traficante se modifica del siguiente modo:

⁴ El caso del funcionario honesto puede considerarse un caso particular de esta expresión. En caso de que m corresponda a una sanción carcelaria, el valor de la sanción será equivalente a su salario de oportunidad durante el periodo de encarcelamiento ($m = f(t, w)$), donde t es el tiempo en prisión.

⁵ Asumir un valor medio de soborno no significa necesariamente considerar un individuo corrupto representativo, si se entiende la heterogeneidad de los agentes. No obstante, puede considerarse que el total de justicia, J , será igual a la sumatoria de la cantidad de justicia producida por los

funcionarios, $J = \sum_{i=1}^N j_i$, de modo que puede hablarse de un valor medio de justicia aportado por cada funcionario, equivalente a $j = \frac{\sum_{i=1}^N j_i}{N}$.

$$\pi = \left(\frac{y}{y + (1-c)J} \right) PQ - aQ - bQ^2 - gy - scJ \quad (20)$$

El efecto de la corrupción consiste en aumentar el nivel de impunidad por medio de la disminución de las UEJ que afectan la función de éxito de la contienda; por otra parte, incrementa también el gasto en una proporción equivalente al valor del soborno por la fracción corrupta de la justicia (scJ).

Inicialmente, es pertinente mencionar que $\frac{\partial \pi}{\partial J} = -\frac{(1-c)PQy}{(y + (1-c)J)^2} - cs < 0$, por

lo que los aumentos súbitos y fuertes de J impulsan una reducción del ingreso y un incremento en el gasto en corrupción del traficante que no pueden ser absorbidos bajo los supuestos del modelo, y en particular del supuesto 2, según el cual el traficante no es productor, y su ingreso proviene exclusivamente del tráfico de la producción ilegal de una sola región. Como resultado, el aumento significativo de la cantidad de justicia en la ecuación (20) afecta tanto los ingresos como los costos totales de la actividad, lo que puede dar como resultado la pérdida de la viabilidad a partir de cierto valor de J . Y de manera similar al análisis para la ecuación (16), las variaciones del precio final tienen impacto directo en el nivel de “tolerancia” a la justicia.

La decisión del traficante debe considerar la proporción del gasto en seguridad ilegal privada y corrupción, y la cantidad que maximiza su beneficio. Si se resuelve por las CPO para las tres variables de respuesta, se tiene:

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial Q} \right) = \frac{Py}{y + (1-c)J} - a - 2bQ \quad (21)$$

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial y} \right) = \frac{PQ}{y + (1-c)J} - \frac{PQy}{(y + (1-c)J)^2} - g = \frac{PQ(1-c)J}{(y + (1-c)J)^2} - g \quad (22)$$

$$\left(\frac{\partial \pi}{\partial c} \right) = \frac{JyPQ}{(y + (1-c)J)^2} - sJ \quad (23)$$

En el máximo, $\left(\frac{\partial \pi}{\partial Q} \right) = \left(\frac{\partial \pi}{\partial y} \right) = \left(\frac{\partial \pi}{\partial c} \right) = 0$ al relacionar las ecuaciones (23) y (22), se encuentra que:

$$gy = (1-c)sJ \quad (24)$$

La proporción entre la cantidad de seguridad ilegal y de corrupción no es ajena a los precios de estos dos bienes en el mercado. Se observa también en la ecuación

(24) que el gasto en seguridad ilegal privada (gy) debe compensar la fracción de justicia que no se ha neutralizado por medio del soborno, $(1 - c)$. Por ello, los gastos en seguridad aumentan/disminuyen con el aumento/disminución del valor del soborno y con la cantidad de justicia presente en el territorio. Como se ha planteado en la ecuación (17), para establecer el valor del soborno, debe considerarse el valor del salario de los funcionarios, la honestidad personal y el reconocimiento social de la honestidad; así, el fortalecimiento de la ética y de la visibilidad y el reconocimiento social del comportamiento honesto inducen también un aumento en el gasto en seguridad del traficante que hace más costosa su actividad, siempre y cuando los funcionarios no perciban la existencia de una amenaza creíble de perder la vida por la acción de los traficantes.

Ahora bien, si se sustituye $(1 - c)J$ de la ecuación (24) en la ecuación (21), se encuentra la cantidad óptima de producto para la maximización de la función de beneficio del traficante:

$$Q^* = \frac{Ps}{2b(s+g)} - \frac{a}{2b} \quad (25)$$

En la expresión anterior, $\left(\frac{\delta Q^*}{\delta s} = \frac{Pg}{2b(s+g)^2} \right) > 0$ y $\left(\frac{\delta Q^*}{\delta g} = -\frac{Ps}{2b(g+s)^2} \right) < 0$,

de donde se deduce que el traficante necesitará compensar los aumentos en el costo de soborno, s , por la vía del aumento de la producción, pero la cantidad que maximiza su beneficio disminuirá cuando haya aumentos en el valor medio de la seguridad ilegal privada.

El comportamiento del traficante derivado de las ecuaciones (24) y (25) muestra un efecto complementario: el fortalecimiento ético de los funcionarios y del reconocimiento social de la honestidad tendrá como efecto un aumento del valor del soborno, que el traficante intentará compensar con el impulso de la producción para aumentar el gasto en seguridad; por otra parte, si la acción del Estado apunta a la incautación de producto ilegal pero también a la persecución de las organizaciones criminales, aumentará el riesgo de los miembros del ejército ilegal privado del traficante, quienes querrán compensar el riesgo, exigirán aumentos de salario y darán lugar a un aumento en el costo medio de la seguridad. El efecto combinado de estas dos estrategias es un aumento simultáneo del valor de s y de g , que reduce el beneficio económico de la actividad.

Si se retoma el análisis del comportamiento de las otras dos variables de respuesta, y y c , y si se relacionan las ecuaciones (23) y (21), se obtiene:

$$(1 - c)J = Q \frac{(a + 2bQ)}{s} - y \quad (26)$$

Si se transforma la ecuación (24) como $(1-c)J = \frac{gy}{s}$ y si se igualan los términos de la derecha de las ecuaciones (24) y (26), se obtiene que:

$$y = \frac{aQ + 2bQ^2}{(g + s)} \quad (27)$$

De ahí que, en condiciones de beneficio óptimo, y dada una cantidad de unidades de justicia en el territorio, la cantidad de seguridad ilegal privada aumentará cuando haya aumentos en la cantidad de producto ilegal Q y disminuirá cuando aumente el costo medio de protección del traficante (seguridad ilegal privada y corrupción). Resalta de esta expresión el hecho de que los aumentos en el valor del soborno *ceteris paribus* impactan y reducen la capacidad de confrontación del traficante; esta situación tiene sentido cuando se considera que en la ecuación (24), si bien en el máximo del beneficio el gasto en seguridad debe compensar el efecto de la fracción de la justicia que no puede sobornar, un aumento en el valor del soborno impulsa una reducción de la cantidad de seguridad privada, toda vez que el traficante es tomador de precio para esta variable. Por ello, el fortalecimiento ético de los funcionarios y el aumento del reconocimiento social de la honestidad tiene como efecto un incremento en el valor medio de la seguridad ilegal privada, lo que da soporte al argumento presentado.

Al sustituir la ecuación (25) en la ecuación (27), se obtiene:

$$y^* = \frac{Ps^2(P-a) - Psag}{2b(s+g)^3} \quad (28)$$

De la expresión anterior es conveniente resaltar el comportamiento de la cantidad de seguridad ilegal privada óptima respecto del valor de la seguridad y del soborno. En relación con la primera, el aumento en el valor de g , trae como resultado la disminución marginalmente decreciente de la cantidad de unidades de seguridad; en contraste, el aumento en el valor del soborno, s , induce inicialmente un incremento en la cantidad de unidades de seguridad ilegal privada que tiene como propósito contrarrestar el impacto de la reducción de la corrupción sobre el beneficio por medio del ejercicio de la fuerza, pero, tras la superación de cierto límite, el traficante comenzará a reducir la contratación de seguridad ilegal privada.

El valor del soborno que optimiza el beneficio para el traficante puede despejarse de la ecuación (23), cuando se obtiene que:

$$s = \frac{PQy}{(y + J(1-c))^2} \quad (29)$$

De ahí que el valor del soborno que optimiza el beneficio para el traficante aumentará/disminuirá con el aumento/disminución en la cantidad de producto ilegal y del precio final, pero disminuirá con el aumento de la acción estatal.

Queda por responder la pregunta sobre qué proporción de la justicia debe ser sobornada para maximizar el beneficio del traficante. A partir de la ecuación (21), en el máximo esta ecuación puede expresarse como $\frac{Py}{(y + (1-c)J)} = a + 2bQ$, de donde se obtiene que:

$$c = \frac{J}{(y + J)} - \frac{Py}{J(a + 2bQ)} \quad (30)$$

Donde $\left(\frac{\delta c}{\delta Q}\right) > 0$ y $\left(\frac{\delta c}{\delta P}\right) < 0$, de modo que, *ceteris paribus*, los aumentos en la cantidad de producto implicarán incrementos en el nivel de corrupción, y los aumentos en precio final reducirán la cantidad de corrupción requerida para maximizar el beneficio. Por otra parte, y dado que $\frac{J}{(y + J)} = (1 - \theta)$, equivalente a las incautaciones o pérdidas de producto en ausencia de corrupción, el traficante aumentará la proporción de corrupción en consideración al impacto esperado de la acción de la justicia sobre su ingreso. De este modo, el aumento de la presencia estatal eleva la proporción de corrupción requerida para obtener el máximo de beneficio del traficante, pero al mismo tiempo reduce el valor límite del soborno para este fin, como se deriva de la ecuación (29).

Al sustituir las ecuaciones (25) y (28) en la ecuación (30), se obtiene en el máximo del beneficio:

$$c^* = \frac{J2b(s + g)^2}{J2b(s + g)^2 + Ps^2(P - a) - gPsa} - \frac{P(s(P - a) - ga)}{J2b(s + g)} \quad (31)$$

No es posible determinar claramente el comportamiento de la corrupción en relación con el valor del soborno y de la seguridad ilegal privada a partir de esta expresión.

CONCLUSIONES

El análisis aquí realizado es válido para el comportamiento de un agente traficante individual en una región particular, pero no para el mercado de las drogas en su conjunto.

El modelo permite proponer que, en condiciones de monopsonio, y cuando hay presencia del Estado, existe una combinación de cantidad de producto ilegal, seguridad ilegal privada y corrupción que maximiza el beneficio del traficante. Todo

aumento en el volumen de producción ilegal estará acompañado de un aumento en el gasto de seguridad ilegal privada, lo que explica la conformación (o contratación) de ejércitos para la producción ilícita.

A partir de que la acción estatal opera desde la identificación hasta la aplicación de la sanción al traficante por la vía de un proceso judicial completo, la reacción de un traficante frente a un choque de justicia producido por un aumento de acción estatal tendrá un umbral por encima del cual el aumento de unidades de seguridad privada y de corrupción no será viable. Cuando se presenten estas condiciones, la decisión del traficante deberá ser el abandono o la relocalización de su zona de trabajo.

De lo anterior se deriva que el factor crítico será el tamaño de la justicia en el escenario local, ya que, ante una densidad alta de justicia, el costo para el traficante será extraordinario; por el contrario, un aparato de justicia pequeño permitirá que el traficante opte por el óptimo de corrupción y de seguridad ilegal. Si bien no es posible determinar la magnitud de este umbral, puede decirse que dependerá de la efectividad comparada de las unidades de seguridad privada y de las unidades de justicia aplicadas, de la capacidad del traficante para contratar seguridad ilegal privada, del nivel salarial y del comportamiento honesto de los funcionarios y del precio de la materia prima y de su disponibilidad en el territorio.

Ahora bien, los aumentos en el precio final del producto aumentan la “tolerancia” frente al aumento de la cantidad de justicia presente en el territorio. En este sentido, la devaluación de la moneda constituye un factor de reducción del riesgo para la producción ilícita, en tanto no solo aumenta la rentabilidad del narcotráfico al nivel local, sino que también reduce el impacto del control estatal como factor disuasor de la actividad ilegal.

Por otra parte, el costo medio del soborno impacta de manera importante el esfuerzo que debe realizar el traficante por maximizar sus utilidades y aumenta el gasto requerido en seguridad ilegal privada. Por ello, el fortalecimiento de un comportamiento ético y del reconocimiento social del trabajo honesto de los funcionarios, que deriva en un aumento del valor medio del soborno, impacta los costos del traficante; de igual manera, el aumento de la honestidad de los funcionarios impulsa un incremento en los salarios que debe pagar el traficante a sus protectores, que reduce sus posibilidades de contratación de seguridad y la cantidad final de producto que puede proteger, y lleva su utilidad a un nivel más bajo. Ahora bien, el comportamiento honesto de los funcionarios solo podrá sostenerse en la medida en que estos no perciban que la violencia ejercida por los traficantes por medio de sus fuerzas de seguridad ilegal no constituye una amenaza creíble para sus vidas; en este sentido, el soporte de la corrupción proviene tanto de que los funcionarios tengan un precio como de las fallas de garantía del derecho a la seguridad por parte del Estado.

La proporción de uso de seguridad ilegal privada y corrupción presenta una relación mediada por el precio de estos dos bienes en el mercado; en tal sentido,

registran una relación de sustitución parcial en relación con la maximización del beneficio. No obstante, se encuentra que, cuando el precio del soborno aumenta, el traficante intentará aumentar la cantidad producida para compensar el gasto en corrupción; pero, cuando el precio de la seguridad ilegal aumenta, la decisión del traficante será la de reducir la cantidad y migrar hacia un óptimo de beneficio más bajo. Por ello, combinar el fortalecimiento ético de los funcionarios con la persecución a los cuerpos de seguridad ilegal privada del traficante produce un efecto simultáneo de aumento del costo de soborno y del costo de la seguridad, que aumenta el efecto de disuasión para el traficante. Si en estas circunstancias el traficante acude a la violencia contra los funcionarios, esto producirá una reducción del costo medio del soborno; por ello, la persecución a las fuerzas de seguridad ilegal privada debe ir acompañada de mecanismos de protección de los funcionarios responsables del sistema de administración de justicia que operan en el territorio.

En torno a las medidas orientadas a la reducción de la oferta, y en consideración a que el traficante no es un productor, la reducción de los cultivos ilícitos en una región dada no produce pérdidas para el traficante, sino que lo obliga a cambiar de zona de trabajo.

Para finalizar, es pertinente plantear algunos comentarios sobre los supuestos más restrictivos del modelo. En primer lugar, este modelo supone que el ingreso del traficante proviene de una sola región y exclusivamente del tráfico de drogas; en las regiones productoras, se ha registrado que algunos traficantes integran los servicios de seguridad ilegal privada y diversifican sus rentas por medio de la extorsión, el secuestro, y otras actividades delictivas “complementarias”. En este caso, la función de beneficio debe modificarse incluyendo los ingresos y costos de las demás actividades, y si bien las conclusiones principales de este modelo continúan siendo válidas, es probable que el efecto de control de una de las actividades produzca un impulso al desarrollado de las demás actividades ilícitas, como es posible suponer que sucede con la extracción ilícita de oro en las regiones productoras de cultivos de coca.

También es pertinente examinar el tercer supuesto, que propone que el traficante no puede forzar a los productores a producir. Incorporar la coerción en el modelo implica, por una parte, modificar la función de oferta en la que un precio inferior puede dar como resultado la cantidad requerida para la maximización; en segundo lugar, debe integrar un efecto de desplazamiento forzado para aquellos productores agropecuarios que prefieran el desarraigo a la vida bajo amenaza, lo que exige otro desarrollo formal.

El último supuesto fuertemente restrictivo es el que plantea que los costos de seguridad, corrupción y compra de producto ilegal deben ser pagados con ingresos del mismo lugar, y asumir que el traficante no cuenta con recursos de otras fuentes (lícitos o ilícitos). La flexibilización de este supuesto amerita un análisis formal particular, que puede partir de la consideración de por lo menos dos zonas de producción simultáneas o de un *stock* de capital que puede modificar los límites

de gasto en una región determinada. No obstante, de mantenerse una condición de gasto que supere los ingresos en una zona de producción específica por acción del sistema de administración de justicia, el traficante migrará a otra región.

En todos los casos, tanto los examinados en este modelo como los derivados de la flexibilización de los supuestos, el talón de Aquiles para la ilegalidad está determinado por la presencia activa y suficiente del sistema de administración de justicia en el territorio, por la garantía efectiva del derecho a la seguridad para los funcionarios y por la persistencia de la condición de ilegalidad de las drogas, que establece un diferencial de precios extremadamente favorable para el producto ilegal y que hace de esta actividad una posibilidad de generación de rentas extraordinarias para los que consiguen sobrevivir a la acción de la justicia.

RECONOCIMIENTOS

Este artículo es producto de la investigación doctoral. El autor agradece los comentarios y sugerencias de los evaluadores del borrador, que contribuyeron a mejorar la calidad de este trabajo.

REFERENCIAS

1. Atehortúa Cruz, A. L., & Rojas Rivera, D. M. (2014). Debate el narcotráfico en Colombia: pioneros y capos. *Historia y Espacio*, 4(31), 169-207.
2. Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169-217.
3. Betancourt, D., & García, M. L. (1994). *Contrabandista, marimberos y mafiosos: historia de la mafia colombiana (1965-1992)*. Bogotá, Colombia: TM Editores.
4. Bogliacino, F., & Naranjo, A. J. (2012). Coca leaves production and eradication: A general equilibrium analysis. *Economics Bulletin*, 32(1), 382-397.
5. Castillo, A. del. (2001). El soborno: un marco conceptual para su análisis. *Gestión y Política Pública*, 10(2), 275-307.
6. Corchón, L., & Dahm, M. (2010). Foundations for contest success functions. *Economic Theory*, 43(1), 81-98. <https://doi.org/10.1007/s00199-008-0425-x>
7. Ehrlich, I. (1975). The deterrent effect of capital punishment: A question of life and death. *The American Economic Review*, 65(3), 397-417.
8. Ehrlich, I. (1996). Crime, punishment, and the market for offenses. *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 43-67. <https://doi.org/10.1257/jep.10.1.43>
9. Fernández Andrade, E. M. (2002). *El narcotráfico y la descomposición política y social: el caso de Colombia*. Bogotá, Colombia: Plaza y Valdés.

10. Garay Salamanca, L. J., & Salcedo-Albarán, E. (2012). *Narcotráfico, corrupción y Estados: cómo las redes ilícitas han reconfigurado las instituciones en Colombia, Guatemala y México*. Ciudad de México, México: Debate.
11. Grossman, H. I. (2002). "Make us a king": Anarchy, predation, and the state. *European Journal of Political Economy*, 18(1), 31-46. [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(01\)00067-2](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(01)00067-2)
12. Grossman, H. I., & Mejía, D. (2008). The war against drug producers. *Economics of Governance*, 9(1), 5-23. <https://doi.org/10.1007/s10101-007-0036-1>
13. Henderson, J. D. (2012). *Víctima de la globalización: la historia de cómo el narcotráfico destruyó la paz en Colombia*. Bogotá, Colombia: Siglo del Hombre.
14. Herrera Saavedra, J. (2009). *Una breve aproximación teórica a modelos de monopsonio y oligopsonio*. Recuperado de <http://fce.unal.edu.co/media/files/documentos/Comunicaciones/oligopsonio.pdf>
15. Hirshleifer, J. (1989). Conflict and rent-seeking success functions: Ratio vs. difference models of relative success. *Public Choice*, 63(2), 101-112. <https://doi.org/10.1007/BF00153394>
16. Ibanez, M., & Carlsson, F. (2010). A survey-based choice experiment on coca cultivation. *Journal of Development Economics*, 93(2), 249-263. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.10.002>
17. Jain, A. K. (2001). Corruption: A review. *Journal of Economic Surveys*, 15(1), 71-121. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00133>
18. Jia, H., Skaperdas, S., & Vaidya, S. (2013). Contest functions: Theoretical foundations and issues in estimation. *International Journal of Industrial Organization*, 31(3), 211-222. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2012.06.007>
19. Joinet, L. (1996). Report to the Sub Commission on Prevention of Discrimination and Protection of Minorities. UN Report 1996.
20. Konrad, K. A., & Skaperdas, S. (2012). The market for protection and the origin of the state. *Economic Theory*, 50(2), 417-443. <https://doi.org/10.1007/s00199-010-0570-x>
21. López, L. R., & Segura, J. L. (2015). Las redes del narcotráfico y sus interacciones: un modelo teórico. *Revista de Economía Institucional*, 17(32), 183-212. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2625312
22. Mejía, D., & Restrepo, P. (2008). *The war on illegal drug production and trafficking: An economic evaluation of Plan Colombia* (Documento CEDE, 19). Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1485690

23. Mendoza, J. L. (2000). Análisis económico de la corrupción. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la UNMSM*, 18. Recuperado de <http://200.62.146.19/bibvirtualdata/publicaciones/economia/18/a07.pdf>
24. Moreno-Sanchez, R., Kraybill, D. S., & Thompson, S. R. (2003). An econometric analysis of coca eradication policy in Colombia. *World Development*, 31(2), 375-383. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(02\)00192-4](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00192-4)
25. Ortiz, C. H. (2002). Luchando infructuosamente contra la hidra: un modelo sencillo del narcotráfico. *Cuadernos de Economía*, 21(37), 139-159. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/ceco/v21n37/v21n37a07.pdf>
26. Penrose, M. M. (1999). Impunity-inertia, inaction, and invalidity: A literature review. *International Law Journal*, 17, 269-273.
27. Raffo, L. (2010). Narcotráfico y conflicto: ¿por qué bajó el precio de la cocaína? *Revista de Economía Institucional*, 12(23), 229-258. Recuperado de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1724822
28. Serrano López, M. (2017). Condición monopsonica de los mercados ilegales: el caso de los cultivos ilícitos de coca. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 49-73. <http://dx.doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n70.48671>.
29. Skaperdas, S. (1996). Contest success functions. *Economic Theory*, 7(2), 283-290. <https://doi.org/10.1007/BF01213906>
30. Skaperdas, S. (2002). Warlord competition. *Journal of Peace Research*, 39(4), 435-446. <https://doi.org/10.1177/0022343302039004004>
31. Tilly, C. (1985). War making and state making as organized crime. En T. Skocpol, P. Evans & D. Rueschemeyer (Eds.), *Bringing the state back in*. Cambridge, RU: Cambridge University Press.
32. Tobón, A. (2012). *Dinámicas y usos de la violencia neoparamilitar en el Valle del Cauca*. Bogotá, Colombia: Centro de Recursos para el Análisis de Conflictos.
33. Vargas Manrique, C. E. (2004). Cultivos ilícitos y erradicación forzosa en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 23(41), 109-141. Recuperado de http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-4772200400200005
34. Viñuales, J. (2007). Impunity: Elements for an empirical concept. *Law and Inequality*, 25, 115-145.

MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS DE LA PRODUCCIÓN Y EXPORTACIÓN DE AUTOMÓVILES LIGEROS DE MÉXICO (1999-2018)

Lucila Godínez-Montoya
Esther Figueroa-Hernández
Francisco Pérez-Soto

Godínez-Montoya, L., Figueroa-Hernández, E., & Pérez-Soto, F. (2020). Modelo de ecuaciones simultáneas de la producción y exportación de automóviles ligeros de México (1999-2018). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 975-999.

Este artículo analizó el alto grado de integración de la industria automotriz de México con la economía estadounidense, ya que alrededor del 73,0 % del total de las exportaciones de vehículos manufacturados se dirigen a este país. El objetivo consistió en analizar la influencia de algunas variables macroeconómicas sobre

L. Godínez-Montoya
Universidad Autónoma del Estado de México, México. Correo electrónico: lgodinezm@uaemex.mx
E. Figueroa-Hernández
Universidad Autónoma del Estado de México, México. Correo electrónico: esther.f.her@gmail.com
F. Pérez-Soto
Universidad Autónoma Chapingo, México. Correo electrónico: perezsotofco@gmail.com

Sugerencia de citación: Godínez-Montoya, L., Figueroa-Hernández, E., & Pérez-Soto, F. (2020). Modelo de ecuaciones simultáneas de la producción y exportación de automóviles ligeros de México (1999-2018). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 975-999. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.75450>

Este artículo fue recibido el 10 de octubre de 2018, ajustado el 11 de febrero de 2019 y su publicación aprobada el 13 de febrero de 2019.

la producción de automóviles ligeros en México y su exportación a los Estados Unidos, para lo cual se formuló un modelo de ecuaciones simultáneas. Se concluyó que tanto la producción de automóviles como las exportaciones resultaron ser altamente significativas, lo que muestra la alta interrelación entre estas variables.

Palabras clave: producción de automóviles ligeros; exportación de automóviles ligeros; ecuaciones simultáneas; variables macroeconómicas.

JEL: B23; C01; C3; F15; F40.

Godínez-Montoya, L., Figueroa-Hernández, E., & Pérez-Soto, F. (2020). Model of simultaneous equations of the production and export of light automobiles of Mexico (1999-2018). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 975-999.

The present investigation analysed the high degree of integration of the automotive industry of Mexico with the American economy, given that about 73,0 % of the total exports of manufactured vehicles are directed to this country. The objective was to analyse the influence of some macroeconomic variables on the production of light cars in Mexico and their exportation to the United States, for which a model of simultaneous equations was formulated. It was concluded that both automobile production and exports were highly significant, which shows the high interrelation between these variables.

Keywords: Production of light automobiles; export of light automobiles; simultaneous equations; macroeconomic variables.

JEL: B23; C01; C3; F15; F40.

Godínez-Montoya, L., Figueroa-Hernández, E., & Pérez-Soto, F. (2020). Modelo de equações simultâneas da produção e exportação de automóveis leves do México (1999-2018). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 975-999.

Este artigo analisou o alto grau de integração da indústria de automóveis do México com a economia estadunidense, já que ao redor de 73,0% do total das exportações de veículos manufaturados se dirigem a este país. O objetivo consistiu em analisar a influência de algumas variáveis macroeconômicas sobre a produção de automóveis leves no México e sua exportação aos Estados Unidos, para isso, formulou-se um modelo de equações simultâneas. Concluiu-se que tanto a produção de automóveis como as exportações resultaram altamente significativas, o que deixa ver a alta inter-relação entre estas variáveis.

Palavras-chave: produção de automóveis leves; exportação de automóveis leves; equações simultâneas; variáveis macroeconômicas.

JEL: B23; C01; C3; F15; F40.

INTRODUCCIÓN

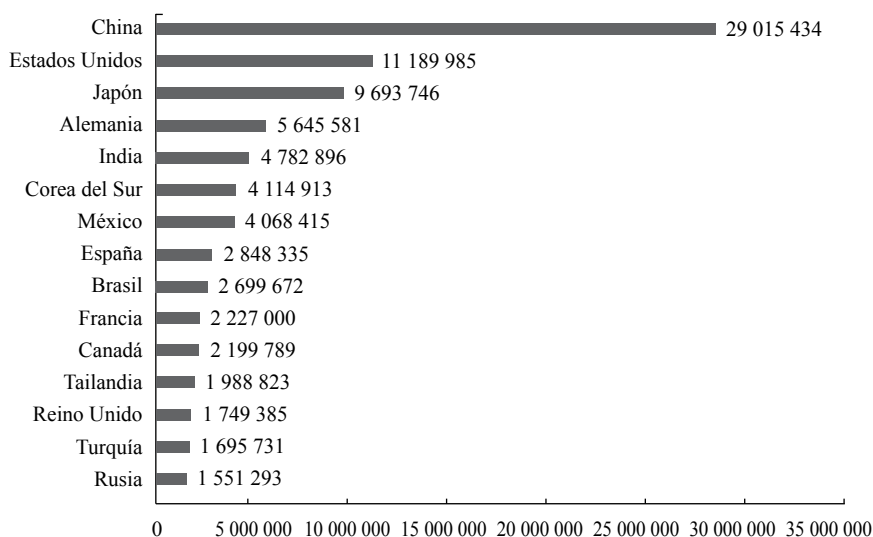
En las últimas décadas, el sector automotor ha sido una de las industrias más importantes de la actividad económica, dado el impacto económico que genera en las regiones, además de que impulsa el crecimiento del sector secundario, no solo de los países que integran el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), sino también en todo el mundo (Centro de Estudios de las Finanzas Públicas [CEFP], 2017). “A nivel mundial, la importancia de la industria automotriz en las economías nacionales y su papel como propulsor para el desarrollo de otros sectores de alto valor agregado, han provocado que diversos países tengan como uno de sus principales objetivos el desarrollo y/o fortalecimiento de esta industria” (Secretaría de Economía [SE], 2012, p. 3).

PRODUCCIÓN MUNDIAL DE AUTOMÓVILES

En 2017, la producción mundial total de automóviles fue de 97 302 534 unidades (CEFP, 2018) (Figura 1).

Figura 1.

Producción total de vehículos en el mundo en 2017 (unidades)

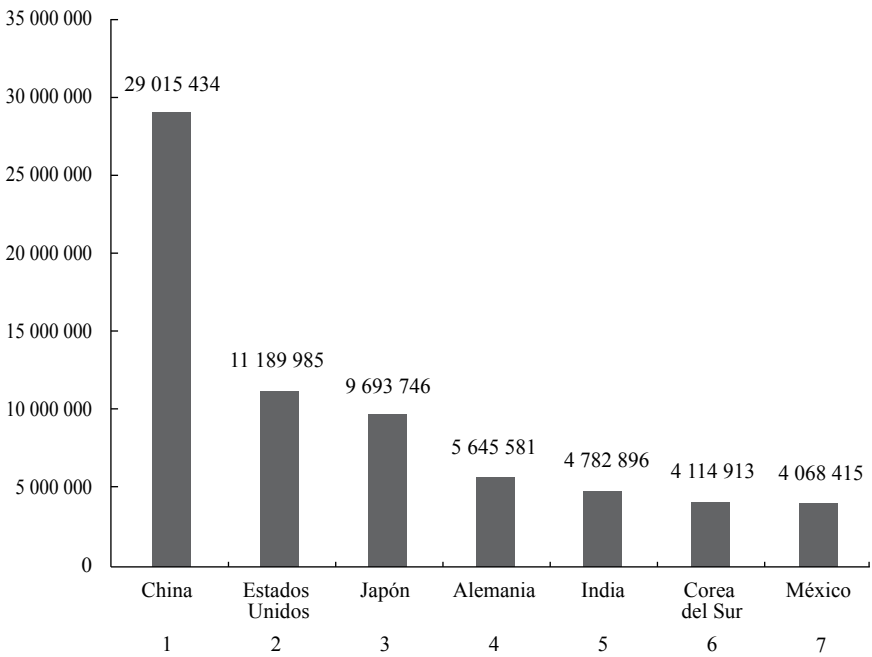


Nota: estas cifras incluyen la producción de automóviles ligeros, camionetas y vehículos pesados.

Fuente: elaboración propia con datos de la Organización Internacional de Constructores de Automóviles (OICA, 2017).

Respecto de la producción mundial total de automóviles, China fue el principal productor de automóviles en el mundo, ya que su producción representó el 29,8 %. El segundo lugar lo ocupó los Estados Unidos con el 11,5 %. En 2017, México siguió ocupando el séptimo lugar en la producción total de automóviles con el 4,2 % (Figura 1).

Figura 2.
El *top* de los principales productores de automóviles a nivel mundial en 2018
(número de unidades)



Fuente: elaboración propia con datos de Motor Pasión (2018).

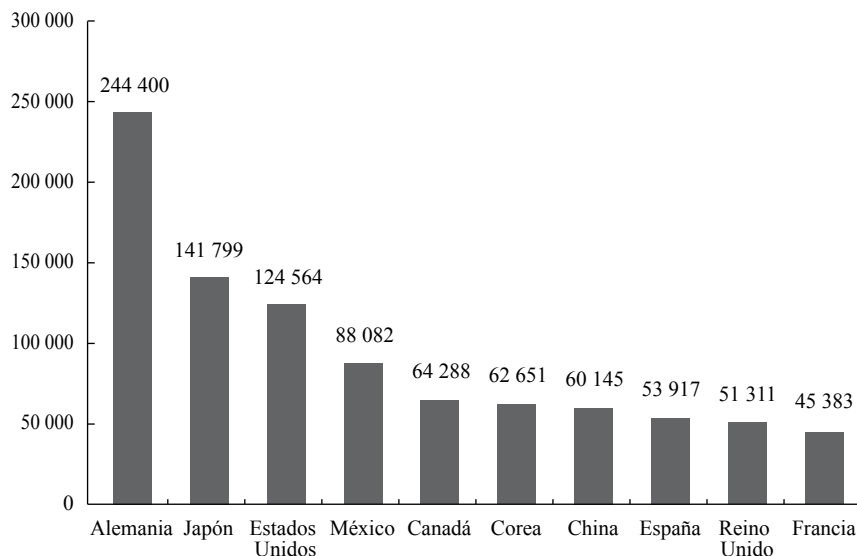
En la Figura 2 se puede observar que para 2018 la participación de los principales países productores de automóviles a nivel mundial no cambió. China sigue ocupando el primer lugar con 29 015 434 unidades, seguido de los Estados Unidos con 11 189 985, Japón con 9 693 746 y México en séptimo lugar con 4 068 415 unidades.

COMERCIO INTERNACIONAL DE AUTOMÓVILES

Específicamente para 2016, el valor de las exportaciones a nivel mundial fue de USD 1,349 billones (CEFP, 2018, p. 3).

Figura 3.

Principales países exportadores de automóviles en 2016 (millones de dólares)



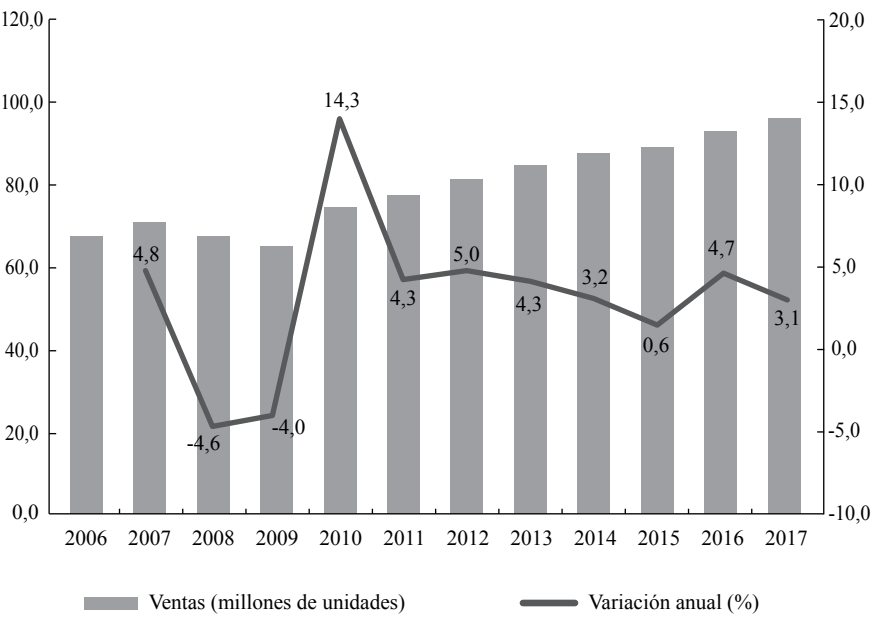
Fuente: elaboración propia con datos del CEFP (2018, p. 4).

Dentro de las exportaciones de automóviles en el mundo, destaca la participación de Alemania, país que ocupó el primer lugar con 244 400 millones de dólares (mdd) exportados, seguido de Japón con 141 799 mdd, los Estados Unidos ocuparon el tercer lugar con 124 564 mdd y en cuarto lugar México con 88 082 mdd; tan solo estos cuatro países concentraron el 44,4 % de las exportaciones en el mundo. Se puede observar que, aunque China ocupa el primer lugar como productor de automóviles a nivel mundial, como exportador se encuentra en el séptimo lugar, de modo que es superado por México. En cambio, México ocupa el séptimo lugar como productor, sin embargo, como exportador la cuarta posición (Figura 3).

A nivel mundial, los Estados Unidos son el principal comprador de automóviles, con un valor de 284,8 mil mdd; México ocupa el décimo lugar como importador con 37,2 mdd (CEFP, 2018).

Por otra parte, las ventas mundiales de automóviles crecieron a una tasa media anual del 3,3 % entre 2005 y 2017, esto se explica por la caída que sufrieron las ventas durante de la crisis financiera mundial (2008-2009), que afectó financieramente a armadoras estadounidenses, principalmente. Entre 2012 y 2015, la tendencia de crecimiento fue a la baja, en este periodo “influyó la desaceleración de la economía mundial marcada por la debilidad de la demanda global, debilitando el comercio internacional, para recuperase ligeramente en 2016 de 4,7 %, y en 2017 de 3,1 % anual” (CEFP, 2018, p. 3) (Figura 4).

Figura 4.
Ventas mundiales anuales de automóviles (2006-2017)



Fuente: elaboración propia con datos de CEFP (2018, p. 3).

Importancia de la industria automotriz en México

En el contexto de la apertura de los mercados globales, México ha estado en posibilidad de firmar acuerdos comerciales con diferentes regiones a nivel mundial (CEFP, 2018), y actualmente la economía mexicana es una de las de mayor apertura a nivel internacional, ya que ha firmado “12 Tratados de Libre Comercio con 46 países, 32 Acuerdos para la Promoción y Protección Recíproca de las Inversiones (APRI) y 9 Acuerdos de Complementación Económica y Acuerdos de Alcance Parcial, en el marco de la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI)” (Carbajal y Carrillo, 2017, p. 3), lo que indica que el país ha diversificado sus mercados hacia el resto del mundo. Y dadas sus ventajas competitivas que consisten en mano de obra calificada, barata y abundante, así como a la cercanía geográfica con los mercados de los Estados Unidos y Canadá (Covarrubias, 2014), la economía de estos dos países presenta un alto grado de interrelación derivado de las exportaciones e importaciones, sobre todo a partir de la implementación del TLCAN en 1994 (Solís, 2016). Este acuerdo comercial impulsó la exportación de la industria manufacturera, y dentro de esta principalmente la automotriz, e integró su producción entre México, los Estados Unidos y Canadá (CEFP, 2018).

Sin embargo, México participa como productor de automóviles desde la segunda década del siglo XX (SE, 2016). Durante este tiempo, la industria automotriz creció enormemente en el periodo de 1965 a 1970, al mismo tiempo que surgieron mercados paralelos en esta industria como el de las autopartes (Trujillo, 2015).

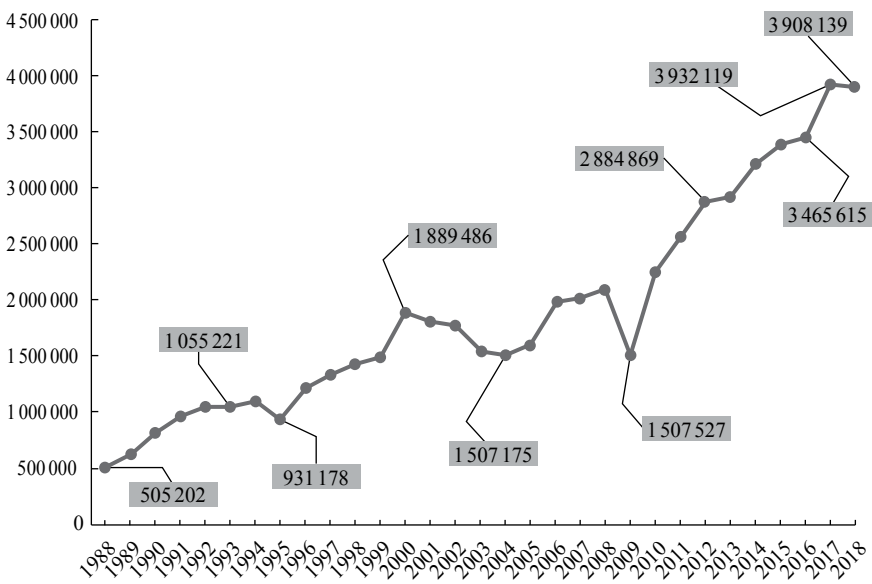
El desarrollo de esta industria “es resultado de una serie de sucesos y transformaciones que incluyen, por un lado, la evolución hacia la globalización del sector a nivel internacional, así como el alineamiento de la política industrial a nivel nacional” (Vicencio, 2007, p. 213). Debido a la creciente globalización que envolvió al sector automotor a partir de 2000, esta pasó del ensamblado de autos económicos a modelos dirigidos al mercado global con mayor sofisticación tecnológica y valor agregado (SE, 2012). En este contexto, la industria automotriz es un sector estratégico para la actividad económica del país, ya que representa una plataforma para la producción y exportación a nivel internacional (Carbajal, Almonte y Mejía, 2016). En 2017, México se mantuvo como el séptimo productor de automóviles a nivel mundial y el cuarto como exportador (CEFP, 2018). En el mismo año, el 83,9 % de las exportaciones del país se destinaron a Norteamérica, donde el 75,3 % de estas se dirigieron hacia a los Estados Unidos, el 8,6 % a Canadá, el 5,9 % a Centroamérica y Suramérica, el 3,7 % a Europa, el 0,5 % a Asia y el 6,1 % restante a otros destinos (Asociación Mexicana de la Industria Automotriz [AMIA], 2017).

Además, en 2017, la industria automotriz contribuyó al crecimiento económico del país con el 3,7 % del producto bruto interno (PIB) nacional y el 20,2 % del producto manufacturero, de modo que es la segunda actividad económica que más aporta a este. Dentro de este sector automotor, la actividad que más aporta al PIB de la industria automotriz es la fabricación de automóviles y camiones con el 55,3 %. La industria automotriz es importante generadora de empleos en el país; en 2017, el personal ocupado fue de 824 000 personas, de los cuales 710 000 fueron obreros y 114 000 empleados, y de estos la actividad que más demanda fuerza de trabajo es la fabricación de partes para vehículos automotores (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2018).

PRODUCCIÓN DE AUTOMÓVILES LIGEROS

La importancia de la industria automotriz radica en la contribución de este sector en la producción nacional y específicamente en la manufacturera. La entrada en vigor del TLCAN en 1994 permitió el establecimiento y crecimiento de grandes empresas transnacionales en México (CEFP, 2017), lo que demandó la modernización en esta industria (SE, 2012), la cual se divide en la producción de vehículos ligeros, pesados, así como de autopartes (CEFP, 2017).

Figura 5.
Producción total de automóviles ligeros de México (1988-2018) (unidades)



Fuente: elaboración propia con datos la AMIA (2018a).

Como se observa en la Figura 5, de 1988 a 2018 la producción de automóviles ligeros aumentó a una tasa de crecimiento media anual (TCMA) del 7,1 %. Sin embargo, en 1995, se presentó la primera caída importante en la producción debido a la crisis económica, año en el cual la producción de vehículos disminuyó un 15,1 % respecto de 1994.

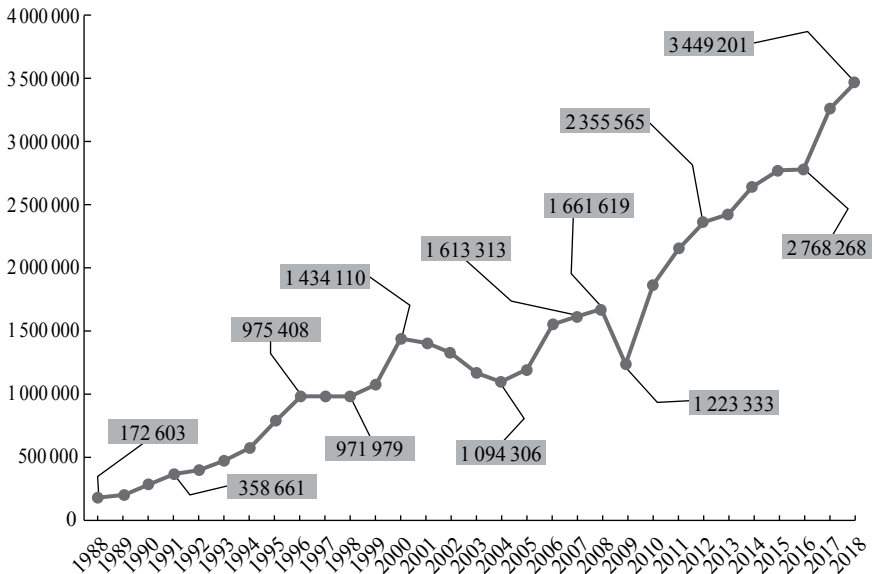
De 2001 a 2004, se observa en la misma figura una reducción en la producción, la cual se puede explicar por la desaceleración de la economía de los Estados Unidos como por la reconversión de las líneas de producción (SE, 2012). Cabe señalar que durante 2004 México se situó en el onceavo lugar como productor de automóviles a nivel mundial (Rodríguez, 2015), la producción de autos se vio interrumpida por la crisis económica mundial de 2009, que cayó un 28,3 % respecto de 2008, por la contracción de este mercado en los Estados Unidos (SE, 2012). A partir de 2014, esta rebasó los 3 millones de unidades, y en 2015 se colocó como el séptimo productor de autos a nivel mundial y rebasó a la India, Corea del Sur y Alemania, y el primero en América Latina, por encima de Brasil (Carbajal y Carrillo, 2016; Rodríguez, 2015). En 2017, la producción nacional de automóviles superó los 3,9 millones, y se estableció un nuevo máximo histórico, lo que representó un incremento del 13,5 % respecto de 2016. Para diciembre de 2018, esta producción alcanzó los 3 908 139 unidades, lo que representó una disminución del 0,6 % en relación con diciembre de 2017.

EXPORTACIÓN DE AUTOMÓVILES LIGEROS

En 2017, México ocupó el cuarto lugar como exportador de vehículos a nivel mundial, lo antecedieron países como Alemania, Japón y los Estados Unidos (INEGI, 2018).

Figura 6.

Exportación total de automóviles ligeros de México (1988-2018) (unidades)



Fuente: elaboración propia con datos de la AMIA (2018a).

Como se puede observar en la Figura 6, de 1988 a 2018 las exportaciones aumentaron a una TCMA del 10,5 %. En 1994, año en que entró en vigor el TLCAN, las exportaciones de estos vehículos ligeros llegaron a representar el 51,7 % de la producción total; a partir de ese año, las exportaciones siguieron creciendo, sin embargo, en 2009, disminuyó a un 26,4 % respecto de 2008.

Por primera vez en 2014, la producción del sector automotor en el país rebasó los tres millones de automóviles ligeros (3 219 786 de unidades), de las cuales el 82,1 % se destinó para la exportación. Para 2015, México exportó 2 758 896 unidades, lo que le permitió ocupar el cuarto lugar a nivel mundial (Figura 6) (AMIA, 2018a; CEF, 2018). En 2018, México continuó ocupando el cuarto sitio a nivel mundial como exportador de vehículos, y logró 3 449 201 unidades enviadas al extranjero (Figura 6).

Tabla 1.

Destino de las exportaciones de vehículos ligeros de México (2016-2017) (número de vehículos, %)

Región	Año			
	2016		2017	
	Absoluto	Relativo	Absoluto	Relativo
Norteamérica	2 553 381	92,3	2 783 706	89,8
	2 380 048	86,0	2 602 464	83,9
Estados Unidos	2 133 724	77,1	2 335 245	75,3
Canadá	246 324	8,9	267 219	8,6
Centroamérica	19 340	0,7	14 916	0,5
Puerto Rico	10 370	0,4	14 916	0,5
Perú	8970	0,3	0	0,0
Suramérica	153 993	5,6	166 326	5,4
Argentina	38 994	1,4	40 635	1,3
Brasil	46 046	1,7	49 043	1,6
Chile	19 189	0,7	26 581	0,9
Colombia	49 764	1,8	50 067	1,6
Europa	79 181	2,9	114 063	3,7
Alemania	79 181	2,9	96 753	3,1
Italia	0	0,0	17 310	0,6
Asia	12 141	0,4	14 325	0,5
China	12 141	0,4	14 325	0,5
Otros países	123 565	4,5	190 510	6,1
Total	2 768 268	100,1	3 102 604	100,1

Fuente: elaboración propia con datos de la AMIA (2016, 2017).

Es importante señalar que los Estados Unidos no son el único mercado de exportación de automóviles mexicanos (Rodríguez, 2015); sin embargo, sigue siendo el destino más importante, y junto con Canadá constituyen la principal región de destino de las exportaciones; esta situación se mantiene a pesar de que de 2016 a 2017 la participación de autos enviados a Norteamérica disminuyó un 2,1 %, y de 2017 a 2018 volvió a bajar un 2,3 %. No obstante, en México se están diversificando las exportaciones a otros países, como es el caso de Europa y Asia; respecto

de este último, China comenzó a figurar como uno de los principales países de las exportaciones del 0,4 % al 0,5 % del total de las exportaciones del periodo (Tabla 1).

Esto se debe a que “la industria automotriz se encuentra inmersa entre lo que podría ser un proceso de transición ante los posibles cambios vinculados a la estructura de los bloques comerciales y a las prácticas comerciales con tendencias proteccionistas a nivel internacional, lo que hace que se pueda enfrentar a nuevos retos en los que se vean reasignaciones de los flujos de capital entre las naciones y una reorganización de las cadenas productivas y su logística” (CEFP, 2018, p. 12).

Es por ello que, al iniciar el 2017, el plan de México para diversificar el comercio y disminuir la excesiva dependencia comercial de Estados Unidos, con el fin de mejorar el acceso a las exportaciones hacia América Latina fueron: a) fortalecer la integración regional con la Alianza del Pacífico (AP), b) promover negociaciones comerciales para ampliar los acuerdos de complementación económica con Argentina (ACE 6) y Brasil (ACE 53), en el marco de la Asociación Latinoamericana de Integración (Aladi) (De la Mora, 2018, p. 11); y c) suscribir junto con otros 10 países el Acuerdo Integral y Progresista de Asociación Transpacífico (CPTPP, por sus siglas en inglés) como un nuevo instrumento legal tras la separación oficial de Estados Unidos del Tratado de Asociación Transpacífico (TPP, por sus siglas en inglés) el 23 de enero de 2017 (CEFP, 2018, p. 5).

INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN EL SECTOR AUTOMOTOR EN MÉXICO

El sector automotor en México ha sido el principal receptor de inversión extranjera directa (IED): de 2000 a 2017, captó 60 677 mdd, seguido de la banca múltiple con 56 109 mdd, en tercer lugar está la industria de las bebidas con 39 365 mdd, entre los más importantes (AMIA, 2018b).

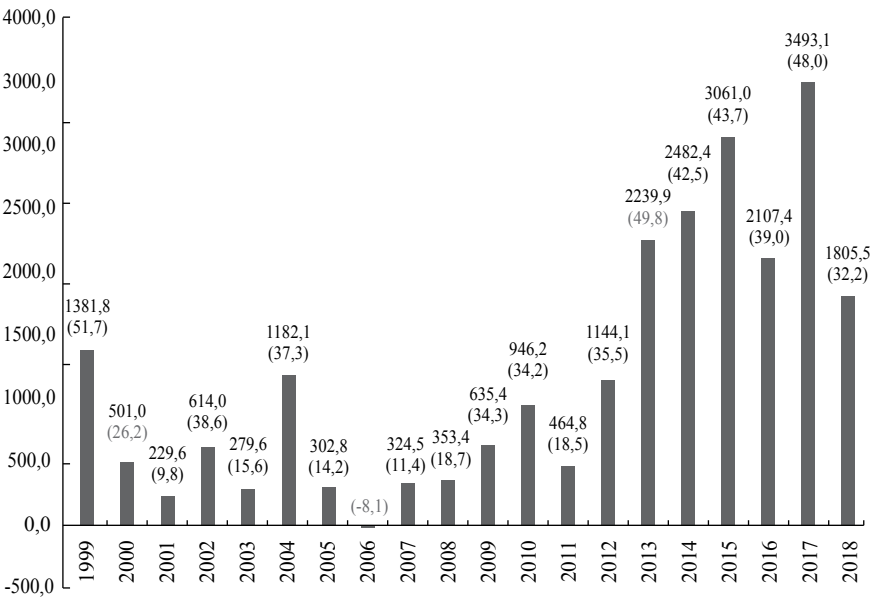
De acuerdo con las estadísticas de la SE (1999-2018), en este periodo México recibió IED por un monto de 530 028,6 mdd; de esta, el 12,9 % (68 410,8 mdd) se dirigió al sector automotor. En este mismo periodo, la IED destinada a la fabricación de automóviles y camionetas fue del 34,4 % (23 540,3 mdd) con respecto a la IED destinada al sector.

Como se puede observar en la Figura 7, dentro del sector automotor, la IED destinada a la fabricación de autos y camionetas comenzó a tomar mayor importancia a partir de 2009, y alcanzó el máximo porcentaje de captación, en 2017, con el 48,0 % (3493,1 mdd).

CADENAS GLOBALES DE VALOR

Actualmente, el comercio internacional se encuentra inmerso en las llamadas cadenas globales de valor, que implican procesos productivos especializados

Figura 7.
IED en la fabricación de automóviles y camionetas* (1999-2018) (mdd y % respecto de la IED automotriz)



Nota: esta información corresponde a la rama subrama 33611 Fabricación de automóviles y camionetas. Información trimestral, de 1999 al tercer trimestre de 2018.
Fuente: elaboración propia con información de la SE (1999-2018).

(Buenrostro, 2015). Así, las empresas distribuyen las operaciones en diferentes países, las cuales van desde el diseño del producto, pasando por la fabricación de las piezas, el ensamblaje y hasta su comercialización (Stephenson, 2015).

Entre países, los desarrollados organizan la producción, realizan actividades de alto valor agregado y presentan altos porcentajes de comercio intrarregional que invitan a la producción a nivel mundial, y tienen lugar principalmente en regiones como Norteamérica, la Unión Europea y Asia Oriental, de modo que son los países que están al frente de ellas los Estados Unidos, Alemania y Japón, respectivamente. Contrario a esto, los países en desarrollo realizan actividades de menor valor agregado, como el ensamble, ya que presentan ventajas comparativas en el costo de la mano de obra principalmente, como México, Brasil o China (Buenrostro, 2015; ProMéxico, 2017).

Entre las acciones de política económica más importantes que ha firmado México a nivel internacional está el TLCAN en 1994, lo que permitió la integración de los países de Norteamérica (Vega y Campos, 2016), por ejemplo: “81,0 % de las exportaciones de México se destinan a Estados Unidos, de donde se obtiene 46,5 % de

nuestras importaciones totales. Como contraparte, en 2017, Estados Unidos envió 15,7 % de sus exportaciones a México, mientras que 12,7 % de sus importaciones provinieron de nuestro país” (De la Mora, 2018, p. 9). Dentro de este tratado, la industria automotriz pasó de ser solo una actividad comercial a una integración productiva enmarcada en las cadenas de valor entre los tres países (CEFP, 2017).

“En el país, se producen vehículos que se venden en todo el mundo, autopartes que se integran con éxito a las cadenas de valor de la industria global y se fortalecen nichos como el segmento de vehículos Premium. Además, año con año el país incrementa su participación en actividades de ingeniería, diseño e investigación y desarrollo” (ProMéxico, 2016, p. 8).

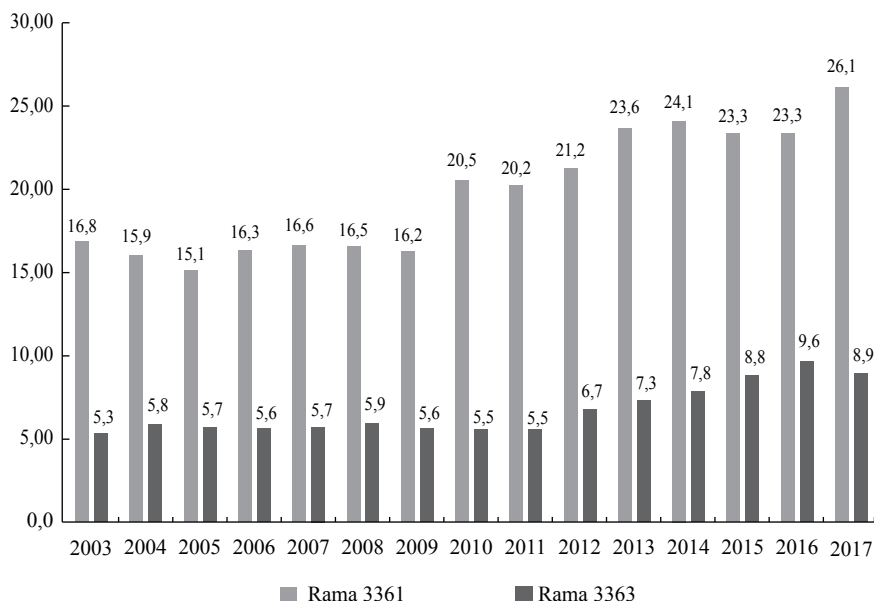
Por esta razón, la industria automotriz mexicana requiere desarrollar a mediano y largo plazo actividades de mayor valor agregado, lo que implica redoblar esfuerzos en áreas de investigación, desarrollo e innovación (I+D+i), dado que en los últimos años ha pasado de ser un productor de autos de bajo costo y poco desarrollo tecnológico a un fabricante de vehículos de lujo con alto contenido tecnológico. En este sentido, las actividades que se realizan en el sector automotor en los países desarrollados y en desarrollo se reflejan en la contribución al valor agregado global. De esta manera, los países que lideran a los países desarrollados desde el punto de vista de las cadenas globales de valor contribuyen con la mitad de este valor, mientras que los países en desarrollo como México lo hacen con poco (ProMéxico, 2017). Ante esta nueva realidad, organizaciones internacionales como la Organización Mundial del Comercio (OMC) y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) han generado “estadísticas de comercio internacional sobre la base de valor agregado para desglosar el valor añadido en cada etapa de la cadena de producción y medir la contribución de cada socio comercial” (Stephenson, 2015, p. 13).

En México, la medición del Valor Agregado de Exportación de la Manufactura Global (VAEMG) se realiza para cuantificar la participación de la manufactura mexicana en el contexto internacional de las cadenas globales de valor. En 2017, este valor ascendió a 2 billones 640 257 millones de pesos corrientes, que representó el 19,3 % del valor de la producción de la industria manufacturera en su conjunto. En ramas de actividad productiva, entre las que más aportan al VAEMG está la fabricación de automóviles y camiones (26,1 %), como la fabricación de partes para vehículos automotores, con el 8,9 % (Manufactura, 2018).

Según la revisión anterior, el objetivo de este trabajo consistió en analizar la influencia de las variables macroeconómicas (IED destinada a la fabricación de automóviles y camionetas, venta al público de autos ligeros en México, crédito otorgado por la banca comercial al sector privado para bienes de consumo duradero, el tipo de cambio real peso-dólar, la tasa de interés promedio para crédito automotor, el PIB y la tasa de inflación ambos de los Estados Unidos) en la producción de automóviles ligeros en México y las exportaciones a los Estados Unidos.

Figura 8.

Valor agregado de exportación de la manufactura global (VAEMG) en el sector automotor en México (%)



Nota: la información corresponde a la rama 3361 Fabricación de automóviles y camiones y a la rama 3363 Fabricación de partes para vehículos automotores.

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2003-2017).

La hipótesis en la que se basó la investigación fue que existe una relación directa entre la producción de automóviles ligeros y las siguientes variables: IED destinada a la fabricación de automóviles y camionetas, la venta al público de autos ligeros, el crédito otorgado por la banca comercial al sector privado para bienes de consumo duradero y las exportaciones, así como una relación inversa entre la producción de automóviles ligeros y la tasa de interés y el tipo de cambio. Por otra parte, se espera una relación directa entre las exportaciones de automóviles ligeros y el PIB de los Estados Unidos, el tipo de cambio peso/dólar y la producción de automóviles; asimismo, una relación inversa con la inflación de los Estados Unidos.

METODOLOGÍA

Para llevar a cabo esta investigación, se consultaron diferentes fuentes como el Banco de México (Banxico), la Asociación Mexicana de la Industria Automotriz (AMIA), la Secretaría de Economía (SE), el Instituto Nacional de Estadística y

Geografía (INEGI), el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados (CEFP), el Diario Oficial de la Federación (DOF), además de documentos de investigadores e instituciones relacionados. A partir de estas fuentes, se obtuvo información estadística para las siguientes variables económicas: producción total de vehículos ligeros (*ProAut*), exportación de vehículos ligeros (*Xaut*), inversión extranjera directa (*IEDac*) destinada a la fabricación de automóviles y camionetas, venta al público de autos ligeros (*Vaut*), crédito otorgado por la banca comercial al sector privado para bienes de consumo duradero, (*CREDecd*), tipo de cambio real peso/dólar (*E*), tasa de interés promedio para crédito automotor (*r*), PIB de los Estados Unidos (*PIBEU*) y la tasa de inflación del mismo país (*INFEU*).

La información estadística que se recabó para cada una de las variables fueron datos anuales, de 1999 a 2018, que fue el periodo para el cual se contó con información.

El trabajo se llevó a cabo, por la estrecha relación comercial entre México y la Unión Americana, en cuanto al sector automotor se refiere, ya que gran parte (48,9 %) de los productos que México exporta a los Estados Unidos tienen que ver con esta industria (Carbajal y Carrillo, 2017). Por un lado, el 58,5 % de los insumos que se utilizan en la industria automotriz se importan, de estos “los que muestran un mayor componente importado son los motores y transmisiones; equipos y accesorios eléctricos; productos metálicos, y productos de hule” (INEGI, 2018, p. 18). Por otra parte, de acuerdo con las estadísticas de la AMIA (2018a), en promedio de 2005 a 2017, el 72,2 % de las exportaciones de vehículos ligeros de México se envió hacia los Estados Unidos; datos que mostraron el alto grado de integración y dependencia de esta industria respecto de la economía estadounidense.

Debido a esto se formuló un modelo econométrico de ecuaciones simultáneas para explicar el comportamiento y la interrelación de la producción de vehículos ligeros en México y las exportaciones a los Estados Unidos.

El modelo econométrico de ecuaciones simultáneas de esta investigación contiene dos relaciones fundamentales:

La primera ecuación relaciona la producción de autos ligeros (*ProAut*) en México, con la *IEDac*, la *Vaut*, el *CREDecd*, el *E*, las *Xaut* y la *r*. La segunda relaciona las exportaciones de autos (*Xaut*) con el *PIBEU*, la *INFEU*, el *E* y la *ProAut*.

Donde las variables del sistema de ecuaciones simultáneas fueron las siguientes y en las unidades expresadas:

Variables endógenas (M)

$ProAut_t$ = Producción total de vehículos ligeros en México (unidades).

$Xaut_t$ = Exportación de vehículos ligeros (unidades), se consideró la información de la exportación total de vehículos ligeros de México, ya que no se contó con información de las exportaciones de este tipo de vehículos hacia los Estados Unidos específicamente, para el periodo analizado.

Variables predeterminadas (K)

$IEDac_t$ = IED destinada a la fabricación de automóviles y camionetas (mdd a precios de 2018), la cual fue deflactada con el índice nacional de precios al consumidor (INPC) de los Estados Unidos base 2018.

$Vaut_t$ = Venta total al público de vehículos ligeros en México (unidades).

$CREDcd$ = Crédito vigente total otorgado por la banca comercial al sector privado para bienes de consumo duradero (mdp a precios de 2018), el cual fue deflactado con el INPC de México, base 2018. Se consideró este crédito debido a que solo se contó con información estadística respecto del crédito total otorgado por la banca comercial al sector privado para bienes de consumo duradero automotor, de 2011-2016, además de que este representó en promedio para ese periodo el 94,3 % respecto del crédito para bienes de consumo duradero.

E_t = Tipo de cambio real, peso/dólar (%), el tipo de cambio nominal se deflactó con el INPC base 2018.

r = Tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE) a 28 días y tasa de interés promedio ponderada por saldo de crédito automotor en operación del último bimestre (%). De 1999 a 2010, se utilizó la TIIE a 28 días (de acuerdo con el Banxico, es la tasa que los bancos utilizan como parámetro para establecer las tasas de interés que cobrarán por los créditos que otorgan); de 2011-2018, se utilizó la tasa de interés promedio ponderada por saldo de crédito automotor para el periodo de 2011 a 2018, ya que solo se contó con información estadística para estos años.

$PIBEU_t$ = PIB de los Estados Unidos (miles de mdd a precios de 2009), $INFEU_t$ = Tasa de inflación de los Estados Unidos (%).

Formulación del modelo

La forma estructural del sistema de ecuaciones simultáneas quedó de la siguiente manera, dada la interrelación de las variables endógenas y exógenas:

$$ProAut_t = \alpha_0 + \alpha_1 IEDac_t + \alpha_2 Vaut_t + \alpha_3 CREDcd_t + \alpha_4 E_t + \alpha_5 Xaut_t + \alpha_6 r_t + \varepsilon_t \quad (1).$$

$$Xaut_t = \beta_0 + \beta_1 PIBEU_t + \beta_2 INFEU_t + \beta_3 E_t + \beta_4 ProAut_t + \varepsilon_t \quad (2).$$

Identificación del modelo

Para llevar a cabo la identificación de las ecuaciones estructurales del sistema de ecuaciones simultáneas, se consideró la condición de orden, ya que, como lo indican Gujarati y Porter (2010), en la práctica, esta condición es generalmente adecuada para asegurar la identificabilidad.

Tabla 2.

Identificación por orden del modelo de ecuaciones simultáneas

Número de ecuación	K-k	m-1	K-k >= m-1	Identificación
1	10-5	2-1	5 > 1	Sobreidentificada
2	10-3	2-1	7 > 1	Sobreidentificada

Fuente: elaboración propia.

Como se muestra en la Tabla 2, las dos ecuaciones estructurales del sistema de ecuaciones simultáneas resultaron ser sobreidentificadas, por lo que, para estimar los parámetros estructurales, se utilizó el método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), con el paquete estadístico Statistical Analysis System (SAS), ya que está especialmente diseñado para manejar ecuaciones sobreidentificadas (Gujarati y Porter, 2010).

ANÁLISIS DE RESULTADOS

En este apartado se llevó a cabo el análisis estadístico y económico, y se tomó como base los coeficientes estructurales estimados a partir del método de MC2E y su relación con la teoría económica. Finalmente, se interpretaron las elasticidades.

Análisis estadístico

El análisis estadístico se basó en el coeficiente de determinación (R^2), el valor de la F calculada (F_c), el cuadrado medio del error, el valor de las t parciales para cada uno de los estimadores, a partir del análisis de la varianza. Para probar la significancia estadística de cada una de las ecuaciones de regresión ajustada, se consideraron los siguientes juegos de hipótesis, $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0$ contra $H_a: \alpha_i \neq 0$; $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ contra $H_a: \beta_i \neq 0$ para $i \geq 1$.

Los resultados del análisis de varianza (Tabla 3) indicaron que el valor de la prueba global para la ecuación de la producción total de vehículos ligeros (*ProAut*) fue la siguiente: la $F_c = 1312,25$ fue mayor que la $F_{t, 0,05 (6,11)} = 3,095$ con una probabilidad de 0,0001, por lo que se rechazó la hipótesis nula (H_0) en favor de la hipótesis alternativa (H_a), esto reveló que al menos uno de los parámetros estimados por la regresión de MC2E fue distinto de cero. La función de la producción total de vehículos ligeros de acuerdo con el coeficiente de determinación (R^2) fue explicada en un 99,8 % por las variables incluidas en la ecuación. Con respecto a la prueba individual, todas las variables resultaron ser estadísticamente significativas; sin embargo, las X_{aut} y la V_{aut} resultaron ser altamente significativas con un valor de t de $32,92 > 1$, y de $6,1 > 1$, respectivamente; entre las menos significativas estuvieron la r , el $CREDcd$, la $IEDac$ y el E , cuyos valores de t se pueden observar en la Tabla 3.

Tabla 3.
Análisis de varianza

Variable dependiente	Variables independientes					
Ecuación 1						
<i>ProAut</i>	<i>IEDac</i>	<i>Vaut</i>	<i>CREDcd</i>	<i>E</i>	<i>Xaut</i>	<i>R</i>
Coeficiente	16,39861	0,38018	−0,75538	−9327,42	1,032248	5834,88
t _c	1,28	6,1	−2,08	−1,22	32,92	2,41
P	0,2254	<0,0001	0,0616	0,2462	<0,0001	0,0349
R² = 0,9986 F-valor=1312,25 Prob > F = < 0,0001						
Ecuación 2						
<i>Xaut</i>	<i>PIBEU</i>	<i>INFEU</i>	<i>E</i>	<i>ProAut</i>		
Coeficiente	0,128119	−16162	−22651,2	0,83923		
t _c	0,01	−1,75	−3,75	26,48		
P	0,9917	0,1043	0,0024	<0,0001		
R² = 0,99689 F-valor = 1042,66 Prob > F = < 0,0001						

Fuente: elaboración propia con la salida del paquete estadístico SAS.

Respecto de la ecuación de las exportaciones de vehículos ligeros (*Xaut*), se obtuvo que el valor de la prueba global $F_c = 1042,66$ fue mayor que la $F_{t, 0,05 (4,13)} = 3,179$ con una probabilidad de 0,0001, por lo que se rechazó la hipótesis nula en favor de la hipótesis alternativa, de que al menos uno de los parámetros estimados por la regresión de MC2E fuera distinto de cero. El coeficiente de determinación (R^2) indicó que las *Xaut* fueron explicadas en un 99,68 % por las variables que se incluyeron en la ecuación. La prueba individual indicó que la *ProAut* resultó ser altamente significativa con valor de t de 26,48 >1 y las significativas fueron el E y la *INFEU* con un valor de $-3,75 > 1$ y $-1,75 > 1$, respectivamente. El *PIBEU* resultó no significativa.

Análisis económico

En este apartado se presenta el análisis económico de los coeficientes estructurales estimados, de acuerdo con la teoría económica:

$$\widehat{ProAut} = 149\,225,1 + 16,39861IEDac + 0,38018Vaut - 0,75538CREDcd \\ - 9327,42E + 1,0322Xaut + 5834,875r \quad (3)$$

$$\widehat{Xaut}_t = 334\,300,3 + 0,128119PIBEU - 16162,1INFEU - 22651,2E \\ + 0,839229ProAut \quad (4)$$

En la ecuación estimada de la *ProAut* (3), las variables *IEDac*, *Vaut*, el *E* y las *Xaut* cumplieron con el signo esperado de acuerdo con la teoría económica, ya que, al aumentar cada una de ellas en una unidad, se espera que la producción de automóviles ligeros en México aumente; y al aumentar el *E* peso/dólar, se espera que la producción de autos disminuya. Las variables que presentaron signo contrario al esperado fueron el *CREDcd* y la *r*, ya que, al incrementar en una unidad cada una de ellas, se esperaba que aumentara la producción de vehículos ligeros en México, sin embargo, el signo resultante fue negativo.

En esta investigación se consideró importante analizar el efecto de la *IED* en la *ProAut* y, específicamente, la destinada a la fabricación de automóviles y camionetas, ya que esta es un elemento importante en la industria automotriz, puesto que incide en la creación de empleos en el país, incrementa el desarrollo y la captación de divisas, estimula la competencia e incentiva la transferencia de nuevas tecnologías como las exportaciones (ProMéxico, 2017, p. 11). De acuerdo con información de la SE (1999-2018), tanto la *IED* destinada a la industria automotriz como la de la fabricación de automóviles y camionetas han ido en aumento. Por ejemplo, en 2010, la *IED* automotriz representó el 19,2 % de la *IED* manufacturera y el 10,1 % de la total, mientras que la *IED* de la fabricación de automóviles y camionetas captó el 34,2 % de la automotriz; para 2018, creció a un 50,5 % respecto de la *IED* manufacturera y un 23,2 % respecto de la total; sin embargo, en este año la dirigida a la fabricación de automóviles y camionetas disminuyó ligeramente respecto de 2010 y se colocó en un 32,2 %. No obstante, el comportamiento de la *IED* automotriz y específicamente la de automóviles y camionetas ha incidido en que esta fue estadísticamente significativa en la ecuación de la producción de automóviles y se cumplió con la teoría económica.

Las exportaciones resultaron con el signo esperado y altamente significativas en la función de la producción de automóviles, las cuales están estrechamente relacionadas, además cabe mencionar que el principal destino de las exportaciones de automóviles de México son sus socios comerciales del TLCAN (Estados Unidos y Canadá). De acuerdo con la AMIA (2018), en ese año, el país exportó un 88,3 % de su producción (3 449,201 unidades), de estas el 81,6 % se envió a países de Norteamérica y en particular a los Estados Unidos el 74,4 % (2 566,701 unidades).

Las ventas de automóviles también fueron estadísticamente significativas y con el signo esperado de acuerdo con la teoría económica, dado que de 2009 a 2016 las ventas en el mercado nacional aumentaron de 754 918 a 1 603 672 unidades (AMIA, 2018a); para 2017, disminuyeron el 4,6 % con respecto a 2016, y llegaron

a 1 530 317. Del total vendido en 2017, 624 077 se fabricaron en territorio nacional (41,0 %), mientras que el resto (906 240 vehículos) fueron importados (59,0 %) (CEFP, 2018). “Las ventas en el mercado mexicano en 2018 fueron de 34,6 % de vehículos producidos en el país y 65,4 % de origen extranjero” (AMIA, 2018c, p. 2).

De acuerdo con la teoría económica, se esperaba un signo negativo para la variable tipo de cambio (E), ya que, como se ha observado en las estadísticas presentadas, el mercado nacional no es donde se comercializa mayormente la producción de autos del país, sino el extranjero y principalmente los Estados Unidos. Además, para llevar a cabo la producción, la industria automotriz demanda insumos tanto nacionales como importados, de modo que son estos los más importantes y representaron el 58,5 % (INEGI, 2018). Cabe mencionar que la materia prima de este sector se cotiza en dólares (Mayoral, 2011), y esto es importante mencionarlo, ya que “tanto la fabricación de automóviles y camiones como la de autopartes para vehículos automotores tuvieron un porcentaje mayor de insumos importados que nacionales” (INEGI, 2018, p. 19). Por ello, respecto de la producción, se esperaba que la apreciación del tipo de cambio disminuyera la producción de automóviles en México.

Para la ecuación estimada de las exportaciones de vehículos ligeros (4), las variables *PIBEU*, *INFEU* y la *ProAut* cumplieron con el signo esperado de acuerdo con la teoría económica, por lo que se esperaba que, al aumentar en una unidad el *PIBEU* y la *ProAut*, las exportaciones de automóviles ligeros aumentaran, mientras que al subir la *INFEU*, se esperaba una disminución de las exportaciones de vehículos ligeros de México a los Estados Unidos. La variable que no obtuvo el signo esperado fue el E .

Se ha mencionado que el mercado estadounidense es el principal destino de las exportaciones de automóviles fabricados en México, por lo que, dada la importancia del consumo de vehículos ligeros mexicanos en los Estados Unidos, fue importante considerar la inflación de ese país en esta ecuación, ya que, “de acuerdo con el reporte de Ward’s Automotive, en Estados Unidos se comercializaron 17 215 163 vehículos ligeros en 2018, 0,5 % por arriba de lo registrado en el 2017. En diciembre de 2018 los vehículos mexicanos representaron el 13,5 % del total de vehículos ligeros vendidos en Estados Unidos” (AMIA, 2018c, p. 3). El segundo lugar como exportador de vehículos a ese país lo ocupó Japón con 1 714 982 unidades; en tercer lugar, Corea con 843 280; y en cuarto lugar, Alemania exportó el año pasado 565 835 vehículos. De esta manera, el signo obtenido fue el esperado, ya que, si incrementara la inflación del país vecino, se esperaría una disminución en la demanda de automóviles de origen mexicano.

Respecto de la producción de automóviles, se mencionó que tanto estas como las exportaciones están estrechamente relacionadas, de modo que, dado que la producción de automóviles ha ido en aumento en los últimos años, se espera que las exportaciones experimenten un aumento, es decir, se espera una relación directa entre estas dos variables.

En 2016, el sector automotor en México presentó tasas de crecimiento negativas, debido a que la economía de los Estados Unidos mantuvo su desaceleración, ya que en 2015 el PIB de ese país presentó una tendencia a la baja, mientras que en el primer trimestre de ese año fue de cerca del 3,0 %. Para el mismo trimestre de 2016, el mismo indicador registró una tasa de crecimiento del 1,9 % y el consumo de automóviles y sus partes registró un crecimiento negativo del 1,7 %; por lo que el desempeño de la economía del país vecino en 2015 y 2016 ha llevado a una disminución en la demanda de vehículos, situación que afecta las exportaciones de este producto como la producción interna (Carbajal y Carbajal, 2016). Por el contrario, cuando la economía de los Estados Unidos presenta tasas de crecimiento positivas, se esperaría que tanto el consumo de automóviles mexicanos en ese país como las exportaciones de vehículos ligeros desde México aumenten; es decir, una relación directa entre el PIB de los Estados Unidos y las exportaciones de vehículos de México, por lo que el signo obtenido en la variable *PIBEU* fue congruente de acuerdo con la teoría económica.

Interpretación económica de las elasticidades

Para el análisis de las elasticidades, se consideraron los parámetros estimados de la forma estructural del modelo para cada una de las variables estudiadas.

Las elasticidades de corto plazo, que se obtuvieron a partir de los estimadores del modelo, se presentan en la Tabla 4. Entre las más sobresalientes están: para el caso de la ecuación de la *ProAut*, ante un incremento del 10,0 % en las *Xaut*, la producción aumentará en un 8,28 %, mientras que para las ventas de automóviles

Tabla 4.
Elasticidades del modelo en su forma estructural

$\varepsilon_{IEDac}^{ProAut} = 0,00807578055$	$\varepsilon_{PIBEU}^{Xaut} = 0,00101075481$
$\varepsilon_{Vaut}^{ProAut} = 0,17070675429$	$\varepsilon_{INFEU}^{Xaut} = -0,01853649915$
$\varepsilon_r^{ProAut} = 0,02659866256$	$\varepsilon_E^{Xaut} = -0,21273195269$
$\varepsilon_{CREDcd}^{ProAut} = -0,01534081271$	$\varepsilon_{ProAut}^{Xaut} = 1,04565090899$
$\varepsilon_E^{ProAut} = -0,07030671525$	
$\varepsilon_{Xaut}^{ProAut} = 0,82847195879$	

Fuente: elaboración propia con datos de salidas de SAS.

provocará un aumento del 1,7 % en la producción nacional de estos. Por otra parte, al aumentar en un 10,0 % la *ProAut*, las *Xaut* se incrementarán en un 10,45 %.

CONCLUSIONES

Este estudio buscó analizar la influencia de las variables macroeconómicas en la producción de automóviles ligeros en México y la exportación a los Estados Unidos, se estimó un modelo de ecuaciones simultáneas, en atención a la interrelación entre la producción de automóviles en México y su exportación al vecino país, principal destino de las exportaciones de este producto, dada la alta integración de la producción principalmente de la industria automotriz en el TLCAN entre México, los Estados Unidos y Canadá.

En términos estadísticos se concluyó que, de acuerdo con la prueba global tanto la ecuación de *ProAut* como la de *Xaut*, resultaron ser significativas en la regresión.

Con respecto a la prueba individual, todas las variables incluidas en la ecuación de la *ProAut* fueron estadísticamente significativas (*IEDac*, *Vaut*, *r*, *CREDecd*, *E* y *Xaut*); sin embargo, la variable *Xaut* resultó altamente significativa. En la ecuación de *Xaut*, las variables *INFEU* y el *E* fueron significativas; no obstante, la *ProAut* fue altamente significativa. Lo que demuestra la alta interrelación en términos estadísticos entre la producción de vehículos ligeros en México y su exportación a los Estados Unidos.

De acuerdo con las hipótesis planteadas, se comprobó que existe una relación directa entre la producción de automóviles ligeros (*ProAut*) y la *Vaut*, la *IEDac* y las *Xaut*, e inversa con el *E*, mientras que la *r* y el *CREDecd* no cumplieron. Para la ecuación de las exportaciones de automóviles ligeros (*Xaut*), resultó una relación directa con el *PIBEU* y la *ProAut*, así como inversa con la *INFEU*; el *E* no cumplió con la relación esperada.

REFERENCIAS

1. Asociación Mexicana de la Industria Automotriz. (2016). *Boletín de prensa*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/descargarb.html>
2. Asociación Mexicana de la Industria Automotriz. (2017). *Boletín de prensa*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/descargarb.html>
3. Asociación Mexicana de la Industria Automotriz. (2018). *Boletín de prensa: cifras de diciembre y cierre 2018*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/>
4. Asociación Mexicana de la Industria Automotriz. (2018a). *Boletín de prensa*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/descargarb.html>
5. Asociación Mexicana de la Industria Automotriz. (2018b). *Diálogo con la industria automotriz, 2018-2024. Versión 2018. Agenda automotriz*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/boletin/dlg20182024.pdf>

6. Banco de México. (1968- 2019). *Tipos de cambio del peso mexicano respecto al dólar de los EE.UU.* Recuperado de <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=6&accion=consultarCuadro&idCuadro=CF86&locale=es>
7. Banco de México. (1994-2016). *Banca comercial cartera vigente otorgado al sector privado no bancario - (CF249)*. Recuperado de <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=CF249>
8. Banco de México. (1995-2019). *Tasas de interés interbancarias - (CF111)*. Recuperado de <http://www.anterior.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=18&accion=consultarCuadro&idCuadro=CF111&locale=es>
9. Banco de México. (2011-2019) *Tasas de interés promedio ponderado por saldo de créditos al consumo no revolventes (CNR)*. Recuperado de <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=18&accion=consultarCuadro&idCuadro=CF815&locale=es>
10. Buenrostro, P. (2015). *Cadenas de valor y sostenibilidad en América Latina: el caso de la cadena automotriz de México* (Working Paper, 181). Recuperado de http://www.latn.org.ar/wp-content/uploads/2016/01/WP_181_Perla.pdf
11. Carbajal Suárez, Y., & Carbajal Macario, B. (2016). El sector automotriz en México: un análisis a los datos de producción, venta y exportaciones (enero-mayo de 2015-2016). *Economía Actual*, 9(3), 29-33.
12. Carbajal Suárez, Y., & Carrillo Macario, B. (2017). Relación comercial México-Estados Unidos: ¿cuáles son las cifras al inicio de la era Trump? *Economía Actual*, 10(2), 3-8.
13. Carbajal Suárez, Y., Almonte, L. de J., & Mejía Reyes, P. (2016). La manufactura y la industria automotriz en cuatro regiones de México: un análisis de su dinámica de crecimiento, 1980-2014. *Economía: Teoría y Práctica*, 45, 39-66. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0188-33802016000200039&script=sci_arttext
14. Centro de Estudios de las Finanzas Públicas. (2017, marzo). *La industria automotriz en México y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN)*. Recuperado de <http://www.cefp.gob.mx/publicaciones/boleco/2017/becefp0072017.pdf>
15. Centro de Estudios de las Finanzas Públicas. (2018, abril 26). *Retos de la industria automotriz ante los cambios en los bloques comerciales*. Recuperado de <http://www.cefp.gob.mx/publicaciones/boleco/2018/becefp0172018.pdf>
16. Covarrubias Valdenebro, A. (2014). Explosión de la industria automotriz en México: de sus encadenamientos actuales a su potencial transformador. *Análisis*, 44. Recuperado de <http://library.fes.de/pdf-files/bueros/mexiko/10645.pdf>

17. De la Mora Sánchez, L. M. (2018). Perspectivas del comercio exterior de México en la era Trump. *Comercio Exterior Bancomext*, 14, 8-12. Recuperado de <https://www.revistacomercioexterior.com/sumario.php?id=15>
18. Diario Oficial de la Federación. (2018, septiembre 21). *Serie histórica del índice nacional de precios al consumidor con base en la segunda quincena de julio de 2018=100*. Recuperado de http://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5538666&fecha=21/09/2018
19. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría*. Ciudad de México, México: McGraw-Hill. Recuperado de https://scalleruizunp.files.wordpress.com/2015/04/econometria_-_damodar_n-_gujarati.pdf
20. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2003-2017). *Valor agregado de exportación de la manufactura global*. Recuperado de <http://www.beta.inegi.org.mx/temas/pibval/>
21. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2018). *Conociendo la industria automotriz*. Recuperado de <http://www.amia.com.mx/>
22. Manufactura. (2018, diciembre 13). *La industria automotriz impulsa el valor agregado exportador*. Recuperado de <https://manufactura.mx/industrias/2018/12/13/la-industria-automotriz-impulsa-al-valor-agregado-exportador>
23. Mayoral Jiménez, I. (2011, febrero 10). Sector automotriz “rebasa” al súper peso. *Expansión*. Recuperado de <https://expansion.mx/economia/2011/02/09/la-industria-automotriz-se-fortalece>
24. Motor Pasión. (2018, marzo 15). *Pese a los embates de Trump, México escala lugares en la producción automotriz mundial*. Recuperado de <https://www.motorpasion.com.mx/industria/pese-a-los-embates-de-trump-mexico-escala-lugares-en-la-produccion-automotriz-mundial>
25. Organización Internacional de Constructores de Automóviles. (2017). *2017 Production Statistics*. Recuperado de <http://www.oica.net/category/production-statistics/2017-statistics/>
26. ProMéxico. (2016). *La industria automotriz mexicana: situación actual, retos y oportunidades*. Recuperado de <https://www.promexico.mx/documentos/biblioteca/industria-automotriz-mexicana.pdf>
27. ProMéxico. (2017). *Capacidades de los servicios de I+D+i en la industria automotriz mexicana*. Recuperado de <http://mim.promexico.gob.mx/work/models/mim/templates-new/Publicaciones/Estudios/Capacidades-IDI-industria-automotriz-mexicana.pdf>
28. Rodríguez, E. (2015, abril 18). Cinco gráficas que explican el boom automotriz en México. *El Financiero*. Recuperado de <http://www.elfinanciero.com.mx/economia/cinco-graficas-que-explica-la-produccion-automotriz-de-mexico>
29. Secretaría de Economía. (1999-2018). *Información estadística general de flujos de IED hacia México desde 1999* (México). Recuperado de <https://datos.gob.mx/busca/dataset/informacion-estadistica-de-la-inversion-extranjera-directa>

30. Secretaría de Economía. (2012, marzo). *Industria automotriz*. Recuperado de https://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/Monografia_Industria_Automotriz_MARZO_2012.pdf
31. Secretaría de Economía. (2016, mayo). *El sector automotriz y de autopartes en México*. Recuperado de <https://www.gob.mx/se/articulos/el-sector-automotriz-y-de-autopartes-en-mexico>
32. Solís, B. (2016, septiembre 6). *Impacto económico de las elecciones de EU en México*. Recuperado de <http://www.elfinanciero.com.mx/opinion/benito-solis/impacto-economico-de-las-elecciones-de-e-u-en-mexico>
33. Stephenson, S. M. (2015). Cadenas globales de valor: la nueva realidad del comercio internacional. *Puentes*, 16(1), 13-18, Recuperado de <https://www.ictsd.org/sites/default/files/review/puentes16-1.pdf>
34. Trujillo Sánchez, J. (2015). *La política económica y la situación actual de la industria automotriz mexicana* (tesis de grado, Universidad Veracruzana, Xalapa, Veracruz, México). Recuperado de <https://cdigital.uv.mx/bitstream/handle/123456789/42079/TrujilloSanchezJosue.pdf;jsessionid=BC8F50AA32BA4052D42C9FAF5F683E01?sequence=1>
35. Vega Cánovas, G., & Campos Ortiz, F. E. (2016). Por un futuro de más integración regional. *Comercio Exterior Bancomext*, 8, 8-11. Recuperado de <https://www.revistacomercioexterior.com/sumario.php?id=9>
36. Vicencio Miranda, A. (2007). La industria automotriz en México: antecedentes, situación actual y perspectivas. *Contaduría y Administración*, 221, 211-248. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/pdf/cya/n221/n221a10.pdf>

LOS FERROCARRILES SUBURBANOS EUROPEOS: ENFOQUE ECONÓMICO SOBRE EL NUEVO ENTORNO GENERAL Y OPERATIVO

Pablo Martín-Urbano
Aurora Ruiz-Rúa
Juan Ignacio Sánchez-Gutiérrez

Martín-Urbano, P., Ruiz-Rúa, A., & Sánchez-Gutiérrez, J. I. (2020). Los ferrocarriles suburbanos europeos: enfoque económico sobre el nuevo entorno general y operativo. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 1001-1033.

Este artículo pretende destacar los principales cambios ocurridos en los ferrocarriles suburbanos como resultado de los procesos liberalizadores emprendidos por la

P. Martín-Urbano

Universidad Autónoma de Madrid, Departamento de Estructura Económica y Economía del Desarrollo, España. Correo electrónico: pablo.urbano@uam.es

A. Ruiz-Rúa

Universidad Nacional de Educación a Distancia, Departamento de Teoría Económica y Economía Matemática, España. Correo electrónico: auroraruizrua@cee.uned.es

J. I. Sánchez-Gutiérrez

Universidad Autónoma de Madrid, Departamento de Estructura Económica y Economía del Desarrollo, España. Correo electrónico: juanignacio.sanchez@uam.es

Sugerencia de citación: Martín-Urbano, P., Ruiz-Rúa, A., & Sánchez-Gutiérrez, J. I. (2020). Los ferrocarriles suburbanos europeos: enfoque económico sobre el nuevo entorno general y operativo. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 1001-1033. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.78097>

Este artículo fue recibido el 26 de febrero de 2019, ajustado el 24 de junio de 2019 y su publicación aprobada el 26 de junio de 2019.

Unión Europea (UE) en las últimas décadas. Para ello, en primer lugar, realiza un recorrido por los principales beneficios inducidos de este modo de transporte en las ciudades europeas, en clave social, económica, territorial y medioambiental. A continuación, analiza las transformaciones más destacables que han tenido lugar en el marco operativo de los ferrocarriles suburbanos europeos, desde la perspectiva de la prestación del servicio, la gestión de la infraestructura y la explotación del material móvil.

Palabras clave: ferrocarril; transporte suburbano; movilidad urbana; infraestructura ferroviaria; ciudades; territorio; precios y calidad del transporte.

JEL: R41; R42; R48; R53; O2.

Martín-Urbano, P., Ruiz-Rúa, A., & Sánchez-Gutiérrez, J. I. (2020). European suburban railways: Economic approach to the new general and operational environment. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 1001-1033.

This article aims to highlight the main changes in suburban railways, as result of the liberalisation processes undertaken by the European Union for the last decades. With this purpose, it first takes into consideration the main induced benefits of this mode of transport in European cities from a social, economic, territorial and environmental point of view. Next, it analyses the most relevant transformations that have occurred in the operational framework of European suburban railways, from the perspectives of the service provision, the infrastructure management and the operation of mobile equipment.

Keywords: Railway; suburban transport; urban mobility; railway infrastructure; cities; territory; prices and quality of transport.

JEL: R41; R42; R48; R53; O2.

Martín-Urbano, P., Ruiz-Rúa, A., & Sánchez-Gutiérrez, J. I. (2020). As ferrovias suburbanas europeias: visão econômica sobre o novo entorno geral operacional. *Cuadernos de Economía*, 39(81), 1001-1033.

Este artigo pretende destacar as principais mudanças ocorridas nas ferrovias suburbanas como resultado dos processos de liberação empreendidos pela União Europeia (UE) nas últimas décadas. Para isso, em primeiro lugar, realiza um percurso pelos principais benefícios induzidos deste modo de transporte nas cidades europeias, em chave social, econômica, territorial e meio-ambiental. A seguir, analisa as transformações de maior destaque ocorridas no marco operacional das ferrovias suburbanas europeias, desde a perspectiva da prestação do serviço, a gestão da infraestrutura e da exploração do material móvel.

Palavras-chave: ferrovias; transporte suburbano; mobilidade urbana; infraestrutura ferroviária; cidades; território; preços, qualidade do transporte.

JEL: R41; R42; R48; R53; O2.

INTRODUCCIÓN

La movilidad en las grandes áreas urbanas ha sido uno de los grandes retos generados por la continua expansión de la población en las ciudades, en especial a lo largo del siglo XX. Las nuevas necesidades de movilidad, suscitadas por el intenso crecimiento urbano, desplazaron los sistemas tradicionales de transporte colectivo, pusieron al vehículo privado en el centro de la solución a los problemas del transporte urbano e impulsaron una acelerada construcción de infraestructuras viarias para el automóvil. Se generó así un círculo vicioso difícil de resolver, en el que la extensión metropolitana requería más redes de transporte motorizado individual y estas redes permitían a su vez ampliar el proceso extensión.

Los impactos sociales y medioambientales de este modelo de transporte urbano han supuesto un alto precio a pagar para la sociedad desde el punto de vista del bienestar y, además, nos ha situado ante una gran crisis ambiental, el cambio climático, consecuencia de los gases de efecto invernadero (GEI) a los que el transporte urbano es un contribuyente neto de primera magnitud.

La necesidad de transitar hacia una movilidad sostenible ha permitido recuperar y potenciar los modos de transporte menos agresivos con el medio. Los ferrocarriles suburbanos en este contexto han ido incrementando su importancia, todavía marginal a escala general del conjunto del sistema de transportes urbanos, aunque alcanzando una importancia capital, estratégica, entre los transportes colectivos de los grandes espacios metropolitanos. Los ferrocarriles suburbanos se han erigido en un elemento articulador esencial de la movilidad diaria en modos de transporte público entre distintos municipios de un agregado metropolitano, por lo que han incidido en la dinámica espacial de los territorios y ciudades, así como en su potencial económico, social y ambiental. Su papel en la movilidad metropolitana aporta soluciones frente a la congestión, la siniestralidad y la contaminación.

El objetivo central de este trabajo es analizar los principales cambios ocurridos en los ferrocarriles suburbanos en la Unión Europea (UE) como resultado de los procesos liberalizadores emprendidos por las instituciones comunitarias en las últimas décadas.

En esta dirección, se consideran, primero, los elementos externos al sistema ferroviario con los que este interactúa: territorio y aglomeración urbana, sociedad, economía y medio ambiente. Posteriormente, se plantean las características endógenas del sistema ferroviario suburbano sometidas a cambios relevantes en el contexto liberalizador del transporte ferroviario en la UE. Este viene a reemplazar el tradicional “respeto comunitario” a las diversas concepciones nacionales de la intervención pública por una creciente sujeción a las normas del mercado interior europeo.

LOS CAMBIOS EN EL ENTORNO DE LOS FERROCARRILES SUBURBANOS

Los ferrocarriles desempeñan un papel relevante en el funcionamiento social, económico y territorial de las grandes urbes europeas, también con la sostenibilidad de las ciudades. A continuación, se pretende caracterizar la importancia del ferrocarril suburbano en Europa en relación con estos elementos.

Dinámica territorial

El transporte ferroviario resulta básico para favorecer las conexiones en el conjunto del territorio, incrementar la accesibilidad y reducir los efectos negativos que la distancia impone, lo que hace posible la integración física de los mercados y la mejora de la eficiencia de la actividad económica. En esa dinámica, las ciudades desempeñan un papel motor para acelerar el crecimiento de su entorno geográfico, lo que precisa de medios de transporte urbano bien estructurados y coherentes, plenamente integrados con los servicios de transporte del territorio circundante. De acuerdo con la Union Internationale des Chemins de fer (UIC, 2015):

Las redes ferroviarias en áreas urbanas y suburbanas desempeñan un papel prominente en las políticas de transporte de las principales zonas, ya que soportan la viabilidad de las conurbaciones. El segmento ferroviario¹ sirve a las necesidades diarias de la población urbana y es la mejor alternativa al uso del vehículo particular en las áreas congestionadas y contaminadas. (p. 7)

Concretamente, los ferrocarriles suburbanos, por su propia especialización en transporte de grandes masas en entornos densamente poblados, soportan buena parte de la movilidad en las grandes concentraciones urbanas. En estas resulta significativa la creciente amplitud territorial de estos servicios, como consecuencia de la intensificación del poblamiento urbano y el crecimiento metropolitano, lo que ha hecho que en muchos casos los ferrocarriles suburbanos se conjuguen operativamente con los trenes regionales o extiendan su campo de acción. De ahí la importancia crítica de los ferrocarriles regionales y suburbanos en Europa, que pone de manifiesto el estudio de actualización de análisis del mercado de ferrocarriles suburbanos y regionales, en que se señala que este submodo ferroviario moviliza tantos pasajeros como el conjunto de los metros en Europa y diez veces más pasajeros que los todos los viajes aéreos (Dauby, Skonieczki, Nys y Amslery, 2016) (Figura 1).

Conforme a los datos de la UITP (2017), a escala internacional, de manera agregada, en grandes países², el ferrocarril suburbano es, tras el autobús y junto con el metro, el modo de transporte urbano colectivo más empleado, con un 16 %

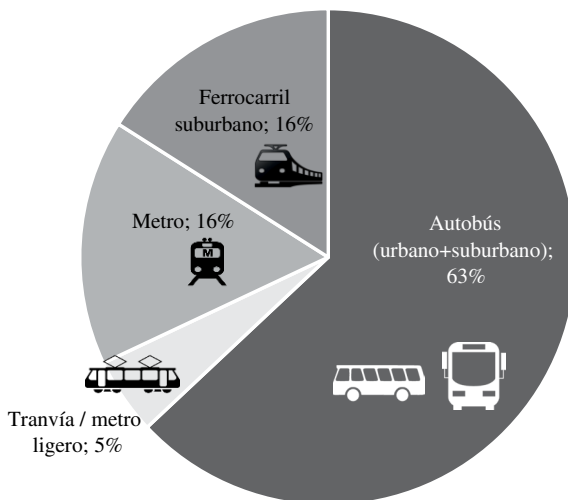
¹ Que contempla ferrocarril suburbano, metro, tranvía y metro ligero.

² Entendiendo por tales aquellos con una población residente de más de 30 millones de habitantes (UITP, 2017, p. 4).

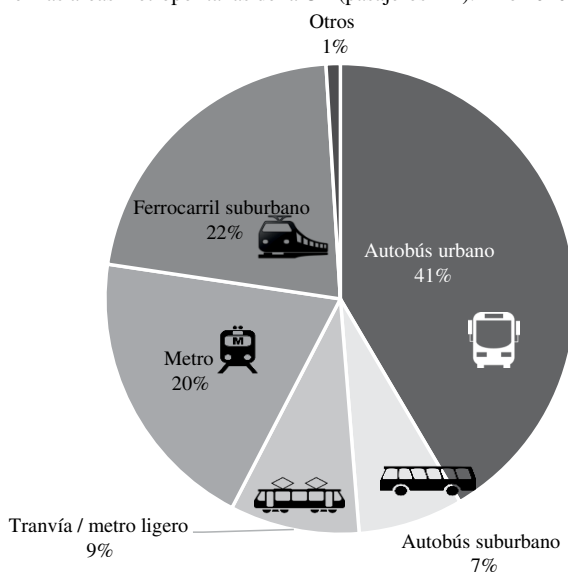
Figura 1.

Demanda de transporte público urbano por modo

1.1. Demanda relativa de transporte urbano de pasajeros por modo, en "países grandes" UITP (viajes). Año 2015



1.2. Demanda relativa de transporte de pasajeros por modo, en las áreas metropolitanas de la UE (pasajeros-km). Año 2016



Fuente: Union Internationale des Transports Publics (UITP, 2017, p. 4) y European Metropolitan Transport Authorities (EMTA, 2018, p. 25).

del total de viajes realizados (Figura 1). Más específicamente, dentro de las áreas metropolitanas de la UE participantes en el barómetro de transporte público de la EMTA³, el ferrocarril suburbano presenta una cuota del 22 % de la demanda de transporte urbano, en pasajeros-km, y supera al metro en 2 puntos porcentuales. Todo ello evidencia la relevancia del transporte ferroviario suburbano en el conjunto del transporte colectivo europeo.

Los sistemas de ferrocarriles suburbanos conectan un área metropolitana, enlazan la aglomeración principal con los centros urbanos más importantes de su entorno y facilitan con ello relaciones y actividad. De ello se deriva una ampliación de las oportunidades de la población y de los agentes económicos implicados, en función de los niveles de cobertura del servicio y la calidad de este, y así contribuye a reducir la desigual distribución espacial del potencial socioeconómico y a procurar un desarrollo territorial más equilibrado y sostenible, por las ventajas medioambientales del ferrocarril. No obstante, el automóvil sigue siendo la pieza principal del transporte urbano y el objeto natural de competencia por los servicios suburbanos.

Aglomeración urbana

El transporte ferroviario constituye la columna vertebral de los sistemas de transporte urbano y contribuye a la articulación de esa realidad compleja que son los macroespacios urbanizados, a los que sintéticamente llamamos aglomeraciones, cuyos límites pueden cubrir más de 100 km e incluso llegar hasta los 150 km (Pyrgidis, 2016)⁴. Estos grandes núcleos demográficos son reconocibles, a pesar de su diversidad, por su papel de nodos organizadores del espacio, puntos de origen y destino de intercambios entre los que se producen flujos de conexión que permiten la actividad de personas y empresas.

La saturación de las carreteras y vías urbanas y la contaminación creciente, generadas por el vehículo privado como solución individual de transporte urbano, ha impulsado mejoras en las redes ferroviarias suburbanas, que han supuesto alternativas crecientemente demandadas para una movilidad más regular, segura y sostenible. El desarrollo de este medio de transporte, con una creciente integración de su red, tarifas y horarios, ha supuesto una mejora en la eficiencia de la economía de la ciudad, al reducir los costes de viajar e incrementar el nivel de actividad urbana, gracias a los efectos de aglomeración (De Grange, 2010).

En este sentido, la inversión en infraestructura ferroviaria para el transporte urbano genera y refuerza los efectos de aglomeración en las ciudades en forma de economías de localización y de urbanización, y ayuda al crecimiento de las ciudades. Así, la mayor densidad permite una ampliación de oferta y demanda, y una mayor integración de los mercados. También favorece las economías de escala y la

³ Asociación que agrupa a las autoridades de transporte metropolitano europeas y recoge información de movilidad y de los sistemas de transporte público en los ámbitos metropolitanos gestionados por ellas.

⁴ Para otros entornos y otros autores, estas distancias pueden variar. Véase, al respecto, por ejemplo, Kralich (2016).

mayor difusión del conocimiento e innovación, por el desarrollo de redes y la creación de relaciones entre empresas e individuos. Por tanto, la mejora de la capacidad ferroviaria permite activar la relocalización de la actividad productiva, en especial de las actividades de servicios, así como cambios residenciales, y desencadena modificaciones en los usos del suelo y su valor. Su capacidad para mover diariamente grandes masas de personas hace del ferrocarril un instrumento fundamental en la movilidad cotidiana frente a las grandes densidades de población urbana con tendencia clara al crecimiento en las próximas décadas.

El caso de la UE es especialmente significativo, por tratarse de una de las áreas del mundo más urbanizadas, con más de tres cuartas partes de su población concentrada en ciudades, y aunque las proyecciones de crecimiento urbano son sensiblemente menores que las del conjunto del planeta, la dinámica de población urbana tiende claramente a permanecer. En la Tabla 1 se recoge la existencia de 811 núcleos urbanos en la UE de más de 50 000 habitantes, medidos de forma homogénea, que presentan grandes potencialidades para el transporte ferroviario suburbano.

Tabla 1.

Número de *greater cities*⁵ por país miembro de la UE y por tamaño de su centro urbano⁶ 2006

País	Ciudades según el tamaño de su “centro urbano” (miles habitantes)						Total
	S	M	L	XL	XXL	Global City	
	(50-100)	(100-250)	(250-500)	(500-1000)	(1000-5000)	(> 5000)	
Luxemburgo	1						1
Eslovenia	1	1					2
Chipre	2						2
Malta			1				1
Estonia	2		1				3

(Continúa)

⁵ Ciudades más grandes, conforme a la nueva definición de ciudad y su zona de dependencia (*commuting zone*) de la OCDE y la Comisión Europea acuñada en 2011, según recoge el estudio *Cities in Europe, the new OECD-EC definition* (Dijkstra y Poelman, 2012).

⁶ Así:

Centro urbano es un nuevo concepto espacial basado en celdas poblacionales de alta densidad: se identifican y seleccionan todas las unidades urbanas con una densidad de más de 1500 habitantes por kilómetro cuadrado. A continuación, se añaden todas las unidades de alta densidad contiguas. Cuando el conjunto resultante tiene al menos una población de 50 000 habitantes, se considera un centro urbano (Dijkstra y Poelman, 2012, p. 3).

De esto se deriva que “hay centros urbanos que incluyen varios municipios, caso de Atenas, Barcelona, Nápoles y Milán, por ejemplo” (Dijkstra y Poelman, 2012, p. 4).

Tabla 1.

Número de *greater cities* por país miembro de la UE y por tamaño de su centro urbano 2006

País	Ciudades según el tamaño de su “centro urbano” (miles habitantes)						Total
	S	M	L	XL	XXL	Global City	
	(50-100)	(100-250)	(250-500)	(500-1000)	(1000-5000)	(> 5000)	
Eslovaquia	6	1	1				8
Lituania	2	2	2				6
Letonia	3			1			4
Irlanda	3	1		1			5
Croacia	2	2		1			5
Finlandia	4	2		1			7
República Checa	14	2	1	1			18
Holanda	21	20	1	3			45
Dinamarca	1	2			1		4
Austria	1	4			1		6
Hungría	5	4			1		10
Suecia	9	2	1		1		13
Bulgaria	12	4	1		1		18
Rumanía	14	12	7		1		34
Grecia	4	3		1	1		9
Portugal	12	1	1	1	1		16
Bélgica	6	2	1	1	1		11
Polonia	36	14	5	4	2		61
España	44	38	9	4	3		98
Italia	44	16	8	2	4		74
Alemania	63	39	12	7	4		125
Francia	59	42	7	5		1	114
Reino Unido	43	47	12	6	2	1	111
UE	412	263	71	39	24	2	811

Fuente: Dijkstra y Poelman (2012).

Equidad social

El transporte ferroviario suburbano cumple la función de ofrecer viajes para todos, en que se incluyen en especial quienes no disponen de un automóvil, las personas de edad avanzada, los discapacitados, los menores de edad o simplemente los no autorizados. Esa es precisamente su contribución como servicio público y facilita la movilidad a los ciudadanos, en unas condiciones de calidad, esto es, de frecuencia, regularidad, precio y seguridad, aspectos que determinan el grado de confianza y la satisfacción de los usuarios y que entroncan claramente con el bienestar de las personas. De esta manera, se entiende el transporte suburbano como un mecanismo redistribuidor de rentas, de búsqueda de la equidad, que implica la utilización de la inversión y de los precios del transporte como instrumentos de mejora de la vida de los individuos de los distintos estratos socioeconómicos y de las diferentes áreas del territorio. Por otra parte, esa función de servicio público sirve también como mecanismo de protección medioambiental al derivar, gracias a las estrategias de precios bajos, parte de los flujos alternativos, gestionados básicamente mediante transporte motorizado individual, hacia el transporte colectivo.

La cuestión social no concluye con estas cuestiones, sino que se amplía hacia la creación de empleo. En primer lugar, directo: el generado por la propia actividad de transporte ferroviario suburbano. En segundo lugar, indirecto, con la creación de puestos de trabajo en las actividades dependientes del ferrocarril suburbano, como la construcción de infraestructura ferroviaria y la fabricación de equipo móvil. Finalmente, de empleo inducido, con la importante actividad económica desarrollada en los entornos de las estaciones y el soporte de movilidad al trabajo que proporciona a las empresas situadas en las áreas de influencia del ferrocarril suburbano. Solo el empleo directo de los ferrocarriles suburbanos se estima en casi un cuarto de millón de trabajadores (véase nota 7).

La dimensión social también se refuerza con los resultados de seguridad en la prevención y minimización de los accidentes e incidentes relacionados con las operaciones ferroviarias, tanto en el funcionamiento del sistema ferroviario como en los entornos urbanos de la red ferroviaria, caracterizados por la concentración de personas, actividades, vehículos, etc., los avances en la formación, en los mecanismos de prevención y respuesta en el sistema ferroviario, en especial con la aplicación de las nuevas tecnologías a los sistemas de control y operación, ha supuesto en los últimos años una evolución positiva de la siniestralidad, con una disminución de las víctimas, de manera que el ferrocarril se erige como el modo de transporte terrestre más seguro. Una gran parte de las muertes y los heridos se deben a pasos de la vía por accesos no autorizados y a colisiones y accidentes generados por material rodante en movimiento. A escala de la UE en 2010 murieron en el conjunto de los ferrocarriles 1256 personas, con excepción de los suicidios. Estos, no obstante, constituyen un aspecto muy destacado entre las muertes causadas en el entorno ferroviario de la UE, donde casi el 69 % de los accidentes mortales es consecuencia de suicidios (Táuler, Sacristán, Whalley y Lorenzo, 2013).

Eficiencia económica

Los trenes suburbanos permiten el acceso diario a los centros de trabajo de una gran masa de ciudadanos que no disponen de vehículo propio o que teniéndolo no lo usan por causa de las restricciones al automóvil impuestas por la congestión y la contaminación causadas o bien como resultado de los elevados costes operativos del propio uso del vehículo particular. De estas posibilidades de movilidad laboral se derivan dos efectos reseñables para una mayor eficiencia económica: la ampliación del tamaño del mercado de trabajo y las posibilidades de recolocación de los excedentes laborales.

El funcionamiento de estos servicios exige importantes recursos para la inversión y el mantenimiento de la red, de importantes efectos multiplicadores en la economía. No obstante, su asignación se realiza en competencia con otros modos (autopistas y grandes vías urbanas, especialmente) e incluso con otros componentes del propio sistema ferroviario (la alta velocidad). Este hecho ha reducido las disponibilidades financieras para los ferrocarriles suburbanos, con el correspondiente deterioro de instalaciones y parque móvil (en muchos casos anticuado) y repercute, consecuentemente, en la calidad de los servicios, con interrupciones, retrasos y supresiones de servicio. Todo ello, además, agravado en los años de crisis. Estas inversiones son tanto más importantes cuanto que gran parte del equipamiento requerido, ya sea infraestructura, ya sean vehículos, se produce por la propia industria nacional, y así favorece efectos indirectos macro y micro muy positivos a corto y largo plazo, ayudando a retomar una senda de recuperación. Los beneficios de los ferrocarriles suburbanos para la economía pueden estimarse, en el caso de la UE en su conjunto, en torno al 0,8 %-1,0 % del PIB, en consideración a la aportación directa y los efectos indirectos e inducidos⁷.

Sostenibilidad

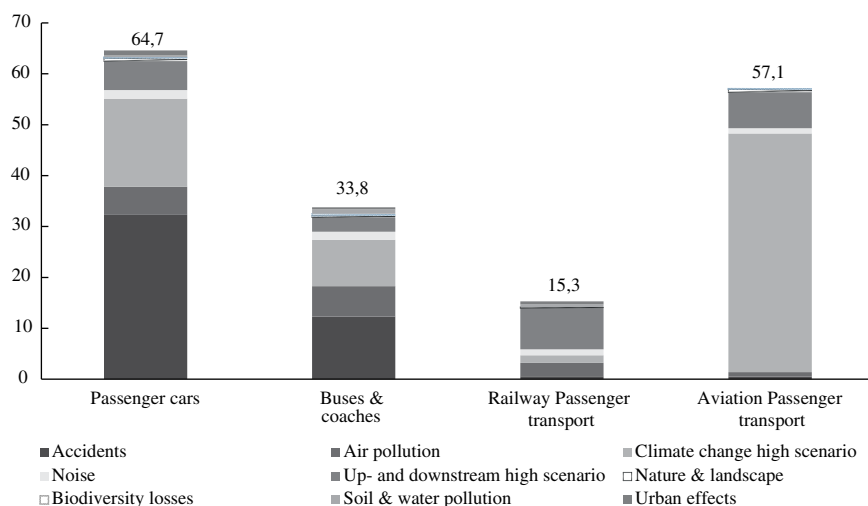
Las ciudades, que solo ocupan el 2 % de la superficie del planeta, generan el 70 % de las emisiones de GEI, pero también son las principales víctimas de la congestión y la contaminación (Noticias ONU, 2011). En la UE, las ciudades albergan el 70 % de la población comunitaria y presentan una movilidad interna crecientemente saturada e ineficiente, debido, principalmente, a su gran dependencia del automóvil privado, cuyo uso tiene lugar de forma generalizada con una elevada proporción de desplazamientos de corta distancia y también por su escasa ocupación

⁷ Estimación realizada a partir de la información del Community of European Railway and Infrastructure Companies (CER), según la cual los beneficios del transporte ferroviario en el conjunto de la UE pueden estimarse en un 0,5 % del PIB en concepto de aportación directa, un 0,6 % del PIB en concepto de efectos indirectos y entre un 0,27 % y un 0,83 % del PIB en forma de efectos inducidos (Molemaker y Pauer, 2014). Posteriormente, se prorratean estos resultados por la demanda (en pasajeros-km) de los ferrocarriles suburbanos sobre la demanda ferroviaria total, estimada en un 50 % (Dauby et al., 2016, p. 20). En relación con el empleo, en el sector ferroviario europeo trabajan unos 765 000 empleados (datos de 2014, Encuesta de Población Activa, Eurostat), que, manteniendo las proporciones del estudio de Dauby et al. (2016), equivaldrían a 231 795 empleados en el subsector ferroviario de transporte urbano y regional.

(de media 1,3 personas por auto en la ciudad). De ello se infiere la necesidad de atender cambios intensos en la movilidad y de potenciar los transportes colectivos y otras alternativas no motorizadas.

Figura 2.

Costes externos medios del transporte de pasajeros en la UE, exceptuando la congestión, según modo de transporte (EUR/1000 pkm)



Fuente: Essen et al. (2011, pp. 71, 74).

Los ferrocarriles pueden incidir positivamente en el desarrollo de un sistema de transporte sostenible, sobre todo en las ciudades. En la UE, donde el transporte representa un cuarto de las emisiones de GEI, el transporte ferroviario solo genera el 6 % de estas, lo que supone un 1,5 % de las emisiones de GEI de la UE (European Commission, 2018b). Por ello, resulta ser el modo de transporte más sostenible energéticamente. Sus costes externos (desde el punto de vista de las emisiones de GEI, pérdida de calidad del aire, siniestralidad, contaminación acústica y otros⁸) son marcadamente más bajos que los de los restantes modos. En el transporte de pasajeros (Figura 2), los costes externos del ferrocarril de pasajeros en el conjunto de la UE no llegan a la cuarta parte de los generados por la carretera, en términos relativos por unidad de demanda (pasajeros-km) (Essen et al., 2011).

En los ámbitos metropolitanos, los costes externos marginales, al aumentar el servicio prestado (en 1000 pasajeros-km) son más elevados que en los viajes de ámbito regional y nacional, para todos los modos de transporte. De todos ellos, el menor coste externo marginal de incrementar el servicio en 1000 pasajeros-km

⁸ Contaminación de aguas y suelos, pérdidas de biodiversidad, efectos sobre la naturaleza y el paisaje, efectos urbanos (efecto barrera de las infraestructuras, etc.) (Essen et al., 2011).

es el del ferrocarril (Tabla 2). No obstante, los datos recogidos por el estudio de costes externos del transporte en Europa muestran que el coste externo marginal de los ferrocarriles suburbanos es superior al de los servicios ferroviarios de media y larga distancia.

Tabla 2.

Costes externos marginales diarios del transporte de pasajeros (sin congestión) T por 1000 pasajeros-km

Modo	Ámbito geográfico			
	Metropolitano	Urbano no metropolitano	No urbano	No urbano (autopistas)
Coches	87	79	44	30
Motos	271	254	106	40
Autobuses y autocares	44	40	24	18
Ferrocarril	19	15	12	---
Avión pasaje	---	---	56	---

Fuente: Essen et al. (2011, p. 101).

Por otra parte, estos costes externos del tren suburbano están evolucionando en el sentido de menores impactos, debido al fuerte ritmo de crecimiento de las energías renovables en la producción de electricidad, combustible base del modo. La proporción de energías renovables en el consumo de energía en la UE casi se duplicó en el decenio 2005-2015, que pasó del 9 % al 17 % (Agencia Europea del Medio Ambiente, 2017).

No es, no obstante, la única razón. También se explica por otros muchos factores:

- El incremento de la eficiencia energética en la tracción.
- El uso del frenado regenerativo, para recuperar energía y devolverla a la red: hasta el 40 % de la energía en los servicios suburbanos de Renfe (s. f.), operador ferroviario español.
- La mejora de la aerodinámica y la sustitución de materiales pesados por otros más ligeros en el material móvil.
- La aplicación de técnicas de conducción eficiente, en busca de una velocidad más homogénea.
- Las mejoras en la planificación de los servicios, que incrementan la ocupación y la mayor optimización de los tráficos ferroviarios, gracias a los sistemas de regulación centralizada de los tráficos (Cucala, Fernández y Rodríguez, 2013), sistemas presentes en todos los grandes núcleos ferroviarios, donde buena parte de las circulaciones son de trenes suburbanos.

LA FUNCIÓN OPERATIVA DEL FERROCARRIL SUBURBANO

Definición de trenes suburbanos

Según recoge Pyrgidis (2016), de acuerdo con la práctica internacional, el tren suburbano usualmente comprende un sistema de transporte ferroviario electrificado de pasajeros adaptado al servicio de transporte comunitario dentro de los límites geográficos de las grandes aglomeraciones urbanas (suburbios y centros satélites regionales). Son sus características más destacadas su elevada frecuencia (cada 10 a 15 min), su velocidad comercial (entre 45 y 80 km/h) y su capacidad transportadora, en torno a los 60 000 pasajeros por hora y dirección. Pyrgidis también señala la diversidad de nombres que reciben estos servicios. Cuando su recorrido es de 30 a 50 km, se les denomina ferrocarriles urbanos, mientras que cuando cubren distancias mayores pueden denominarse trenes regionales. Dauby, Skonieczki, Nys y Amslery (2016) permiten complementar la definición anterior, al señalar como características de estos servicios la distancia promedio entre estaciones (de 1 a 25 km), la velocidad comercial (entre 40 y 60 km/h), el tiempo de viaje (por debajo de la hora) y la elevada proporción de estaciones sin personal (por encima del 50 %). En este último trabajo, se destaca, además, el hecho de que los ferrocarriles regionales puedan funcionar, aunque sea parcialmente, con una sola vía.

Un ejemplo de las diferencias entre los ferrocarriles regionales y suburbanos lo ofrece el caso español. Aquí los servicios regionales ofrecidos por la operadora Renfe son servicios de media distancia, con un radio de acción máximo de 300 km dentro de ámbitos provinciales y regionales. Por su parte, los servicios de ferrocarril suburbano, denominados Cercanías, operan en núcleos de características muy heterogéneas referentes al ámbito territorial, la población servida, la extensión de la red, el número de líneas y estaciones, las frecuencias de servicio, los volúmenes de demanda, etc., aunque todos ellos comparten un elemento común: atienden las necesidades de movilidad de carácter recurrente en áreas metropolitanas, conurbaciones urbanas y grandes ciudades⁹ (Ineco, 2017).

Redes y operadores de servicios

Sin embargo, la distinción operativa entre trenes regionales y suburbanos y entre estos últimos tomados como conjunto y el resto de servicios ferroviarios no aparece nítida en las redes europeas, donde se registran crecientes cambios impulsados

⁹ Los servicios de Cercanías de Renfe, por ejemplo, operan en once núcleos: Madrid, Asturias, Santander, Sevilla, Cádiz, Málaga, Valencia, Murcia, Bilbao, San Sebastián y Zaragoza. Aparte están los núcleos de Barcelona, Girona y Tarragona, en Cataluña, donde, bajo la denominación *Rodalies* (Cercanías en catalán), operan Renfe y el operador ferroviario regional Ferrocarrils de la Generalitat, que tiene competencias transferidas (Ineco, 2017). De estos 14 núcleos, 10 se sitúan entre las 11 primeras posiciones del país en tamaño demográfico: todos salvo Tarragona (17), San Sebastián (20), Santander (23) y Girona (41).

por el proceso de liberalización de la UE. Este proceso se dirige a transformar el monopolio natural ferroviario, que tradicionalmente ha estado en manos de una empresa pública integrada verticalmente para proporcionar infraestructura y operaciones de servicio de transporte en trenes. En casos como el italiano, la situación se ha mantenido, aunque bajo una nueva forma. El monopolio público fue transformado en sociedad anónima de derecho privado, aunque participada en un 100 % por el Estado italiano¹⁰, bajo la denominación social *Ferrovie dello Stato*. Esta opera como *holding* propietario de la empresa gestora de la infraestructura (Rete Ferroviaria Italiana) y de la empresa prestataria del servicio (Trenitalia), y de esta manera garantiza la separación entre infraestructura y servicio requerida por la normativa comunitaria (Allotti, 2014).

Ahora, con la fase final del proceso de liberalización ferroviaria en la UE, se trata de lograr la competencia y mantener el monopolio natural en la infraestructura, pero con operadores de distintas compañías en los servicios de transporte ferroviario. Por tanto, desde el punto de vista de la explotación de servicios regionales y suburbanos, también coexisten distintos tipos de operadores.

En algunos países, son los grandes monopolios tradicionales, cada vez más residuales, o sus compañías herederas, los que prestan estos servicios regionales y suburbanos, unas veces sin ninguna distinción, otras estableciendo alguna fórmula organizativa y de gestión cuya denominación variable indica especialización e identidad, como son las unidades de negocio o subsidiarias que acogen estos servicios de forma conjunta o separadamente. Este es el caso, entre otros, de Francia, donde se han descentralizado estos servicios. También de España, donde convive el operador estatal con algunos operadores públicos regionales, con competencias transferidas. Asimismo, de países como Irlanda, Portugal y Bélgica. Otras experiencias ponen de relieve la constitución de nuevos operadores públicos regionales, caso de Trenord¹¹ en la región italiana de Lombardía, en el proceso de regionalización del transporte público local italiano (Pucci, 2014).

En aquellos países donde se ha privatizado el servicio, las compañías operadoras lo pueden prestar bajo distintas figuras. En primer lugar, franquicias regionales o locales: estas se otorgan por el Gobierno mediante un proceso de licitación competitivo para su adjudicación, como en el Reino Unido o en Alemania (donde son competentes los estados federales). En segundo lugar, mediante concesiones por área o línea para el transporte ferroviario local otorgadas por las autoridades locales (provincias y regiones urbanas), como ocurre en el caso holandés. Finalmente, mediante una licencia que permite solicitar rutas de tren para cualquier servicio local, salvo restricciones de capacidad de red o disponibilidad de material, tal y como ocurre en el caso sueco. En los países con tradición descentralizada, hay una creciente participación de los gobiernos regionales e incluso subregionales en su organización y financiación.

¹⁰El titular de todas las acciones es el Ministerio de Economía y Finanzas italiano (Allotti, 2014).

¹¹Participada por Trenitalia y por el operador regional Ferrovie Nord Milano.

En cualquier caso, las líneas suburbanas abiertas a la competencia se encuentran en un reducido número de países de la UE, de modo que la mayoría son los mercados nacionales que permanecen cerrados. De hecho, en 12 Estados miembros existe un solo proveedor de servicios ferroviarios de pasajeros regionales y suburbanos, y en varios otros, como Francia o España, no hay nuevos operadores participantes. Además, en los países con varios proveedores, la mayor cuota de mercado corresponde al operador histórico (62 % de la producción total expresada en trenes-km), salvo en el Reino Unido, donde la liberalización eliminó la empresa estatal, y en Polonia, donde la provisión está equilibrada (Dauby et al., 2016).

En el barómetro del transporte público en las áreas metropolitanas europeas, elaborado por EMTA (Tabla 3), se pone de relieve una enorme variabilidad en las redes de ferrocarril suburbano entre las distintas áreas metropolitanas: el número de líneas varía muy ampliamente, que pasan de 1 a 3 líneas en Varsovia, Cádiz y Estocolmo, a 55 en Berlín-Brandeburgo (de las cuales 15 son líneas del operador público S-Bahn, en tanto que las 40 restantes son explotadas por operadores privados) o 38 en la Verkehrsverbund Ost-Region (VOR) (Viena). En Londres, el sistema National Rail es operado por 12 franquicias ferroviarias privadas diferentes, que atienden a una red de aproximadamente 788 km (EMTA, 2012).

Además, la longitud media de red en el conjunto de estas áreas metropolitanas es de 43 km, aunque esta cifra encierra de nuevo grandes diferencias entre distintas áreas metropolitanas, en función del territorio y de los marcos administrativos, así: Madrid (48,3 km), Berlín (54,4 km) y Estocolmo (66,7 km) superan la media por línea, mientras que, en el otro extremo, Ámsterdam cuenta con una longitud media de 5 km por línea. La distancia entre estaciones es de alrededor de 4,8 km en promedio, y varía desde 6,5 km en Sevilla a 1,0 km en Bruselas (EMTA, 2012).

Gestión de capacidad de la red ferroviaria y terminales

Las redes de ferrocarriles suburbanos funcionan como parte de la red ferroviaria general o como red específica con sus propias vías. En este segundo caso, mediante subtramos que se han ido desarrollando para atender las crecientes necesidades de capacidad impulsadas por el crecimiento de las aglomeraciones urbanas. La existencia de monopolios, redes únicas nacionales, donde la explotación de la infraestructura y los servicios era conjunta, simplificaba la gestión de la circulación y favorecía la asignación de capacidad, en caso de congestión o coincidencia de circulaciones, del servicio público. Consecuentemente, la búsqueda de la utilización intensiva de la red, para reducir costes, se subordinaba al bienestar social por encima de los resultados económicos, de manera que en la práctica se priorizaban los servicios ferroviarios de viajeros considerados como obligación de servicio público (OSP) (carga impuesta a una empresa para garantizar un servicio a cambio de una compensación), donde los ferrocarriles suburbanos y regionales normalmente cobraban ventaja.

Tabla 3.
Características de la oferta de ferrocarril suburbano en las áreas metropolitanas europeas (2009)

Áreas metropolitanas	Número de líneas	Longitud de la red (km)	Número de estaciones en la red	Número de trenes	Trenes - km (millones/año)	Número de operadores	
						Pub.	Priv.
Stadsregio Amsterdam	26	130	24			1	
Barcelona Metropolitan Region	14	573	107	983 (1)	121,5 (1)	2	
Berlin-Brandenburg	55	2.990,60	496	1.165	68,9	2	4
West Midlands (Birmingham)	8	186	71	89	5,3		5
Brussels Metropolitan	6	100	100	100		1	
Central Hungarian Reg. (Budapest)	20	904,9	269	986	35,2	2	
Cadiz Bay	2	51	12			1	
Greater Copenhagen							
Helsinki	16	57	34	256 (1)	5,5	1	
Greater London		788					12
Lyon Urban Community							
Madrid Community	8	386,4	100	1.146 (1)	(1) 138,7	1	
Greater Montreal	5	202,9	52	213	9	1	
Paris Ile-de-France	13	1.525,00	448	4.852 (1)	69,1	2	

(Continúa)

Tabla 3.
Características de la oferta de ferrocarril suburbano en las áreas metropolitanas europeas (2009)

Áreas metropolitanas	Número de líneas	Longitud de la red (km)	Número de estaciones en la red	Número de trenes	Trenes - km (millones/año)	Número de operadores	
						Pub.	Priv.
Middle Bohemia Region (Prague)	18	666	224	200	13,2	1	1
Metropolitan Area of Seville		183,6	28			1	
South Yorkshire (Sheffield)	10	712,4	32				18
County of Stockholm	3	200	50	215			1
Stuttgart Region	6	190	75	146	9	1	
Turin Metropolitan Area	6	292	76	39	3,5	2	
Valencia Metropolitan Area	6					1	
VOR Region (Vienna)	38	1.808,70					2
Vilnius							
Warsaw	1	37,4	15	11	1,3	1	

(1) Datos expresados en coches y en coches-km. referidos a las unidades individuales que, de manera agregada, componen un tren.
Fuente: EMTA (2012, p. 28).

En un mercado ferroviario abierto a la competencia, la adjudicación de capacidad es una de las principales competencias atribuidas al administrador de la infraestructura, y sus criterios deben considerar la naturaleza competitiva de los operadores, en caso de congestión y ante la coincidencia de solicitudes, sin poder discriminar a ninguna empresa. Estos problemas de saturación se presentan en especial en el entorno de las principales ciudades, donde los servicios ferroviarios suburbanos congestionan la mayor parte de las líneas, a menudo declaradas prioritarias para el tráfico de viajeros, de donde podrían presentarse distintas situaciones anticompetitivas. De ellas, dos son muy relevantes. Una, la herencia del operador histórico ya implantado en la red con sus surcos (asignación de horarios) vigentes, lo que dificulta la entrada de nuevas empresas. La segunda, las dificultades de operadores especializados en otros servicios de viajeros o mercancías para prestar servicios, en caso de saturación, que sufren esperas o retardos en su actividad, ajenos a su responsabilidad, con los consiguientes costes adicionales (Comisión Nacional de la Competencia [CNC], 2013). Ciertamente, se han establecido fórmulas para amortiguar esos efectos: por un lado, diferenciando el uso de la infraestructura por los distintos servicios, entre ellos los regionales y suburbanos; por otro, empleando criterios de prioridad, en los que los servicios sujetos a OSP—caso de los ferrocarriles suburbanos—ocupan una posición relevante.

Consecuentemente, la mayor parte de los países europeos concede prioridad a los servicios en régimen de OSP, que normalmente tienen asignada anticipadamente reservas de capacidad en coherencia con la intensidad de la explotación diaria, que se basa en elevadas frecuencias, sobre todo, en los trenes suburbanos cuyos servicios precisan de un paso constante, del orden de un tren cada 5-15 min. No obstante, cualquier restricción puede afectar los servicios comerciales y sus resultados. Al respecto, dado que la circulación de trenes de viajeros se concentra en el entorno de las grandes estaciones centrales, aquellas ciudades donde el sistema ferroviario suburbano, que se superpone a las restantes redes ferroviarias, ha alcanzado un gran desarrollo, puede encontrarse con importantes estrangulamientos para el resto de servicios ferroviarios, en especial alta velocidad y transporte de mercancías (Comisión Europea, 2014).

En todo caso, siempre queda el otro elemento básico para garantizar la igualdad de acceso a la red e incentivar el comportamiento de los operadores, que es la utilización de los precios (cánones) pagados por el uso de la infraestructura: circulación, reserva de capacidad, uso de estaciones, los más importantes. Representan la base de los ingresos del administrador de la infraestructura, con los que ha de afrontar la gestión del tráfico, el mantenimiento de la red y las nuevas inversiones. Esto repercute en costes importantes para los operadores, que determinan su volumen de demanda y su eficiencia, lo que puede suponer una barrera de entrada cuando representan un elevado porcentaje de los costes totales. También pueden implicar un elemento condicionante de la propia política de transportes, por cuanto el presupuesto público puede verse afectado si los ingresos no cubren totalmente los gastos de la infraestructura, lo cual influye en el equilibrio intermodal y en el cumplimiento de los objetivos sociales y ambientales (Fernández, 2013).

En este sentido, el nivel de los cánones para acceder a las vías en lo que respecta a las OSP en la UE (cuyas tarifas están reguladas) normalmente se incluye en la arquitectura financiera de cada sistema ferroviario y, por tanto, depende de los enfoques nacionales planteados en los contratos de servicio público y en la financiación del ferrocarril. El valor del canon medio en los trenes suburbanos con datos de 2014 era de 1,30 €/tren-km, inferior al canon medio de los trenes interurbanos (1,81 €/tren-km) como de los ferrocarriles de carga de 1000 t (2,31 €/tren-km) (Comisión Europea, 2014). Los costes de las OSP se financian, o bien mediante las tarifas abonadas por los viajeros, o bien mediante ayudas directas soportadas por el conjunto de los contribuyentes, caso mayoritario en la UE. En 2012, los ferrocarriles de la UE recibieron 36 000 millones € en subvenciones públicas, importe casi equivalente al recaudado por tarifas (Comisión Europea, 2014).

La disponibilidad de capacidad vial ha de complementarse con la posibilidad de acceso a las estaciones que también están cambiando en su estructura de propiedad y gestión, con la aplicación progresiva de la liberalización. De esta manera, son varias las situaciones que se presentan en la UE según el grado de transformación de los antiguos monopolios y su pervivencia. La UE contaba en 2014 con unas 30 000 estaciones, con una densidad variable en la red según los sistemas nacionales y distanciadas de media unos 9 km y 300 de ellas superaban los 25 000 pasajeros diarios en todo tipo de viajes, aunque correspondiendo la utilización más intensiva a usuarios de ferrocarriles suburbanos (European Commission, 2016).

La propiedad recae predominantemente en el ámbito del sector público, en manos del operador histórico, del propio Estado, del administrador de la infraestructura o de cualquier figura en quien se delegue (filial u otro ente), y la gestión reproduce la estructura de propiedad (Informe de la Comisión al Consejo y al Parlamento Europeo. “Cuarto informe de seguimiento de la evolución del mercado ferroviario”). Las estaciones, como cualquier otro elemento de contratación externa, en los casos en que el operador ha de acordar su presencia en tales instalaciones con otro interviniente en el mercado, pueden erigirse en una restricción para su actividad.

La importancia estratégica de las estaciones deviene no solo de su necesidad para el acceso a los servicios ferroviarios operados y de su aportación como base para servicios complementarios (taquillas, salas de espera, etc.), sino también de sus importantes rendimientos económicos, relacionados con las actividades comerciales que alojan.

Además, las estaciones son elementos esenciales de intermodalidad que procuran la interconexión con otros modos gracias a su integración con otros modos públicos en el ámbito municipal, como autobuses, metro o tranvía, o bien favoreciendo los desplazamientos peatonales y en bicicleta.

Material móvil

El equipo móvil empleado en los servicios ferroviarios suburbanos ha ido evolucionando para poder alcanzar el máximo de capacidad en el transporte de viajeros,

por lo que ha perdido plazas y comodidades en favor de incrementar la masa de pasajeros que viajan de pie en plataformas cada vez más abiertas y continuas. No obstante, los vehículos también han mutado a la búsqueda de mayor comodidad y ha emergido material rodante de doble piso, que permite multiplicar la oferta de asientos.

Un aspecto reseñable generado por la liberalización proviene de la necesidad de los nuevos operadores entrantes de disponer de material rodante (motor y remolcado o automotor) para realizar sus servicios. El proceso de liberalización marca que en aquellos países donde el material rodante no tenga un mercado de arrendamiento adecuado, se habrá de garantizar el acceso de todos los operadores sin discriminación, pero lo cierto es que en determinados Estados el material rodante está bajo el control de las empresas ferroviarias históricas, que no pueden o no quieren ponerlo a disposición de la nueva competencia en condiciones comerciales atractivas.

Es más, en algunos casos, las previsiones de liberalización en los países menos abiertos a la competencia han generado compras de material rodante para regionales y suburbanos por parte del operador histórico para reforzar su posición en el futuro, por lo que han renovado su flota, a la vez que han alargado las OSP dentro de los plazos que marca la transición legislativa a la competencia.

Los nuevos participantes, por su parte, pueden arrendar el material existente o comprar nuevo, pero esta decisión a largo plazo puede conllevar costes irre recuperables aun cubriendo los servicios sus costes operativos directos recurrentes.

Demanda y grado de utilización

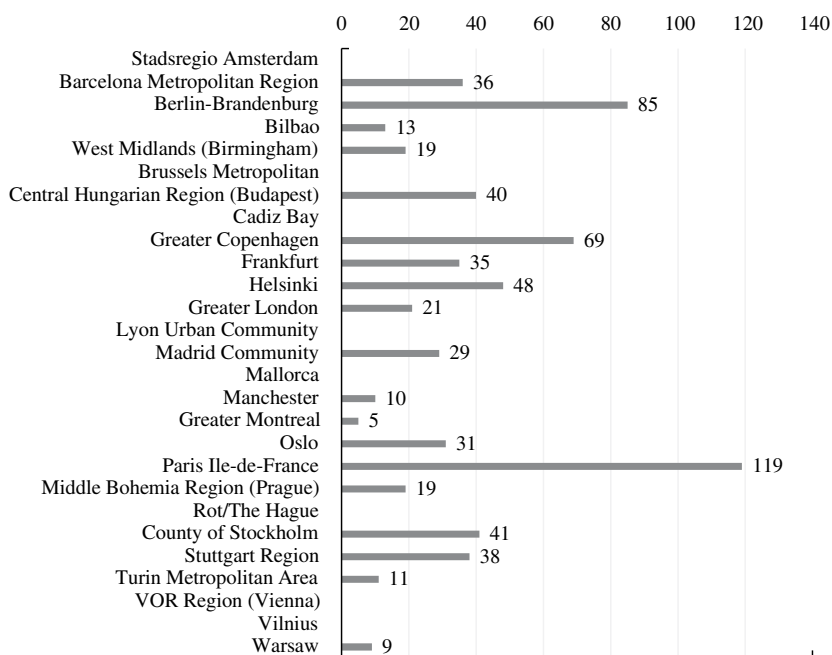
La utilización de los ferrocarriles suburbanos, medida en número de viajes por habitante, varía enormemente según el ámbito metropolitano considerado (Figura 3). Entre los grandes agregados metropolitanos europeos, recogidos en el último barómetro de EMTA, destaca el uso de este modo en París (119 viajes año), Berlín (85) y Copenhague (69). En el extremo contrario, con un escaso número medio anual de viajes por habitante, se encuentran ámbitos metropolitanos como Londres (21), Birmingham (19) Bilbao (13), Turín (11), Mánchester (10) o Varsovia (9).

Según datos del *Flash Eurobarometer 2018* (European Commission, 2018a), el uso regular de los trenes suburbanos presenta varios perfiles: en la UE el 11 % de los usuarios toma el tren al menos una vez por semana, el 5 % realiza trayectos suburbanos a diario o casi a diario, en tanto que el 4 % viaja varias veces a la semana y el 2 % lo hace una sola vez a la semana. Ampliando el ámbito temporal, el 8 % toma el tren varias veces al mes y el 20 % lo hace varias veces al año, mientras que el 24 % lo hace con menos frecuencia. El 37 % nunca coge el tren suburbano.

De entre los 28 Estados miembros de la UE, en 10 de ellos al menos el 20 % de los encuestados toman el tren suburbano varias veces anualmente; en 17 países, al

Figura 3.

Utilización relativa del transporte ferroviario suburbano. Viajes anuales/habitante en 2016



Nota: espacios en blanco = no se dispone de datos.

Fuente: EMTA (2018, p. 23).

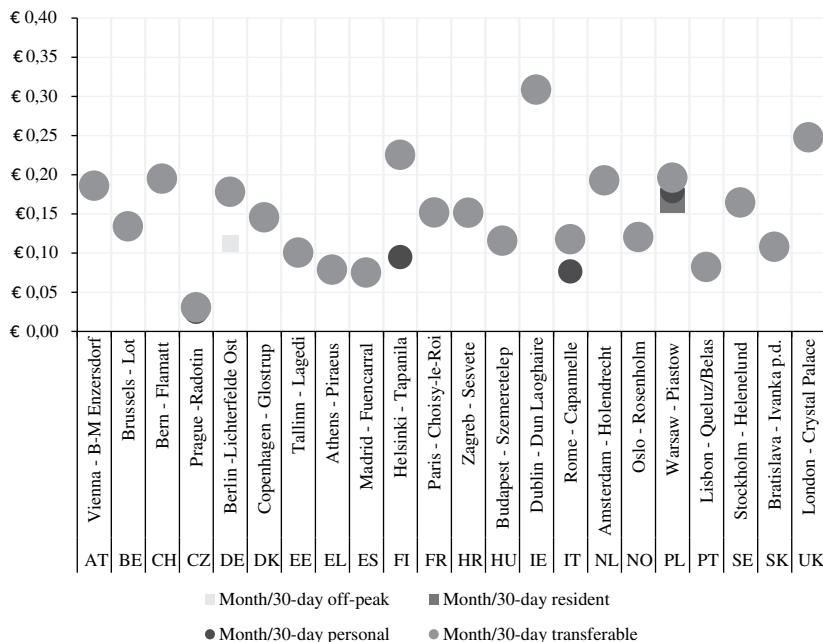
menos el 20 % sube al tren suburbano una vez al año o menos, y en un país, Lituania, el 87 % nunca viajaba en tren suburbano. Pueden contarse ocho países donde, al menos, la mitad de los encuestados jamás ha utilizado el ferrocarril suburbano.

En ocho Estados miembros (Austria, Alemania, Reino Unido, Luxemburgo, Eslovaquia, Holanda, Dinamarca y Bélgica), los viajes en tren suburbano realizados al menos una vez por semana están por encima de la frecuencia observada para el conjunto de la UE (European Commission, 2018a), como puede apreciarse en la Figura 4.

Por otra parte, el uso regular de los servicios ferroviarios suburbanos presenta una amplia variabilidad de la concentración de usuarios, responsable de grandes cambios de la demanda en el tiempo, en especial en los viajes diarios que dan lugar a horas punta y valle. La concentración de viajeros en hora punta se corresponde predominantemente con motivos de trabajo y educación, y suelen ser relativamente estables en el tiempo y el espacio. Los viajeros en horas valle se mueven normalmente por el ocio, las compras y los viajes de negocios perso-

Figura 4.

Respuestas a la pregunta “¿Con qué frecuencia utiliza el ferrocarril para viajes suburbanos (excepto metro)?” (porcentaje de “al menos una vez por semana”) en el *Flash Eurobarometer 2018*



Nota: UE 26: no se consideran Malta ni Chipre, por no contar con red ferroviaria.

Fuente: European Commission (2018a).

nales, que son mucho más flexibles desde el punto de vista del destino y tiempo (Paulley et al., 2006).

Al ampliar la perspectiva de los usuarios de los ferrocarriles suburbanos a los trenes regionales, el número total de viajeros de trenes regionales y suburbanos transportados en 2016 ascendió a más de 8900 millones, lo que significa en torno al 89 % del total de pasajeros ferroviarios de Europa y el 50 % del total de pasajeros-km por año (Dauby et al., 2016).

Precios y calidad

El precio de los servicios del transporte ferroviario en el ámbito de la UE registra importantes diferencias que reflejan situaciones nacionales diversas: poder de compra, sistemas de tarificación diferentes, nivel y tipo de subvenciones, estructura de costes, alternativas de transporte y su coste, entre otros.

En la mayoría de los Estados miembros de la UE, las tarifas en los trayectos suburbanos son competencia de las administraciones públicas que regulan su aplicación y abarcan a menudo tanto el ferrocarril como otras modalidades de transporte. Para ello, se establecen frecuentemente fórmulas de tarificación conjunta por kilometraje, áreas y horarios, por parte de las autoridades competentes. Generalmente, se trata de administraciones locales y regionales, aunque también nacionales, en especial en los transportes ferroviarios, y se realizan mediante fórmulas de colaboración y coordinación, como contratos-programa.

Las políticas de tarificación se suelen dirigir a influir en las pautas del tráfico y los desplazamientos, además de la obtención de ingresos, cada vez más presentes para recuperar costes. Todo en un contexto de escasez de los ingresos públicos y de necesidad de internalizar los costes externos del transporte, los cuales se retroalimentan en el diseño general de las políticas de transporte urbano.

Tales políticas se dirigen cada vez con más fuerza a trasvasar población hacia modos de transporte ecológicamente compatibles. Las tarifas no suelen establecerse en función del coste individual de los servicios y cada vez son menos frecuentes los billetes individuales, desincentivados en favor de una amplia gama de alternativas tarifarias para potenciar la fidelización del usuario. Se ha incrementado la regularidad de los usuarios con títulos de transporte semanales, mensuales e incluso anuales, o bien con bonos de varios viajes. La modalidad de tarifa más corriente es la de zona, definida en función de los movimientos realizados entre las distintas áreas diseñadas dentro del territorio urbano o regional afectado. Dentro de un mismo país pueden existir distintas opciones tarifarias suburbanas aplicadas en diferentes ciudades. Los medios para dispensar estos títulos de viaje están crecientemente mecanizados y las nuevas tecnologías permiten ampliar la capacidad de elección de los usuarios, acercar la venta y reducir las aglomeraciones en taquilla.

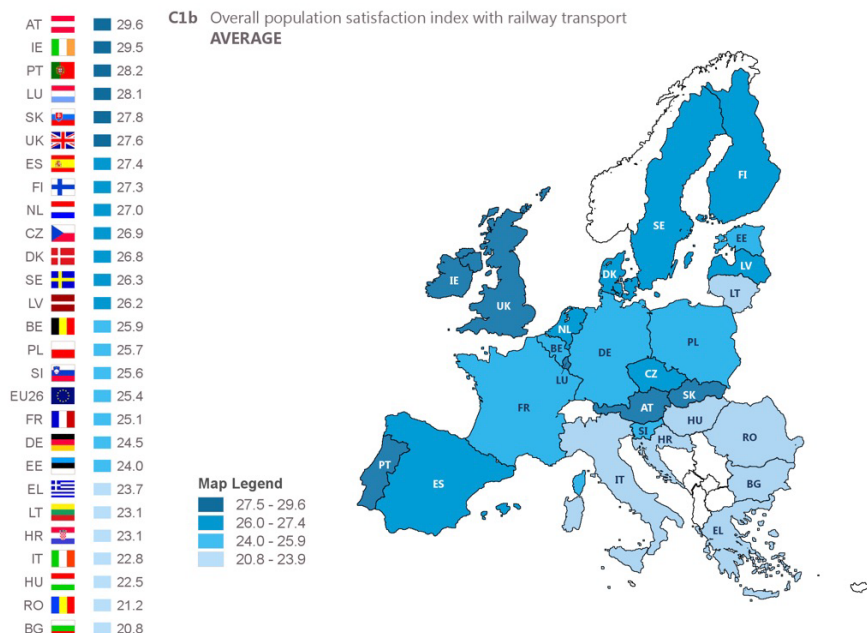
En todo caso, las características de los mercados ferroviarios en los países de la UE son escasamente homogéneas, por lo que resulta muy compleja la interpretación de datos y también tener una visión integrada de los precios.

Tratando de salvar algunas de estas diferencias, se presenta el análisis, realizado por la Comisión Europea en el *Rail Market Monitoring* (RMMS) (2016), de las tarifas en la UE28 en 2015. Para ello, se parte de la consideración de un recorrido entre dos estaciones, una de ellas en la capital del Estado. Las tarifas en euros por kilómetro están convertidas al tipo de cambio del mercado desde el punto de vista del poder de paridad de compra (PPP) de los diferentes Estados miembros. Se establece un criterio de red suburbana, y debe existir al menos una línea con servicios a intervalos regulares de 30 min o menos, que conectan al menos cinco estaciones a menos de 10 km. Los resultados, recogidos en la Figura 5, sitúan la mayoría de las tarifas entre 0,07 EUR y 0,20 EUR por kilómetro¹². Corresponde el valor mínimo a Praga y el máximo a Dublín, y se identifica una cierta frontera de precios más altos en los países del norte y más bajos en los del sur; la situación más difusa se encuentra en los Estados del este (European Commission, 2016).

¹²Valores ajustados a PPP.

Figura 5.

Tarifas suburbanas: mensual o 30 días (tarifa ajustada según PPP¹³ - euros por kilómetro) 2015



Nota: Las tarifas mensuales o de 30 días se han dividido por 40 para estimar la tarifa única efectiva para un viajero.

Fuente: European Commission (2016) y sitios web de autoridades metropolitanas de transporte.

El estudio del Trades Union Congress (TUC, 2017) hace un planteamiento similar, comparando los precios británicos y en la UE de los trenes suburbanos. Recoge para ello una muestra menos amplia de trayectos ferroviarios para distancias en torno a las 30 millas (48,28 km) con el coste del abono mensual y el porcentaje que ese importe supone sobre el salario mensual promedio del país según datos de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) de 2015. Los resultados muestran que los británicos gastan en torno a la séptima parte de sus ingresos mensuales en los pasajes ferroviarios, unas seis veces más que los pasajeros europeos, que utilizan mayoritariamente servicios ferroviarios de propiedad pública. Como se puede observar en la Tabla 4, se destaca concretamente que, en promedio, los viajeros británicos destinan el 14 % de sus ingresos a la compra de un abono mensual entre Luton y Londres (387 £ unos 439,88 € al cambio actual), o el 11 % de Liverpool a Mánchester (292 £, unos 331,9 €). Para

¹³Purchasing power parity.

un trayecto similar, un español emplea el 4 % de sus ingresos, un alemán y un italiano el 3 % y un francés el 2 %.

Tabla 4.

Importe del billete de ferrocarril suburbano en el Reino Unido y otros países europeos, incidencia en los ingresos mensuales

País	Desde...	...a	Distancia (millas)	Precio de la tarjeta mensual	Salario medio mensual	% precio de la tarjeta mensual /salario medio mensual
				(£)	(£)	
Reino Unido	Luton	London St. Pancras	35	387	2,759	14%
Reino Unido	Liverpool Lime Street	Manchester Piccadilly	32	292	2,759	11%
Alemania	Dusseldorf	Cologne	28	85	2,624	3%
Francia	Mantes-la-Jolie	Paris	34	61	2,545	2%
Italia	Anzio	Rome	31	61	2,015	3%
España	Aranjuez	Madrid	31	75	1,917	4%

Fuente: TUC (2017).

Este estudio, basado en el trabajo de Taylor y Sloman (2012), culpa del elevado precio del servicio a la privatización que, además, incide en la progresiva pérdida de calidad ante la falta de inversiones. La experiencia británica de privatización de 1993 fue la más radical de Europa y se justificó en la necesidad de alcanzar un mejor servicio, más eficiente y más barato, en la atracción de capital del sector privado y en la reducción de la dependencia de los impuestos. Con el desmantelamiento de la antigua empresa estatal British Rail, se organizó un sistema de 25 franquicias privadas de trenes de viajeros, a las que se garantizaba un volumen de ingresos por ruta explotada, y se les concedieron licencias para operar en las vías propiedad de Railtrack, grupo privado, operativo desde 1994. Aquellos planes, tras quiebras de la seguridad y reestructuraciones del sector, han dado paso en la actualidad a un elevado crecimiento del importe de los billetes, muy por encima del crecimiento de los salarios, y un progresivo deterioro del servicio y de la puntualidad.

Además, las subvenciones públicas con las que enfrentar unos servicios crecientemente deficitarios no han parado de crecer, y se han duplicado en términos reales desde la privatización, con una administración y remuneración de los ejecutivos muy costosos (Taylor y Sloman, 2012).

En este contexto, Bowman (2015) señala que el establecimiento de Network Rail en 2002, que reemplazó en la gestión de la infraestructura ferroviaria casi totalmente a Railtrack, tras los numerosos problemas de mantenimiento sufridos por esta y la consiguiente elevación de la siniestralidad, favoreció una ilusión de éxito en la privatización. Esta nueva compañía obtenía capital vía emisión de bonos, y su pago estaba garantizado por el Tesoro británico. No obstante, su deuda computaba como pasivo del sector privado hasta 2014¹⁴. Este sistema permitió que Railtrack actuara como un sistema de subsidios indirectos, al permitir a las operadoras de trenes¹⁵ una rentabilidad ficticia, sin un aumento de las subvenciones estatales directas. Las ayudas públicas, impulsadas por la necesidad de sanear y mantener la infraestructura ferroviaria, se canalizaron hacia los operadores privados a través de Network Rail, en forma de menores cánones cobrados por el acceso a la red¹⁶. Por el estatus privado de Network Rail (hasta 2014), dichas subvenciones del Gobierno no computaban como déficit público. En definitiva, esta solución dio lugar a que los operadores privados parecieran más rentables y menos onerosos para el contribuyente, con lo que permitieron sostener la narrativa de éxito comercial de la privatización (Bowman, 2015).

Por su parte, Vouchercloud (2018) compara los precios existentes entre la capital de los Estados europeos y una estación ferroviaria en torno a unas 50 millas de distancia (80 km) para un viaje de ida, con un trazado lo más recto posible y minimizando los trasbordos. El recorrido, que se sitúa algo por encima de lo que son los viajes de ferrocarril suburbano y se acerca a recorridos regionales, no excluye, no obstante, la existencia de servicios suburbanos dentro de esta distancia máxima. El resultado obtenido se traduce en un coste de 14 peniques por milla como promedio europeo, con un rango máximo de 58 peniques por milla en Noruega y mínimo de un penique por milla en Ucrania y Bielorrusia. Para la UE, la horquilla, algo más cerrada que en el conjunto de Europa, la conforman por arriba el Reino Unido con 54 peniques por milla y por abajo Luxemburgo con 4 peniques por milla, lo que supone una fuerte disparidad entre ambos, equivalente a media libra esterlina (0,57 EUR). Como muestra la Figura 6, de los Estados miembros de la UE, 11 se sitúan por encima de la media y 15 en la media o por debajo¹⁷ (Vouchercloud, 2018).

La situación de las tarifas está muy relacionada con la estructura de financiación del sistema ferroviario, que se encuentra condicionada por el cumplimiento de las OSP, que impone tarifas máximas reguladas.

Aparte del precio, otra cuestión clave en la elección del ferrocarril suburbano como modo de transporte urbano es la calidad del servicio, medida a través de distintos parámetros, como la velocidad de circulación, la frecuencia de servicio o su fiabilidad-puntualidad.

¹⁴Desde el 1 de septiembre de ese año Network Rail pasó a ser organismo del sector público, con forma de entidad pública no departamental.

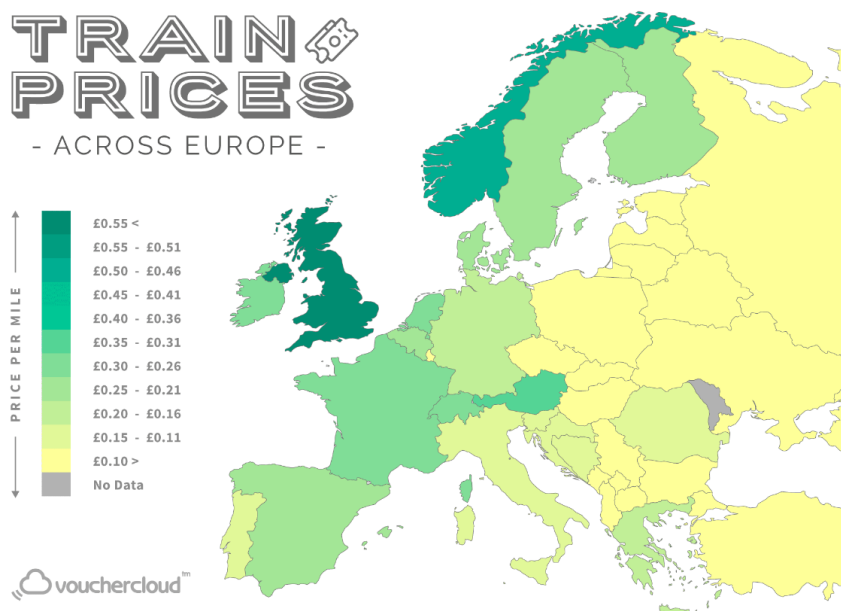
¹⁵Adjudicatarios de servicios de franquicia de transporte ferroviario de pasajeros, asignados a través de procesos de licitación competitiva.

¹⁶Principal fuente de ingresos operativos de Network Rail y de la, desde 2002, marginal Railtrack.

¹⁷No se consideran Malta ni Chipre, por no contar con red ferroviaria.

Figura 6.

Precios de los trenes europeos



Nota: tramos desde la capital hasta una estación situada a 80 km; en viaje de ida, con trazado lo más recto posible y minimizando trasbordos.

Fuente: Vouchercloud (2018).

El estudio sobre precios y calidad de los ferrocarriles de Steer Davies Gleave para la Comisión Europea (2016) pone de relieve de nuevo una acusada variabilidad, desde el punto de vista de la calidad de los distintos sistemas ferroviarios de ámbito regional en los distintos países miembros¹⁸, como se recoge en la Tabla 5.

Las altas velocidades de circulación, impropias de los servicios de ferrocarril suburbano, pueden recoger la condición de regionales de ciertos servicios, caso de muchos países, entre ellos Alemania, Finlandia, Chequia, Austria, etc.

La frecuencia diaria refleja unas diferencias muy elevadas, seguramente justificadas también por las particularidades de los distintos sistemas ferroviarios nacionales. Los menores valores, arrojados por Estonia, Letonia, Eslovaquia, Rumania y Bulgaria, se corresponden más bien con la funcionalidad de servicios ferroviarios regionales. Al margen de estos valores, atípicos de un servicio suburbano, se siguen observando, no obstante, grandes diferencias, entre ellas la calidad del servicio en número de frecuencias en Suecia, seguida de Alemania, Portugal, Hungría, Holanda y Austria.

¹⁸No incluye a Chipre y Malta, que no tienen red ferroviaria. Incluyen a Estados asociados: Suiza y Noruega.

Tabla 5.

Algunos componentes de la calidad del transporte suburbano europeo

Estado	Puntualidad (%)	Frecuencia diaria (N° servicios)	Velocidad media (km/h)
Bélgica		27	48
Bulgaria	88%	9	32
Suiza		17	83
Chequia	92%	21	106
Dinamarca	97%	21	50
Alemania	93%	46	141
Estonia	99%	4	68
Irlanda		17	29
Grecia		14	82
España		22	88
Francia	91%	41	50
Croacia	89%	14	22
Italia	82%	19	86
Letonia	99%	4	70
Lituania	98%	20	78
Luxemburgo		21	55
Hungría	78%	40	71
Holanda	95%	38	92
Noruega	94%	20	86
Austria	97%	35	102
Polonia	92%	20	71
Portugal	94%	43	51
Rumanía	92%	8	69
Eslovenia	78%	20	56
Eslovaquia	93%	2	46
Finlandia	97%	14	120
Suecia	93%	85	98
Reino Unido	90%	17	54

Nota: cuanto más verde, mayor calidad en el parámetro considerado; cuanto más rojo, peor calidad; valores en blanco sin datos.

Fuente: Steer Davies Gleave (2016, p. 143).

En lo relativo a la puntualidad, los valores más elevados, descartados los registrados por aquellos servicios propiamente regionales de Letonia y Estonia, son los de Lituania, Austria, Finlandia, Dinamarca y Holanda, con más del 95 % de puntualidad. En el extremo contrario, se encuentran los servicios de ciertos países del este (Hungría, Eslovenia, Bulgaria, Croacia), así como los ferrocarriles suburbanos italianos.

En el caso británico, los datos ponen de relieve que la privatización de los servicios y la proliferación de franquicias ferroviarias en la explotación de los ferrocarriles suburbanos no se han traducido en una mejora de calidad por encima de los sistemas controlados por el servicio público.

CONCLUSIONES

El crecimiento urbano y la expansión territorial en las grandes áreas metropolitanas han necesitado de la extensión de las redes de transporte de alta ocupación. El ferrocarril suburbano, por sus características, como la extensión de la red y la alta capacidad de su material móvil, ha respondido a esta demanda de conexión diaria de las periferias y los centros urbanos, y se ha consolidado como eje central de la movilidad colectiva en este ámbito.

La contribución económica y social del transporte ferroviario suburbano también queda de manifiesto tanto por su contribución directa e indirecta a la actividad y el empleo como por su papel de redistribuidor de rentas. Sin embargo, la competencia por los recursos con otros modos de transporte e incluso otras alternativas ferroviarias como la alta velocidad ha frenado los flujos de inversión hacia los ferrocarriles suburbanos y deteriorado el estado de la infraestructura y el material móvil. Esto tiene, además, lugar en el contexto de crisis económica de los últimos años, que se desarrolla de manera paralela al cambio de modelo orientado a la competencia.

Como se ha visto, los cambios impulsados por la liberalización ferroviaria, dirigidos a terminar con la integración vertical, para dar mayor protagonismo al mercado, desde el mantenimiento del monopolio de la infraestructura, han supuesto grandes costes de transición, aún no evaluados, y una mayor complejidad en la gestión de la capacidad infraestructural (edificios y vías) y del material móvil. Además, han emergido obstáculos a la propia competencia entre operadores a causa de las restricciones existentes a la circulación tanto desde la red como del material rodante; restricciones de las que participa el transporte suburbano. De cualquier modo, el proceso aún está en transición y son muy diversas las situaciones que se pueden encontrar en el seno de la UE.

No obstante, las transformaciones del modelo no se han traducido en ventajas desde el punto de vista del precio y la calidad. De hecho, la experiencia más marcada en dirección a la competencia por operadores privados ha sido la británica. En este país, las subvenciones públicas se han incrementado rápidamente, los

precios han subido hasta situarse en el pelotón de cabeza de la UE, con una mayor repercusión negativa sobre los salarios medios, en comparación con los mayores países de Europa, y la calidad también se ha deteriorado, aunque con menor intensidad.

Finalmente, cabe constatar los problemas de análisis de datos, consecuencia de la falta de homogeneización y desagregación estadística de Eurostat, que se suma a los debidos a los cambios generados en la estructura de redes y su funcionamiento por la liberalización. Es urgente, al respecto, reorganizar y reestructurar el sistema de información ferroviaria en la UE.

RECONOCIMIENTOS

Este artículo forma parte del proyecto Regutrain, coordinado desde el Departamento de Derecho Administrativo de la UNED y financiado por el Ministerio de Economía de España dentro del Proyecto DER2014-57032-R.

REFERENCIAS

1. Administrador de Infraestructuras Ferroviarias. (2018). *Declaración sobre la red*. Madrid, España: Autor.
2. Agencia Europea del Medio Ambiente. (2017, septiembre 25). *La energía en Europa: situación actual*. Recuperado de <https://www.eea.europa.eu/es/senales/senales-2017-configuracion-del-futuro/articulos/la-energia-en-europa-situacion-actual>
3. Allotti, V. (2014). La liberalización de los ferrocarriles en Italia: entre las directivas europeas y la legislación nacional. *Revista Transporte y Territorio*, 10, 120-129.
4. Bowman, A. (2015). An illusion of success: The consequences of British rail privatisation. *Accounting Forum*, 39(1), 51-63. <https://doi.org/10.1016/j.accfor.2014.10.001>
5. Comisión Europea. (2014). *Ferrocarriles: allanando el camino para un mayor crecimiento, más eficiencia y calidad de servicio en Europa*, Comunicado de prensa, 19 de junio de 2014. Bruselas: Comisión Europea.
6. Comisión Nacional de la Competencia. (2013). *Informe sobre la competencia en el transporte de mercancías por ferrocarril en España*. Madrid, España: Autor.
7. Commission Staff Working Document Accompanying the document Report from the Commission to the European Parliament and the Council Fifth report on monitoring developments of the rail market.

8. Cucala García, M. A., Fernández Cardador, A., & Rodríguez Pecharro-mán, R. (2013). Reducción del consumo energético en el ferrocarril. *Anales de Mecánica y Electricidad*, 90(4), 38-41. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4415393>
9. Dauby, L., Skonieczki, P., Nys, A., & Amslery, Y. (2016). *Suburban and regional railways market analysis*. Bruselas, Bélgica: ERRAC-UITP.
10. De Grange, L. (2010). El gran impacto del metro. *EURE*, 36(107), 125-131. <http://dx.doi.org/10.4067/S0250-71612010000100007>
11. Dijkstra, L., & Poelman, H. (2012). *Cities in Europe, the new OECD-EC definition*. Recuperado de https://ec.europa.eu/regional_policy/es/information/publications/regional-focus/2012/cities-in-europe-the-new-oecd-ec-definition
12. Essen, H. van, Schrotten, A., Otten, M., Sutter, D., Schreyer, C., Zandonella, R. ... Doll, C. (2011). *External costs of transport in Europe*. Países Bajos: CE Delft.
13. European Commission. (2016). *Fifth report on monitoring developments of the rail market. Report from the Commission to the European Parliament and the Council. COM(2016) 780 final*. Bruselas, Bélgica: Autor.
14. European Commission. (2018a). *Europeans satisfaction with passenger rail services*. Recuperado de <https://ec.europa.eu/commfrontoffice/publicopinion/index.cfm/survey/getsurveydetail/instruments/flash/surveyky/2172>
15. European Commission. (2018b). *Transport in Figures 2018*. Recuperado de https://ec.europa.eu/transport/facts-fundings/statistics/pocketbook-2018_en
16. European Metropolitan Transport Authorities. (2012). *EMTA Barometer of public transport in European metropolitan areas 2009*. Recuperado de <https://www.emta.com/spip.php?article267&lang=en>
17. European Metropolitan Transport Authorities. (2018). *EMTA Barometer of public transport in European metropolitan areas 2016*. Recuperado de <https://www.emta.com/spip.php?article267&lang=fr>
18. Fernández Arévalo, F. J. (2013). Bases económicas para la regulación del canon por uso de la infraestructura ferroviaria. *Revista de Derecho de la Unión Europea*, 1(25), 205-220. Recuperado de <http://revistas.uned.es/index.php/REDUE/article/view/12632>
19. Ineco. (2017). *Revisión de los servicios ferroviarios de viajeros declarados como obligación de servicio público*. Recuperado de <https://www.fomento.gob.es/NR/rdonlyres/B3B646F0-7BDF-46CC-869A-C01FFF-D88EDD/148034/EstudioOSP2017.pdf>
20. Informe de la Comisión al Consejo y al Parlamento Europeo. *Cuarto informe de seguimiento de la evolución del mercado ferroviario*.

21. International Union of Railways. (2015). *A global vision for railway development*. Recuperado de https://uic.org/IMG/pdf/global_vision_for_railway_development.pdf
22. Kralich, S. (2016). Urbanización y transporte: algunos aportes conceptuales. *Revista Transporte y Territorio*, 15, 41-67.
23. Molemaker, R. J., & Pauer, A. (2014). *The economic footprint of railway transport in Europe*. Bruselas, Bélgica: Community of European Railway and Infrastructure Companies.
24. Noticias ONU. (2011, marzo 30). *ONU-Hábitat afirma que las ciudades son las que más contaminan*. Recuperado de <https://news.un.org/es/story/2011/03/1214051>
25. Paultley, N., Balcombe, R., Mackett, R., Titheridge, H., Preston, J., Wardman, M. ... White, P. (2006). The demand for public transport: The effects of fares, quality of service, income and car ownership. *Transport Policy*, 13(4), 295-306. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2005.12.004>
26. Pucci, P. (2014). Oportunidades y problemas de la liberalización de los servicios de ferrocarril en Lombardía: prácticas de movilidad, servicios de ferrocarril y transformación urbana. *Transporte y Territorio*, 10, 75-97.
27. Pyrgidis, C. N. (2016). *Railway transportation systems: Design, construction and operation*. Londres, RU: CRC Press.
28. Renfe. (s. f.). *Con la sostenibilidad: política ambiental de Renfe*. Recuperado de http://www.renfe.com/GA/empresa/RSE/compromisos_y_acciones/sostenibilidad.html
29. Steer Davies Gleave. (2016). *Study on the prices and quality of rail passenger services*. Bruselas, Bélgica: European Commission. Recuperado de <https://trid.trb.org/view/1429111>
30. Táuler Alcaraz, Á., Sacristán Martín, M. del M., Whalley, S., & Lorenzo Carrascosa, L. (2013). Suicidios y accesos a vía no autorizados de los ferrocarriles: análisis y medidas para su mitigación y prevención. *Revista Vía Libre*, 7, 85-98. Recuperado de <http://www.tecnica-vialibre.es/documentos/Articulos/ATauler.pdf>
31. Taylor, I., & Sloman, L. (2012). *Rebuilding rail, final report june 2012*. Recuperado de https://www.transportforqualityoflife.com/u/files/120630_Rebuilding_Rail_Final_Report_print_version.pdf
32. Trades Union Congress. (2017). *UK commuters spend up to 6 times as much of their salary on rail fares as other European passengers*. Recuperado de <https://www.tuc.org.uk/news/uk-commuters-spend-6-times-much-their-salary-rail-fares-other-european-passengers>
33. UIC (2015). *A global vision for railway development*. Recuperado de https://uic.org/IMG/pdf/global_vision_for_railway_development.pdf

34. Union Internationale des Transports Publics. (2016). *Statistics brief of UITP: Local public transport in the European Union*. Recuperado de https://www.uitp.org/sites/default/files/cck-focus-papers-files/UITP_Statistics_PT_in_EU_DEF_0.pdf
35. Union Internationale des Transports Public. (2017). *Statistics brief of UITP. Urban public transport in the 21st Century*. Recuperado de https://www.uitp.org/sites/default/files/cck-focus-papers-files/UITP_Statistics%20Brief_national%20PT%20stats.pdf
36. Vouchercloud. (2018). *Train prices across Europe - UK train prices compared to Europe*. Recuperado de <https://www.vouchercloud.com/resources/train-prices-across-europe>

LAURENT, E. (2018): *L'IMPASSE COLLABORATIVE: POUR UNE VÉRITABLE ÉCONOMIE DE LA COOPÉRATION*. PARÍS: LES LIENS QUI LIBÈRENT

Eguzki Urteaga

Eloi Laurent ha publicado su último libro titulado *L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération* (El impase colaborativo: para una verdadera economía de la cooperación) en la editorial Les Liens qui Libèrent. Este doctor en ciencias económicas por la Universidad París-Dauphine, es investigador en el Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE) y profesor en el Instituto de Estudios Políticos de París y en la Universidad de Stanford. Ha sido igualmente profesor invitado en el Centro de Estudios Europeos de la Universidad de Harvard. Sus temas de predilección son la socialecología, los nuevos indicadores de bienestar, la resiliencia y la sostenibilidad, el desarrollo territorial y la economía territorial. Entre sus obras más recientes, conviene mencionar *Nos mythologies économiques* (2016) y *Notre bonne fortune: repenser la prospérité* (2017).

El punto de partida de este libro es que la fuente de la prosperidad de la especie humana “no reside ni en la [magnificencia] de la naturaleza, ni en la potencia del mercado, ni en [el carácter fulgurante] del genio individual” (pp. 9-10). La prosperidad humana se explica ante todo, nos dice el autor, “por la cooperación social, es decir por [la] capacidad para actuar juntos [de cara a] resolver problemas y realizar deseos” (p. 10). En ese sentido, el ser humano es “un animal cooperativo” (p.10);

E. Urteaga
Profesor de Sociología, Universidad del País Vasco (UPV/EHU).
Correo electrónico: eguzki.urteaga@ehu.eus.

sabiendo que cooperar significa “obrar libremente [de manera conjunta], incluso [...] con un fin otro que la supervivencia, la reproducción o el trabajo” (p. 10).

Dos constataciones se imponen. Por una parte, los individuos “son únicos entre las especies vivas por la amplitud y la profundidad de su cooperación” (p. 11). Por otra, “esta cooperación, que esté motivada por el egoísmo o el altruismo, es posibilitada por unas instituciones formales (como las leyes) e informales (como las reglas de cortesía)” (p. 11). En realidad, los seres humanos no han nacido cooperativos, sino que se han convertido en ello (p. 12). De hecho, la especie humana se distingue de las demás especies por su capacidad, “no solo de reproducir los comportamientos cooperativos observados entre [sus] mayores, sino [también] de construir unas instituciones duraderas y reformables útiles a la cooperación de cada humano con todos los demás” (p. 11).

Habitualmente, la elección de la cooperación se explica por dos factores. Por un lado, “la cooperación sería un sacrificio calculado, consentido para obtener un beneficio” (p. 12). Por otro, “la cooperación sería un acto altruista [...] que aspira a satisfacer el interés, o bien de otro individuo, o bien de una colectividad” (p. 12). En ambos casos, la cooperación se funda en “la utilidad y la eficacia” (p. 13). No en vano, indica Laurent, las personas “cooperan ante todo para mejorar su conocimiento de sí mismas, de los demás y del mundo” (p. 15). En efecto, los seres humanos cooperan para un beneficio que es el saber (pp. 15-16), por lo cual la cooperación toma la forma de “una inteligencia colectiva a finalidad ilimitada” (p. 16), porque “cooperar es aprender a conocer juntos. La cooperación transforma a los humanos en pedagogos unos para otros” (p. 17). La cooperación “es el espíritu común que ha permitido a los humanos imaginar, contar y, luego, cartografiar y explorar el espacio juntos” (p. 17), así como contemplar, identificar, describir y, posteriormente, dibujar los animales y las plantas (p. 17).

Para el autor, es necesario distinguir colaboración y cooperación, básicamente, por tres razones: a) “la colaboración se ejerce por el único medio del trabajo, mientras que la cooperación solicita el conjunto de las capacidades y finalidades humanas”; b) “la colaboración es a duración determinada, [al tiempo que] la cooperación no tiene un horizonte finito”; y, c) “la colaboración es una asociación a objeto determinado, mientras que la cooperación es un proceso libre de descubrimiento mutuo” (p. 18). Actualmente, asistimos al imperio de la colaboración y al retroceso e, incluso, al declive de la cooperación (p. 20), dado que, hoy en día, “la cooperación está [...] devorada por la colaboración” (p. 21). El riesgo es palpable, dado que “unas sociedades colaborativas en las que el espíritu de cooperación desaparece son unas sociedades frenéticas pero desvitalizadas, nerviosas pero inestables, y finalmente conservadoras, porque son incapaces de innovación y de adaptación” (p. 22).

La dificultad contemporánea de cooperar tiene serias consecuencias. “Entorpece las aptitudes de los individuos y reduce su bienestar; debilita la resiliencia común, es decir, la capacidad colectiva de [afrontar] los choques; aleja un poco más el

horizonte de la sostenibilidad” (p. 22). “La atrofia de la inteligencia colectiva y de su corolario, la innovación social”, caracteriza el siglo XXI (p. 23).

Si la cooperación ha conocido varias crisis en el pasado, la crisis actual tiene ciertas especificidades (pp. 23-24). En efecto, el economista francés distingue tres dimensiones de la presente crisis: “la epidemia de la soledad [...] que aísla a las personas y les impide [formar parte de] la sociedad; los nuevos pasajeros clandestinos que [rodean, ridiculizan y sabotean las reglas del juego y el derecho social, y] acaban desanimando la cooperación; y, [por último], la guerra contra el tiempo, inducida por una transición digital hipertrofiada y una transición ecológica descuidada, [que convierte en] incierto el futuro de la cooperación” (p. 24). Ante semejante panorama, Laurent propone tres vías para “reconquistar los imaginarios y reconstruir las instituciones de la cooperación. La primera consiste en superar las mitologías económicas y en salir del crecimiento para reencontrar la benevolencia de la economía civil y la profundidad de la economía ecológica” (pp. 24-25); la segunda estriba en “contener la competencia fiscal y social [...] para restaurar la potencia cooperativa de los sistemas sociales y fiscales” (p. 25); y, la tercera radica en “desacelerar la transición digital para acelerar la transición ecológica” (p. 25).

Dentro de la primera parte, que realiza “una breve historia de la cooperación humana”, el autor dedica su primer capítulo a la “especie cooperativa” (p. 29). Laurent recuerda que, tras los trabajos pioneros de Charles DeLisi (1988) sobre el genoma humano, se inician “quince años de cooperación internacional entre los más grandes especialistas de dieciocho países, bajo la égida de un consorcio internacional público: el Human Genome Project” (p. 30). Como fruto de esa labor cooperativa, la secuenciación del genoma humano es acabada en junio de 2000, hecha pública el 12 de febrero de 2001 y definitivamente finalizada el 25 de abril de 2003 (p. 30). En quince años, “tras varios intentos infructuosos, la especie humana ha descifrado su naturaleza biológica apoyándose en su cultura de cooperación” (p. 30). Estos descubrimientos solo son posibles gracias a “la exploración libre, acumulativa y, a menudo, accidental de las fronteras del saber [...]”; solo son realizables por la cooperación social a gran escala [...]; esta última se nutre de la creación de nuevas instituciones [...] que convierten finalmente estos avances en fecundos y forman el almacén de futuros progresos del saber” (p. 31).

Para comprender la singularidad de la cooperación humana, es preciso distinguir tres nociones. Si la solidaridad “es una coacción de hecho vinculada a la pertenencia a un grupo” (p. 34), la colaboración “es una elección utilitarista limitada a la supervivencia y a la reproducción” (p. 34), mientras que la cooperación “es una elección libre cuyo objeto es la adquisición de conocimientos” (p. 35).

La capacidad humana de cooperar es el fruto de la adaptación cultural. “Es lo que ha permitido la emergencia y el desarrollo de las instituciones de la cooperación, es decir, de procedimientos y de reglas que [, con el transcurso del tiempo,] han tejido entre individuos aislados unos lazos sólidos y duraderos basados en la reciprocidad y la confianza” (p. 39). En la medida en que una institución es “una coac-

ción humanamente formada que estructura las interacciones sociales” (p. 39), las instituciones permiten la cooperación, evitan la secesión, definen “el marco aceptable de los comportamientos humanos” y saben que en el centro de las instituciones de la cooperación se halla la confianza (p. 40). En efecto, la confianza se encuentra en el corazón de la cooperación social (Laurent, 2012), porque “transforma la incertidumbre en riesgo y acelera la reciprocidad entre individuos” (p. 41). Desempeña un papel crucial en la cohesión social, el desarrollo económico y la sostenibilidad medioambiental (pp. 41-42). Y, poco a poco, las sociedades han pasado de una confianza interpersonal a una confianza institucional, lo que ha permitido a los seres humanos ahorrar cálculos sobre la confianza interpersonal “para liberar su tiempo y su energía creativa” (p. 44).

Asimismo, en materia de cooperación, “la calidad de las instituciones importa más que la moralidad de las personas” (p. 44). Dado que las instituciones son las formas perennes de la cooperación social, “la cooperación por las instituciones permite proyectarse juntos en el tiempo” (p. 44). Los poderes públicos, las ciudades y las empresas son, hoy en día, las encarnaciones de la cooperación por las instituciones; sabiendo que cada una revela una faceta de la cooperación y permite “precisar las relaciones que mantienen cooperación y colaboración” (p. 45).

- Así, los poderes públicos son tanto la consecuencia de la cooperación como una de sus causas, dado que “la cooperación preexiste a la institución que [permite] su perennidad” (p. 45). La creación de una autoridad pública, nos dice el autor, “resulta a menudo de la necesidad de disponer de un sistema de sanción de la defección [...]. Responde también a la necesidad de proteger por la fuerza los vínculos densos tejidos a lo largo del tiempo por una comunidad humana” (pp. 45-46). Pero, los poderes públicos pueden igualmente romper la cooperación que les ha dado vida (p. 46), “utilizando los instrumentos de la colaboración y sometándose a sus imperativos de utilidad y eficacia” (pp. 47-48). Según el economista francés, “en la crisis contemporánea de la cooperación, [es necesario] interrogarse, no solo sobre la eficacia o los medios de acción de la potencia pública, sino también sobre la vitalidad de los principios cooperativos que la subtiende” (p. 48).
- En lo que se refiere a las ciudades, la mundialización se ha acompañado de la urbanización. Desde 2007, las ciudades agrupan a la mayoría de los seres humanos. Esto ha generado un fenómeno de aglomeración sinónimo de “una concentración considerable de recursos en zonas abiertas a los flujos [internacionales]” (p. 49). Más allá de los beneficios económicos que procura, la ciudad es también fuente de bienestar, ya que procura seguridad, movilidad, redes de sociabilidad, así como cultura, conocimiento y emociones (p. 50).
- En cuanto a las empresas, además de buscar el beneficio, son unos colectivos humanos que hacen vivir una idea y unos principios, y que se desarrollan a través del intercambio y de la transmisión del conocimiento común

(p. 52). Las empresas son los lugares, por excelencia, del arbitraje entre cooperación y colaboración (p. 52). De hecho, cuando unas empresas están acaparadas por la colaboración en detrimento de la cooperación, son menos robustas y duraderas (p. 52).

En el segundo capítulo, titulado “Del fatalismo de la secesión a la revolución de los comunes”, el autor recuerda que “el análisis de la cooperación humana ha conocido, a mediados del siglo XX, una fase de [profundo fatalismo]” (p. 55). En efecto, “en las décadas de 1950 y 1960, nace y se propaga un [notable] pesimismo en cuanto a la capacidad de los sistemas sociales de engendrar más comportamientos cooperativos y de mantenerlos en el tiempo” (p. 55). Se incide en “la perversidad de las instituciones” que, supuestamente, además de no fomentar la cooperación, propiciarían la secesión concediendo un lugar excesivo a las estrategias individuales y favoreciendo el repliegue de las personas en sus propios intereses (pp. 55-56). “El economista Kenneth Arrow aparece como el pionero de ese declinismo de la cooperación” (p. 56). En 1951, publica *Choix collectifs et préférences individuelles* que constituye “la primera exposición del teorema de la imposibilidad de la elección social” (p. 56). A su entender, para alcanzar una solución común, es imposible respetar los criterios de libertad y de coherencia (p. 57). Arrow incide en la “insuficiencia de las instituciones ante la complejidad de la cooperación humana” (p. 57).

Mancur Olson (1987) va más allá, ya que, según su teoría, “no solo los comportamientos desviantes que hacen la cooperación humana imposible no son impedidos por las instituciones de la cooperación, [sino que] son [propiciados] por ellas” (p. 58). Afirma que “unos individuos [dotados] de razón y motivados por sus propios intereses no van a obrar a favor del interés de los grupos a los que pertenecen” (p. 58). En este caso, es “la posibilidad de secesión y de privatización de las ganancias que convierte la cooperación en imposible” (p. 58). Los comportamientos de tipo “pasajero clandestino (*free rider*), [que constituyen unas] estrategias no cooperativas por excelencia, dependen de los incentivos percibidos por los individuos que [desean] minimizar sus costes y maximizar sus beneficios en el seno de los grupos, [sabiendo que] estos dependen del tamaño de los grupos” (pp. 58-59). Para Olson, “los comportamientos no cooperativos son inherentes a las instituciones” (p. 60).

Garrett Hardin (2018) supera a Olson en el fatalismo, mostrando que, “no solo las instituciones favorecen la secesión y la defección, sino que, además, conducen a la ruina colectiva” (p. 60). Contrariamente a Adam Smith, considera que, en una economía de mercado, si “los individuos solo deben preocuparse por sus propios intereses personales, sin jamás preocuparse por la suerte del prójimo, la suma de los egoísmos de cada uno conducirá [...] a la ruina de los ciudadanos” (p. 60). Según Hardin, es preciso “instituir una concertación recíproca por aceptación mutua”, o, dicho de otra forma, “recurrir a una autoridad central que monopoliza el poder de elegir” (p. 61).

Conviene subrayar que “estas tres visiones del declive de la cooperación han aparecido en el contexto de la Guerra Fría”, en un momento en el cual la democracia liberal es cuestionada por los regímenes autoritarios (p. 62). En ese sentido, “la crisis de la cooperación está en parte vinculada con la crisis de la democracia” (p. 62).

No en vano, una visión más optimista de la cooperación humana surge en la década de 1970 con la idea de recursos de libre acceso (*open access resources*) (pp. 62-63). “Los recursos comunes o comunes son unos recursos detenidos bajo el régimen de la propiedad privada por un grupo humano, mientras que los recursos en [libre acceso] no son exclusivos” (p. 63). Elinor Ostrom (1990) identifica y analiza sistemáticamente “las instituciones que permiten [o no] una explotación sostenible de los recursos naturales” (p. 65). Ostrom y sus colaboradores muestran que “las instituciones que permiten la preservación a través de la cooperación son engendradas por las propias comunidades” (p. 66). Por lo tanto, la cooperación es posible y está autodeterminada (p. 66). Según Ostrom, en el juego del “bien público”, “los individuos cooperan mucho más de lo que presupone la teoría estándar, en particular si tienen la posibilidad de castigar a los pasajeros clandestinos” (p. 67). De hecho, ese juego es más complejo de lo que se piensa habitualmente (p. 67). En numerosos casos, los seres humanos consiguen evitar la “tragedia de los comunes” construyendo unas reglas colectivas cuyos principios son la reciprocidad y la confianza (p. 69). A partir de estas observaciones de campo, Ostrom intenta “definir los grandes principios de una gestión duradera de los recursos comunes para salir [...] de los dilemas sociales de la gobernanza medioambiental” (p. 70). Se trata de las “reglas del juego de la cooperación humana” (p. 70).

Al contrario, “las reglas impuestas de manera autoritaria a unos grupos locales por unos gobiernos lejanos resultan ser a menudo contraproducentes, porque las autoridades en cuestión no disponen de la información y de la legitimidad suficientes” (pp. 72-73). En ese caso, se percibe claramente la importancia de la relación entre la preservación de los recursos naturales y la confianza (p. 73). Según Ostrom (1990), “los individuos que cooperan son capaces de aprender de los demás; recuerdan unos comportamientos de cooperación y, más generalmente, la fiabilidad de las personas [con las cuales se han relacionado]; utilizan su memoria y otros indicios [...] para evaluar la fiabilidad de sus socios en el intercambio antes de concederles su confianza; intentan [construir] una reputación de fiabilidad; castigan a los pasajeros clandestinos, incluso si ello induce un coste para ellos mismos; adoptan unos horizontes temporales que exceden el futuro inmediato” (p. 74). En ese sentido, la cooperación es una búsqueda de conocimiento compartido (p. 74). Ostrom postula que “son los propios individuos los que deciden cambiar de comportamiento y se convierten en cooperativos adoptando unas reglas y unas actitudes de reciprocidad basadas en su propia experiencia. Frente a cada nuevo desafío, reinventan las instituciones de la cooperación a partir de principios de justicia, lo que conduce al bien común” (p. 75).

En el tercer capítulo, que se centra en “el juego de la inteligencia colectiva”, Laurent observa que, en el lenguaje de la teoría de los juegos, Axelrod plantea el dilema del prisionero en el cual “cada jugador puede adaptar su estrategia en función de las elecciones del socio/adversario. Pero puede igualmente [decidir] hacer defecto [sistemáticamente], cooperar siempre o adoptar una estrategia aleatoria de cooperación” (p. 79). Ante ese dilema, la estrategia ganadora consiste en proceder al *tit for tat* (p. 80). “En el primer golpe, el [jugador] coopera [y] luego se adapta estrictamente al golpe jugado por el socio: si el socio coopera, coopera; si el socio hace defecto, hace defecto; y vuelve a la cooperación si el socio [vuelve a cooperar] tras haber hecho defección” (p. 80). Por lo tanto, una “estrategia espejo”, cuyo resorte es la reciprocidad, “demuestra que ninguna regla universal construye mejor la cooperación que la atención prestada a las acciones del prójimo, incluso sus acciones negativas” (p. 80). En otras palabras, los seres humanos consiguen cooperar superando sus intereses personales inmediatos, porque “se educan mutuamente en la cooperación” (p. 81). Para ello, necesitan un horizonte temporal relativamente amplio “que se encarna en unas instituciones robustas. [...] Supone igualmente un proceso de descubrimiento mutuo” (pp. 81-82). La cooperación “es un juego de inteligencia colectiva cuyo desenlace debe permanecer indeterminado” (p. 82).

Con Émile Durkheim (1893), la división del trabajo, característica de las sociedades contemporáneas, reúne a las personas, reforzando su complementariedad y conduciéndolas a cooperar (p. 87). “La colaboración se [transforma] en interdependencia y [esta] en cooperación” (p. 87). Además de propiciar la organización del mundo existente, la cooperación permite “inventar un mundo [a través del] juego indeterminado de la cooperación” (p. 88).

Los ámbitos de la educación, la investigación y la política ilustran “la crisis de la cooperación [que se expande] bajo las apariencias de una sociedad cada vez más colaborativa” (p. 97). Esta crisis se cristaliza de tres maneras. En primer lugar, en “el auge [...] de la soledad, que significa [especialmente] que el mundo del trabajo no [protege] contra el aislamiento y no responde a las necesidades de socialización” (p. 97). En segundo lugar, en el advenimiento de nuevos pasajeros clandestinos que “maximizan sus beneficios socializando sus pérdidas”, porque consideran los bienes comunes como bienes de consumo (pp. 97-98). En tercer lugar, en “la guerra contra el tiempo, que inaugura una crisis de los horizontes colectivos, [como consecuencia] de una transición digital hipertrofiada y una transición ecológica atrofiada” (p. 98).

La segunda parte, que analiza “la crisis de la cooperación”, empieza por el cuarto capítulo consagrado a la “epidemia de la soledad” (p. 101). En su seno, el economista francés constata que las instituciones actuales contribuyen “a un aislamiento creciente de las personas que socava los fundamentos de la cooperación social” (p. 102). Para Putnam (1995), “la calidad de las políticas públicas está vinculada a la aptitud para la cooperación social, ella misma [basada] en el capital social” (p. 104). Según el politólogo norteamericano, el declive progresivo pero continuo

del capital social en su país provoca una caída de la participación democrática que conduce finalmente “a una degradación de la calidad de la vida pública” (p. 105).

- Por una parte, se produce un contagio de la soledad. “Esa transmisión se opera por la mediación de las instituciones que aíslan progresivamente a los individuos: [obligaciones laborales] que separan duraderamente a las personas de sus familias y amigos, pobreza masiva, [negligencia] de los servicios sociales, austeridad drástica impuesta a los municipios”, etc. (p. 106).
- Por otra parte, las consecuencias de la soledad son considerables a nivel sanitario. En este caso, la soledad se asemeja “a una forma de patología o [es un] vector patológico que deteriora la salud humana” (p. 108).

Aunque el aislamiento social y la soledad son característicos de “una desconexión del individuo de sus redes de sociabilidad”, es preciso distinguir “la realidad objetiva del aislamiento, medible [a través de] ciertos indicadores de la densidad del contacto social [...], y la subjetividad del sentimiento de soledad, medido por vía declarativa” (p. 108). En ese sentido, en 2010, el 15 % de los ciudadanos norteamericanos sufren de soledad crónica, sabiendo que esta “aumenta fuertemente el riesgo de mortalidad prematura y contribuye al desarrollo de numerosas patologías mentales y físicas” (p. 109). De hecho, desde la primera década del siglo XXI, la mortalidad prematura se ha incrementado como consecuencia de la desindustrialización, la desocialización y la crisis de los opioides, lo que ciertos autores han denominado “muerte por desesperación social” (p. 110).

El aislamiento social “entendido no como una elección de vida, sino como una insuficiente conexión social e incluso una desconexión total de las redes de sociabilidad, es muy mayoritariamente padecida” (p. 112). Así, en Reino Unido, “la progresión del aislamiento social y de la soledad que lo acompaña se ha convertido en una preocupación política de primer [orden]” (p. 113). Asimismo, en Francia, el número de personas que padecen soledad ha pasado de 4 a 5 millones entre 2010 y 2016, y concierne especialmente a “las grandes zonas urbanas” (p. 115). Y no afecta solo a las personas mayores, ya que el 18 % de los jóvenes de entre 15 y 30 años “son socialmente vulnerables según las grandes variables que van de la fragilidad al aislamiento completo” (p. 116). Están a menudo en situación de fracaso escolar y su estado de salud es peor (p. 117).

En el quinto capítulo, que se interesa por “los nuevos pasajeros clandestinos”, Laurent observa que la complacencia de los poderes públicos hacia los nuevos pasajeros clandestinos mina, hoy en día, la cooperación social. Son todos aquellos que consiguen beneficiarse de las infraestructuras, los servicios sociales y los sistemas de regulación basados en el funcionamiento del sistema fiscal y social sin asumir ningún coste a nivel personal (p. 126). Estos comportamientos tienen consecuencias, no solo sobre las personas e instituciones que los padecen, sino también sobre la propia viabilidad de la cooperación. “Sabotean la cooperación social [desincentivando] a los demás a cooperar” (p. 127).

En el juego del bien público, “los jugadores tienen tendencia a cooperar [desde el inicio]. Pero esta cooperación puede [disminuir] progresivamente” (pp. 127-128). Pueden distinguirse tres categorías de jugadores: “los altruistas, los cooperadores condicionales y los pasajeros clandestinos. Los altruistas cooperan todo el tiempo y los pasajeros clandestinos jamás [lo hacen], mientras que los cooperadores condicionales [, siempre a la expectativa,] empiezan cooperando, pero cesan [posteriormente] bajo el efecto de la decepción, e incluso del resentimiento que sienten hacia los pasajeros clandestinos” (p. 128). Unos estudios empíricos han establecido que “el 30 % de los jugadores se comportan como pasajeros clandestinos, el 50 % son cooperadores condicionales y el 20 % [son] altruistas” (p. 129). A su vez, “la instauración de mecanismos de sanción de los tramposos consigue restaurar [el deseo] de cooperación” (p. 129). De hecho, “cuando los castigos están autorizados, la cooperación no se deteriora a medida que el juego avanza” (pp. 129-130). En otros términos, “la no cooperación no es una fatalidad. Solo existe porque unas instituciones la posibilitan y unas autoridades [rehúyen] sancionarla” (p. 130).

En el sexto y último capítulo, que aborda “la guerra contra el tiempo”, el autor observa que “el inicio del siglo XXI se caracteriza por una doble crisis temporal” (p. 143). La primera resulta de la aceleración del presente bajo el efecto de la transición digital, ya que provoca “innovaciones incesantes que alteran las existencias humanas [en sus vidas diarias y modifican] la organización social en profundidad” (p. 143). La segunda crisis alude al hecho de que el futuro está obstruido por las crisis ecológicas, empezando por el calentamiento climático (p. 144). La dificultad propia de la época actual, nos dice Laurent, estriba en que “estas dos crisis se producen conjuntamente [y] se agravan mutuamente” (p. 145). En ese sentido, “la transición digital constituye un obstáculo creciente para la transición ecológica, de manera que los horizontes de la cooperación están doblemente [condicionados] por la crisis del presente y la del futuro” (p. 145). De hecho, “la guerra contra el tiempo, en particular el tiempo libre, [...] es también una guerra contra el [largo plazo]” (p. 146).

En cuanto a los daños ocasionados por la transición digital en materia de cooperación, es preciso recordar que esta transición no es solo tecnológica, sino que es también “una transición de los imaginarios y de las prácticas” (p. 146). “La transición digital plantea al menos dos problemas a la cooperación” (p. 146). Por una parte, “su mitología fundadora es la de un inventor genial conectado a las máquinas, pero desconectado de la sociedad” (p. 146). En realidad, esa imagen es falsa, “porque todas las innovaciones tecnológicas de la transición digital han sido posibilitadas por la cooperación de equipos que mezclan diferentes especialidades y cuyo trabajo en común ha permitido, no solo la propia innovación, sino [también y] sobre todo su difusión” (p. 148). Por otra parte, la transición digital entorpece la cooperación en su búsqueda del conocimiento compartido. En efecto, “el horizonte del conocimiento común se aleja, porque el conocimiento aparece como [inmediatamente disponible]” (p. 149).

Además, para el economista francés, “uno de los aspectos más preocupantes de [la era] digital es que [el tránsito] hacia el nuevo mundo que propone es [un retorno al] pasado” (p. 153). Así, Cathy O’Neil (2016) muestra cómo “el uso sistemático de los algoritmos con fines de eficacia administrativa encierra los individuos en sus elecciones pasadas [condenándolos] a un porvenir inamovible extrapolado por unas máquinas. Los algoritmos de personalización se convierten en algoritmos de persecución” (p. 154). En ese sentido, “la transición digital, porque no olvida nada de los comportamientos pasados, es, en el fondo, una transición nostálgica” (p. 155). A su vez, “la transición digital favorece la hipertrofia del mundo virtual [en la misma proporción en que propicia] la atrofia del mundo real” (p. 155). En esa tensión entre un corto plazo omnipresente y un largo plazo que se ha perdido de vista, “se produce la guerra contra el tiempo en el cual estamos atrapados” (p. 156).

Los seres humanos se han comprometido históricamente en la lucha por liberar su tiempo (p. 156). “Dos etapas han marcado esta emancipación: la liberación del tiempo natural y la liberación del tiempo social” (p. 156). De hecho, hoy en día, el tiempo libre está cada vez más acaparado por los aparatos digitales que proceden a una colonización progresiva de los tiempos familiares, amistosos, amorosos y de ocio (p. 159). De la misma forma, las crisis ecológicas, que se infravaloran y se agravan ante nuestros ojos, incrementan las desigualdades sociales. Debilitando los horizontes colectivos, impiden “las necesarias adaptaciones de las sociedades humanas, inmersas en una espiral no cooperativa” (p. 160). A medida que las crisis ecológicas desorganizan las sociedades contemporáneas, desmonetizan la cooperación, “porque hacen desaparecer los horizontes comunes y privan la cooperación de su objeto” (p. 161). Para Laurent, además de poner la transición digital al servicio de la transición ecológica, es preciso “desacelerar la transición digital para acelerar la transición ecológica” (p. 163).

En el apartado de conclusiones, en el que aspira “reconstruir la cooperación” a través de los imaginarios y las instituciones, el autor considera que, ante el resurgimiento del espectro del declive de la cooperación humana, se trata de intentar conjurarla, empezando por comprenderla, evitando “reinventar la naturaleza humana” y forzando a los seres humanos a cooperar. Es cuestión de trabajar en la reconquista de los imaginarios y en la reforma de las instituciones (p. 165). De hecho, “los imaginarios sirven para dar sentido al pasado y para vincularlo al presente, [mientras que] las instituciones sirven para proyectarse en el futuro. Los imaginarios moldean los valores, [al tiempo que] las instituciones moldean los comportamientos” (pp. 165-166).

La reconquista de los imaginarios y la reforma de las instituciones para reconstruir la cooperación son propiciados por los avances “del conocimiento sobre los mecanismos de la cooperación y de sus crisis” (p. 167). Laurent contempla tres ámbitos en los cuales puede producirse esa reconstrucción; sabiendo que, para cada uno de ellos, se trata de “determinar en qué consiste precisamente el trabajo sobre los imaginarios y las instituciones” (p. 167).

El primer ámbito es el de “la deconstrucción del conocimiento [...] y de la salida del crecimiento” (p. 167). En efecto, conviene “desmitificar un discurso económico hoy en día reducido, en su versión dominante, a un conjunto de mitologías cada vez más irreales y destructivas, reformar su enseñanza e inscribir las nuevas maneras de pensar la economía en el corazón de las políticas públicas” (p. 168). Existen dos maneras de superar ese imaginario: “el retorno a la economía civil y el recurso a la economía ecológica” (p. 168).

- “La economía civil, que se apoya en las instituciones, las leyes y las virtudes cívicas, [desea convertir el] mercado en un lugar de desarrollo humano que aspira a la felicidad de los ciudadanos a través de un uso social de la riqueza y apoyándose en la reciprocidad en las relaciones sociales” (pp. 168-169). Actualmente, “volver a la economía civil consiste en dar la prioridad a la cooperación sobre la colaboración en todos los espacios sociales, se trate del trabajo, de la educación o de la investigación. Es también redescubrir la riqueza y la diversidad de las formas institucionales que han preexistido a las instituciones del capitalismo” (p. 170).
- La economía ecológica, por su parte, implica no concebir la economía sin el medio ambiente. “El recurso a la economía ecológica supone fundamentalmente salir del crecimiento como proyecto social” (p. 171). La economía ecológica es favorable a la cooperación en la medida en que “propone un enfoque interdisciplinar de las riquezas ecológicas” (p. 175).

Según el autor, “la economía civil y la economía ecológica combinadas forman una perspectiva social-ecológica [del] mundo que tiene el poder de restaurar el bienestar humano (su resiliencia y su sostenibilidad) como finalidad de la cooperación” (pp. 175-176). Es preciso, nos dice el economista francés, que esta nueva concepción de la economía esté presente en “los programas de enseñanza secundaria y superior, lo que constituye la primera reforma institucional” (p. 176). Además, para salir del crecimiento, es necesario “inscribir el bienestar, la resiliencia y la sostenibilidad en el corazón de las políticas públicas” (p. 177).

El segundo ámbito consiste en “restaurar la potencia cooperativa del sistema fiscal y social”, sabedor de que es “la deconstrucción sistémica de las reglas sociales y fiscales la que fomenta los comportamientos no cooperativos recompensando la renta y la depredación” (p. 178). La principal reforma a llevar a cabo en esta materia es “la lucha contra los paraísos fiscales y la competencia fiscal y social en Europa” (p. 178). A su entender, “el sistema social debe también abrirse a la cuestión ecológica para dar profundidad a la cuestión social y estabilizar los horizontes de la cooperación” (pp. 178-179).

El tercer ámbito estriba en “desacelerar la transición digital para acelerar la transición ecológica” (p. 179). De hecho, la transición digital complica y ralentiza la transición ecológica. Al complicar las relaciones humanas en el espacio, ralentiza la cooperación (p. 180). La transición digital complica y ralentiza igualmente la cooperación en el tiempo, [dado que] la interrupción permanente de la atención y

la diversión constante imposibilitan la continuidad requerida por la cooperación. “La intermitencia tecnológica es el enemigo de la continuidad social” (p. 180). En ese ámbito, la reforma a llevar a cabo consiste en “poner lo digital a distancia, en el espacio y en el tiempo” (pp. 180-181). El derecho a la desconexión de los asalariados es un buen ejemplo (p. 181). A su vez, es preciso aproximar la transición ecológica, es decir “darle un sentido”, puesto que la ecología “permite a los humanos acceder a una dimensión esencial de su bienestar: la salud” (p. 181), además de ser “un formidable campo de innovación social que libera las iniciativas” (p. 182).

Al término de la lectura de *L’impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération*, es obvio reconocer la originalidad de la perspectiva ofrecida por el autor sobre la cooperación humana y su claro dominio tanto de la literatura económica como filosófica a nivel internacional. Antes de la reflexión pormenorizada llevada a cabo sobre los riesgos que pesan sobre la cooperación en un periodo dominado por la colaboración, procede a una perfecta delimitación y problematización del objeto de estudio y a una definición precisa de los principales conceptos que maneja con soltura y pertinencia; todo ello desarrollando un pensamiento articulado, recurriendo a una argumentación sólida y utilizando un estilo fluido que facilita la comprensión de esta obra y convierte su lectura en agradable. Además, el autor no duda en profundizar ciertas cuestiones, tales como las reglas de la cooperación según Elinor Ostrom, en unos cuadros previstos a tal efecto (pp. 70-72). Por último, Laurent completa su faceta analítica con una dimensión normativa al formular propuestas concretas en tres ámbitos determinados. No en vano, y de cara a matizar la valoración positiva que merece esta obra, se echa en falta un mayor número de ejemplos concretos que puedan ilustrar las tesis defendidas, dado el alto nivel de abstracción del libro.

En cualquier caso, y más allá de estas reservas, la lectura de la última obra de Laurent es sumamente recomendable para profundizar nuestra reflexión sobre la cooperación humana en las sociedades contemporáneas.

REFERENCIAS

1. DeLisi, Ch. (1988). The Human Genome Project: The ambitious proposal to map and decipher the complete sequence of human DNA. *American Scientist*, 76(5), 488-493.
2. Durkheim, É. (1893). *La division sociale du travail*. París: Presses Universitaires de France.
3. Hardin, G. (2018). *La tragédie des communs*. París: Presses Universitaires de France.
4. Laurent, E. (2012). *Economie de la confiance*. París: La Découverte.
5. Laurent, E. (2016). *Nos mythologies économiques*. París: Les liens qui libèrent.

6. Laurent, E. (2017). *Notre bonne fortune: repenser la prospérité*. Paris: Presses Universitaires de France.
7. Laurent, E. (2018). *L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération*. Paris: Les Liens qui Libèrent.
8. O'Neil, C. (2016). *Weapons of math destruction: How big data increases inequality and threatens democracy*. Nueva York: Crown Publishing Group/Pengun Random House.
9. Olson, M. (1987). *Logique de l'action collective*. Paris: Presses Universitaires de France.
10. Ostrom, E. (1990). *Governing the commons: The evolution of institutions for collective action*. Cambridge: Cambridge University Press.
11. Putnam, R. D. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *The Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.

ACERCA DE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revista *Cuadernos de Economía* es publicada semestralmente por la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas (Universidad Nacional de Colombia). Es una de las más antiguas del país en el área económica. Su primera edición se realizó durante el primer semestre de 1979.

Nuestra publicación está disponible en índices y bases de datos nacionales e internacionales, tales como SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latinex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich's Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Informação Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Pubindex, LatAm-Studies y Econpapers.

La revista tiene como objetivo divulgar, en el ámbito académico nacional e internacional, los avances intelectuales en teorías, metodologías y aplicaciones económicas, así como los resultados de investigaciones y trabajos especializados.

Su público está integrado por académicos (investigadores, docentes y estudiantes universitarios), miembros de instituciones gubernamentales y de entidades privadas, que se ocupen del estudio de la teoría económica, la política económica, el desarrollo socioeconómico y otros temas de interés para la disciplina.

El Editor y el Consejo Editorial de Cuadernos de Economía son las instancias que deciden sobre la publicación de las contribuciones. Es importante aclarar que el envío de material no exige su publicación y que el contenido de los artículos es responsabilidad de los autores y no compromete, de ninguna manera, a la revista o a la institución.

El autor interesado en someter a evaluación una contribución, debe hacerla llegar a la revista, conforme a las especificaciones contempladas en las *pautas para autores*. Esta información se encuentra disponible al final de cada número y en el sitio web: <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/pautas.html>

Los evaluadores son seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en los temas cubiertos por cada artículo. La evaluación toma en cuenta aspectos como la originalidad del contenido, el rigor conceptual, los aspectos metodológicos, la claridad y la coherencia, tanto en la argumentación como en la exposición, y la pertinencia de las conclusiones.

La versión en *pdf* de los artículos puede ser consultada y descargada en el sitio <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>. Para la adquisición en formato físico de números anteriores, el interesado puede comunicarse con la dirección de la revista: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, primer piso, Universidad Nacional de Colombia; al correo electrónico revcuaecono_bog@unal.edu.co o al teléfono 3165000 extensión 12308.

PAUTAS PARA AUTORES

La revista *Cuadernos de Economía* toma en consideración, 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 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 las temáticas abordadas en 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 2018 fue de 78%.

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 no son mucho; creo que podría establecerse el límite superior en unas 500 palabras. Este 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: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.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 encabezados de cada sección se escribirán en negritas, alineados a la izquierda y en mayúscula sostenida. Los títulos de segundo nivel se escribirán en negritas, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas. Los títulos de tercer nivel irán en itálica, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas.
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 o más de 40 palabras (según normativa APA). 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), o si incluye varias páginas (López, 1998, pp. 52-53); en caso de tres a cinco autores se

mencionan todos la primera vez, si se menciona nuevamente el estudio, en caso de seis 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-html5/index.html?_ga=2.198992360.670361098.1544630386-2074163288.1530031378
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.

This is a refereed journal, indexed in SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latindex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich’s Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Informação Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Pubindex, LatAm-Studies y Eonpapers.

The journal’s objective is to broadcast (within a national and international academic setting) intellectual advances regarding economic theory, methodology and applications, as well as the results of research and specialized work.

We aim at contributing to the academic debate among national and regional scholars allowing a wide spectrum of competing theoretical approaches. Its public consists of academics (researchers, teachers and university students), members of government institutions and private entities interested in studying economic theory, economic policy, socioeconomic development and other topics of interest for the discipline. Cuadernos de Economía can reject a manuscript if, after an initial internal revision, it is stated that the manuscript does not fulfill certain academic or editorial standards. Those manuscripts passing this first revision, will go through double blind refereeing.

Our publication uses double-blind refereeing (i.e. both the evaluators and the authors remain anonymous). The foregoing guarantees the impartiality of the concept being put forward. The referees are selected according to their knowledge of the topics being covered by each article. Evaluation takes into account such aspects as: the originality of the content, conceptual rigor, methodological aspects, clarity and coherence in both the argument and how it is expressed and the pertinence of the conclusions. The content of an article is the author’s responsibility and does not commit the journal or the institution in any way.

Any author interested in submitting a contribution to be evaluated must ensure that it reaches the journal conforming to the specifications laid down in the *author guidelines*. This information can be found at the end of each issue and on the journal’s web site: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. A PDF version of the journal’s articles can be consulted and downloaded from web site <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>. If one is interested in acquiring back numbers in physical format then one can get in touch with the journal directly at the following address: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia; at the following e-mail address: revcuaeco_bog@unal.edu.co, or on telephone 3165000, extension 12308.

AUTHOR GUIDELINES

Cuadernos de Economía takes into consideration for possible publication unedited academic contributions, research articles, reports and case studies, essays, bibliographic reviews, criticism and analytical reports of books written in Spanish, English, French or Portuguese which have not been previously published (except as a working paper) and which are not under consideration for publication elsewhere. If such material has been presented as a working paper, then the complete reference must be included. The texts must make a contribution towards advancing knowledge in economic, political, social, administrative and demographic areas.

Candidates must apply through the OJS editorial management system and include the documents listed following the link <http://bit.ly/ZsvX1j>.

In case it is decided that an article is publishable, then the peer evaluations will be sent to the authors so that they can make the respective adjustments (if so requested) within a maximum period of 30 days.

Cuadernos de Economía's editorial committee is the final body deciding on whether contributions should be published. It should be stressed that simply sending material does not oblige the journal to publish it. The journal's publication-team is committed to keeping authors informed during the different stages of the publishing process.

Articles will be received throughout the whole year.

EDITORIAL NORMS

1. Work must be sent in a Latex or text file (Word for Windows (.doc) or Rich Text Format (.RTF)) and must comply with the following requirements: material shall have between 4,000 and 10,000 words including notes and bibliographic references (be aware that documents in Economics have between 4.000 and 6.000 words); the text shall be written in single space, Garamond font size 13, on letter-sized pages having 3 cm margins.
2. Data concerning the authors must be indicated in footnotes by an asterisk: author's names, profession or job, level of studies, actual post held, place of work and (obligatorily) their e-mails and their address.
3. An analytical abstract in written in Spanish and English must be included, containing a maximum of 100 words. The summary must be clear and provide sufficient information for the readers to be able to easily identify the article's subject.
4. Four or five key words must be given in Spanish and English and four or five classification codes using JEL nomenclature which can be consulted at the following web site: <https://www.acaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. The article's title must be explanatory and illustrate the essence of the work.

6. Tables, graphs, plots and/or maps must be legible, having very clearly defined conventions; source information must be cited in the lower part of them and the files must be sent in the software used for drawing them (spreadsheet for tables, plots and graphs, and image for figures or maps). The page on which they must be inserted or whether they should be included as appendices must be clearly indicated. If material which is protected by copyright is to be used, then the authors are solely responsible for obtaining written authorization from those who hold the rights.
7. The headings for each section must be written in bold, aligned to the left and in sustained capitals. Second level titles must be written in bold, aligned to the left and combine capital and small case letters. Third level titles must be written in italics, aligned to the left and combine capital and small case letters.
8. Equations must be numbered in a consecutive manner and be placed within square brackets ([1],[2],[3] ...). Such numbering must be aligned with the right-hand side of the page.
9. Mathematical symbols must be clear and legible. Subscript and superscript must be correctly used.
10. If the proposed document should include textual citation, then the following indications should be followed: if the quotation has five lines or less then it must be preceded by a colon and be placed within inverted commas; if the quotation runs for more than five lines then it must be placed in a separate paragraph, 1 centimeters from the left-hand edge of the page, in Garamond font size 12 and aligned to the right.
11. Footnotes will be exclusively explanatory or explicative; they must not include bibliographic references.
12. If an abbreviation or acronym is to be used then it must indicate its complete equivalent and the term (placed within brackets) which will be used from that point on in the rest of the document.
13. Bibliographic references must retain the author-date style, inserted within the text (López, 1998). When a reference is given textually then the number of the page from which it was taken must be given after the date, separated by a comma (López, 1998, p. 52), if it includes several pages (López, 1998, pp. 52-53) and in the case of several authors (López *et al.*, 1998).
14. The bibliography must only list the sources cited in the work; the section is thus entitled Bibliographic References. Examples of the norms for citing other work as used by the journal are the rules of APA Style: (<http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>).
15. All authors cede their publication rights to the Universidad Nacional de Colombia's School of Economics (Economics' Faculty). *Cuadernos de Economía* reserves printed and electronic publication rights and any other type of rights, in all languages.
16. The journal reserves the right to make any editorial changes which it considers pertinent for providing an article with the greatest clarity possible. It is thus recommended that authors write with the greatest rigor, verifying their spelling, use short, homogeneous paragraphs and use punctuation marks correctly.
17. Exceptionally, it may be proposed that texts be reproduced which have been broadcast in other media or which require translation, always assuming that this does not imply any additional publication costs.

À PROPOS DE LA REVUE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revue *Cuadernos de Economía* est semestriellement publiée par l'École d'Économie de la Faculté de Sciences Économiques (Université Nationale de Colombie). C'est l'une des plus anciennes du pays dans le domaine économique. Sa première édition a été réalisée pendant le premier semestre de 1979.

La revue a l'objectif de divulguer, dans l'environnement académique nationale et internationale, les avancées intellectuelles dans des théories, des méthodologies et des applications économiques, ainsi que les résultats de recherches et de travaux spécialisés.

Son public est composé par les académiciens (chercheurs, enseignants et étudiants universitaires), les membres d'institutions gouvernementales et d'entités privées qui s'occupent de l'étude de la théorie économique, de la politique économique, du développement socioéconomique et d'autres sujets d'intérêt pour la discipline.

Notre publication emploie le système de paires évaluateurs en appliquant les normes d'un *arbitrage aveugle*, c'est-à-dire, que tant les évaluateurs comme les auteurs restent anonymes. Le précédent, afin de garantir l'impartialité du concept émis.

Les évaluateurs sont choisis conformément à leurs connaissances dans les sujets couverts par chaque article. L'évaluation prend en compte des aspects comme : l'originalité du contenu, la rigueur conceptuelle, les aspects méthodologiques, la clarté et la cohérence, tant dans l'argumentation comme dans l'exposé, et la pertinence des conclusions.

Le contenu des articles est responsabilité des auteurs et il ne compromet, d'aucune manière,

à la revue ou à institution. L'auteur intéressé à soumettre à évaluation une contribution, doit la faire arriver à la revue, conforme aux spécifications contemplées dans les paramètres pour les auteurs. Cette information est disponible à la fin de chaque numéro et dans le site web <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-antiores.html>

La version en pdf des articles peut être consultée et être téléchargée dans le site web: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. Pour l'acquisition dans un format physique de numéros précédents, l'intéressé peut s'adresser à la revue : Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia ; ou à la boîte mail : revcuaco_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'Edition de *Cuadernos de Economía* sont les instances qui prend la décision de publier les contributions.

Il est important de clarifier que l'envoi de matériel n'oblige pas à effectuer son publication. L'équipe de travail de la revue se engage à maintenir informé au (aux) auteur (s) pendant les différentes étapes du processus éditorial.

La réception des articles se fait tout au long de l'année.

NORMES ÉDITORIALES

1. Les travaux seront envoyés en fichiers Latex ou de texte (*Word pour Windows ou Ritch Text Formart*) et doivent remplir les demandes suivantes : une dimension de 10.000 mots en incluant des notes et des références bibliographiques ; l'interligne simple ; lettre Garamond taille 13 ; papier lettre et marges de 3 cm.
2. Les données sur l'auteur seront indiquées en note de bas de page avec un astérisque : nom de l'auteur, son occupation ou office, le niveau d'études, l'emploi actuel, le lieu de travail et, obligatoirement, son courrier électronique.
3. On doit inclure un résumé en Espagnol et en Anglais de 100 mots au maximum. Celui-ci doit être clair et fournir l'information suffisante pour que les lecteurs puissent identifier le sujet de l'article.
4. Trois ou quatre mots clés en Espagnol et en Anglais, et trois ou quatre codes de classification de la nomenclature JEL, laquelle peut être consultée dans le site web: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. Le titre de l'article doit être explicite et recouvrir l'essentiel du travail.
6. On requiert que les tableaux, les graphiques ou les cartes soient lisibles, avec les conventions très définies, qu'on cite sa source dans la partie inférieure et que soient

envoyés dans les programmes employés pour leur élaboration (feuille de calcul pour les tableaux et les graphiques, et d'image pour les figures ou les cartes). On doit indiquer la page dans laquelle ils doivent être insérés ou s'ils sont inclus comme annexes. Si on utilise du matériel protégé par copyright, les auteurs seront les responsables d'obtenir l'autorisation écrite de ceux qui possèdent les droits.

7. Les entêtes de chaque section seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche et en lettres capitales. Les titres de second niveau seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche, et en combinant de lettres capitales et minuscules. Les titres de troisième niveau iront dans *italique*, 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.

• ENSAYOS DE ECONOMÍA •



Bases de datos, directorios, catálogos y redes académicas:

EBSCO, EconLit, ERIH,
FLACSO, CLACSO, REDIB,
LATINDEX, CLASE,
Dialnet, ProQuest,
Ulrich's Periodicals Directory,
Actualidad Iberoamericana,
Doctec-Repec-IDEAS,
SciELO Colombia, DOAJ

Apartado Aéreo: 3840

Cra. 65 #59a-110
Núcleo El Volador
Bloque 46, Oficina 108
Medellín, Colombia, Sur América

Conmutador: (57-4) 430 90 00
Ext. 46282

Correo electrónico:
ensayos_med@unal.edu.co

Nota editorial

El pluralismo en la enseñanza de la economía

Boris Salazar

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.82766>

Artículos

¿Han funcionado las reformas pro-mercado en Colombia?

Crecimiento económico bajo el modelo industrialista y aperturista

Medardo Alfonso Palomino Arias

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.78919>

Índice de incertidumbre de política económica (EPU) para Colombia, 2000-2017

José Mauricio Gil León, Daniel Eduardo Silva

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.76224>

Las Asociaciones Público - Privadas en Colombia:

una reflexión sobre el mecanismo en el país entre 2018 y 2019

Lady Katherin López Buritica, Diego Andrés Buesaquillo Salazar

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.79363>

Expectativas y realidades de los bachilleres del país: la experiencia de Medellín

Silvio Fernando López Mera

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.80299>

Evaluación de la efectividad de la Tasa Retributiva (TR) como instrumento económico para la protección del recurso hídrico en Colombia

Andrea Carolina Guzmán Cabrera, Jesús Fernando Flórez Herrera

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.79561>

Crecimiento pro-pobre en México

Eliseo Díaz González, Jorge Fabián Orozco Lalo

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.77804>

La inclusión financiera en América Latina y Europa

Sofía Orazi, Lisana Belén Martínez, Hernán P. Vigier

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.79425>

Cálculo y evaluación del riesgo operativo en entidades de salud a partir del enfoque de redes bayesianas

Paola Andrea Vaca González

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.78411>

Contribución a una teoría del valor del arte sobre la base de los aportes de Marx a la teoría de la renta del suelo

José María Durán

<https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.79173>

Facultad de Ciencias Humanas y Económicas
Sede Medellín



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

Número 76

Abril - Junio



N.º
75
Enero - Marzo



N.º
74
Octubre - Diciembre



N.º
73
Julio - Septiembre

E-ISSN 2248-6968

ISSN 0121-5051

INNOVAR

REVISTA DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y SOCIALES

Categoría C en el Índice Bibliográfico Nacional de Colciencias

VOLUMEN
30
2020

GESTIÓN HUMANA

El clima y la satisfacción laboral del capital humano: factores diferenciados en organizaciones públicas y privadas
Norma Angélica Pedraza Melo

Efecto del desempeño del capital humano en la capacidad de innovación tecnológica de las pymes
Alma Brenda Leyva Carreras, Joel Enrique Espejel Blanco & Judith Cavazos Arroyo

El voice picking: una organización del trabajo que atenta contra la subjetividad del trabajador. El caso de una cadena de comercio de la alimentación al detal
Héctor L. Bermúdez

Factor humano en la productividad empresarial: un enfoque desde el análisis de las competencias transversales
Francisco Javier Hinojo Lucena, Inmaculada Aznar Díaz & José María Romero Rodríguez

CONTABILIDAD Y FINANZAS

Métricas para el diagnóstico de los estados financieros de las compañías del sector industrial manufacturero en Cuenca, Ecuador
Irene Gisel Buele Nugra, Fabián Leonardo Cuesta Astudillo & Carlos Fernando Chillagalli Peña

Gestão de resultados: evidência europeia das empresas cotadas versus não cotadas
Cristina Gaio, Tiago Gonçalves & Raquel Azevedo

La comparabilidad de la información financiera en Colombia tras su convergencia con los IFRS. El caso de las propiedades, planta y equipo de las empresas cotizantes
Carlos Orlando Rico Bonilla, Luz Dary Montoya Ocampo, Blanca Myrian Franco Navarete & Miguel Ángel Loverde Sarmiento

Relação entre os artefatos de contabilidade gerencial e o ciclo de vida organizacional de empresas do setor de consumo cíclico
Marcia Zanievicz Da Silva, Leandro Marques & Bianca Cecon

GESTIÓN Y ORGANIZACIÓN

Influencia del uso de herramientas en la gestión de la fase temprana del proceso de innovación de productos
Jean Pierre Seclen-Luna & Hellen López Valladares

Adaptação ao ensino superior militar: preditores do sucesso académico
António palma rosinha & hermes de andrade júnior

RESEÑA

HAPPYCRACIA. Cómo la ciencia y la industria de la felicidad controlan nuestras vidas
Oliver Bolívar Quijano Valencia

SUSCRIPCIONES Y CANJE INTERNACIONAL:

Por favor comuníquese con la Coordinación de INNOVAR

CORREO ELECTRÓNICO: revinnova_bog@unal.edu.co

TELÉFONO: (57) (1) 3165000, ext. 12367 | APARTADO AÉREO: 055051

WWW.INNOVAR.UNAL.EDU.CO

Cuadernos de Economía, 39(81)
se terminó de editar, imprimir y encuadernar
en Proeditor, en junio de 2020,
con un tiraje de 100 ejemplares,
sobre papel bond blanco bahía de 70 g.
Bogotá, D. C., Colombia.

CUADERNOS DE ECONOMÍA

81

CONTENIDO

ARTÍCULOS

MARCO MISSAGLIA Y PATRICIA SANCHEZ	Liquidity preference in a world of endogenous money: A short-note	595
GONZALO HERNÁNDEZ Y MARÍA ALEJANDRA PRIETO	Terms of trade shocks and taxation in developing countries	613
AARÓN ESPINOSA-ESPINOSA, MARISTELLA MADERO-JIRADO, GABRIEL RODRÍGUEZ-PUELLO Y LUIS C. DÍAZ-CANEDO	Etnicidad, espacio y desarrollo humano en comunidades pobres urbanas: la Comuna 6 en Cartagena de Indias, Colombia	635
GIOVANNY SANDOVAL-PAUCAR	Efectos de propagación de los mercados financieros estadounidenses en los colombianos	667
RENÉ JAVIER SANTOS-MUNGUÍA Y JUAN MIGUEL PÉREZ	Efecto de remesas de trabajadores sobre reservas internacionales, crecimiento económico e índice de tipo de cambio real en Honduras	703
LUIS BECCARIA, ANA LAURA FERNÁNDEZ Y DAVID TRAJTEMBERG	Reducción de la desigualdad de las remuneraciones e instituciones en Argentina (2002-2015)	731
JOSÉ MAURICIO GIL-LEÓN	Estabilidad financiera y decisiones de los bancos centrales: caso Colombia, México, Perú y Chile	765
FERNANDO ANTONIO IGNACIO-GONZÁLEZ Y MARÍA EMMA SANTOS	Pobreza multidimensional urbana en Argentina. ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016)	795
MARCELO VARELA	Pobreza y desigualdad en Ecuador: modelo de microsimulación de beneficio fiscal	823
LUZ KARIME ABADÍA ALVARADO Y SARA DE LA RICA	The evolution of the gender wage gap in Colombia: 1994 and 2010	857
CARLOS H. ORTIZ Y RODRIGO CASTILLO RENTERÍA	Breaking Say's law in a simple market economy model	897
JUAN JOSUÉ HERNÁNDEZ-OLIVA, JORGE ALCARAZ Y RICARDO LINO MANSILLA-CORONA	Escala para medir la concentración de los sectores de la economía mexicana mediante el coeficiente de Zipf	919
MIGUEL SERRANO-LÓPEZ	Violencia y corrupción como estrategias de maximización en mercados ilegales: el caso de la coca	949
LUCILA GODÍNEZ-MONTOYA, ESTHER FIGUEROA-HERNÁNDEZ Y FRANCISCO PÉREZ-SOTO	Modelo de ecuaciones simultáneas de la producción y exportación de automóviles ligeros de México (1999-2018)	975
PABLO MARTÍN-URBANO, AURORA RUIZ-RÚA Y JUAN IGNACIO SÁNCHEZ-GUTIÉRREZ	Los ferrocarriles suburbanos europeos: enfoque económico sobre el nuevo entorno general y operativo	1001
RESEÑA		
EGUZZI URTEAGA	Laurent, E. (2018): L'impasse collaborative: pour une véritable économie de la coopération. París: Les Liens qui Libèrent	1035

ISSN 0121-4772



9 770121 477005



81