

REVISTA
LATINOAMERICANA
DE

DESARROLLO ECONÓMICO

Latin American Journal of Economic Development

Número 37

Instituto de Investigaciones Socio Económicas
Universidad Católica Boliviana San Pablo

Mayo 2022
Octubre 2022

María Ana Lugo
Santiago Garriga
Jorge Puig

Efectos de los precios de los alimentos en la pobreza: el caso de Paraguay, un país exportador de alimentos y no completamente urbanizado

Luis E. Gonzales C.
Alfonso Malky Harb
Sergio Bobka
Juan Carlos Torrico
Marek Antosiewicz
Carla Mendizábal
Sophía Espinoza

Impacto económico de las medidas de mitigación de las NDC de Bolivia

Pablo Mendieta Ossio

Años perdidos: informalidad y retornos a la educación en Bolivia

Carlos Bruno Delgadillo

Contraste de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J para el caso boliviano durante el periodo 2003-2019



Revista indexada a Latindex, RePEc-IDEAS y SciELO Bolivia

ISSN: 2074 - 4706

REVISTA LATINOAMERICANA DE

DESARROLLO ECONÓMICO

Latin American Journal of Economic Development

Número 37

Mayo 2022 - Octubre 2022

UNIVERSIDAD CATÓLICA BOLIVIANA "SAN PABLO"

P. José Fuentes Cano

Rector Nacional

Dra. Claudia Nacif Muckled

Vicerrectora Académica Nacional a.i.

Dra. Claudia Nacif Muckled

Vicerrectora Administrativa Financiero Nacional

Dra. Ximena Peres Arenas

Rectora de Sede La Paz

Mgr. Javier Gutiérrez Ballivián

Decano de la Facultad de Ciencias Económicas y Financieras

Dr. Carlos Gustavo Machicado Salas

Director de la Carrera de Economía

Dra. Fernanda Wanderley

Directora del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas

ACADEMIA BOLIVIANA DE CIENCIAS ECONÓMICAS (ABCE)

Dr. Óscar Molina Tejerina

Presidente

SOCIEDAD DE ECONOMISTAS DE BOLIVIA (SEBOL)

Dr. Óscar Molina Tejerina

Presidente

FUNDACIÓN HANNS SEIDEL STIFTUNG

Sr. Victor Hagemann

Director Local Oficina Bolivia

Editor

Mauricio Medinaceli M.A., ILADES-Georgetown University; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz-Bolivia, mmedinaceli@ucb.edu.bo

Editora asistente

Cecilia Castro Balderrama, Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz – Bolivia, ccastro@ucb.edu.bo

Comité Editorial Interno

Alejandro Mercado Ph.D., Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz – Bolivia.

Juan Antonio Morales Ph.D., Universidad Católica de Lovaina; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Oscar Molina Tejerina Ph.D., Universidad Politécnica de Valencia; Universidad Privada Boliviana, Bolivia.

Carola Tito Velarde MSc., Universidad Libre de Bruselas; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Fernanda Wanderley Ph.D., Universidad de Columbia; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Jean Paul Benavides Ph.D., Universidad de Ciencias y Tecnología Lille 1; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Consejo Editorial Externo

Ángel Mauricio Reyes Ph.D., Universidad de Zaragoza; Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social, México.

Bernardo Fernández Ph.D., Glasgow University; Foreign, Commonwealth & Development Office (FCDO), Bolivia.

Carlos Gustavo Machicado Ph.D., Universidad de Chile; Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), Bolivia.

Darwin Ugarte Ontiveros Ph.D., Economics School of Louvain; Universidad Privada Boliviana, Bolivia.

David Zavaleta Castellón Ph.D., Universidad de Ginebra; Escuela de la Producción y Competitividad-Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Diego Escobari Ph.D., Texas A&M University; University of Texas Rio Grande Valley, Estados Unidos.

Elizabeth Jiménez Zamora Ph.D., University of Notre Dame; Postgrado en Ciencias del Desarrollo (CIDES)-Universidad Mayor de San Andrés, Bolivia.

Gover Barja Ph.D., Utah State University; Escuela de la Producción y Competitividad-Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Gustavo Canavire Ph.D., Georgia State University; Banco Mundial, Estados Unidos.

Joaquín Morales Belpaire Ph.D., Université de Namur; Universidad Privada Boliviana, Bolivia.

José Peres-Cajías Ph.D., Universitat de Barcelona; Universitat de Barcelona, España.

Lourdes Espinoza Vázquez Ph.D.; Universidad Católica Boliviana "San Pablo"; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Lykke Andersen Ph.D., University of Aarhus; Red de Soluciones para el Desarrollo Sostenible de Bolivia (SDSN), Bolivia.

Mauricio Vargas Ph.D., Universidad de Chile; Fondo Monetario Internacional, Estados Unidos.

Mauricio Tejada Ph.D., Georgetown University; Universidad Alberto Hurtado, Chile.

Miguel Urquiola Ph.D., University of California Berkeley; Columbia University, Estados Unidos.

Mónica Capra Ph.D., University of Virginia; Claremont Graduate University, Estados Unidos.

Rómulo Chumacero Ph.D., Duke University; Universidad de Chile, Chile.

Sergio Salas Ph.D., University of Chicago; Universidad Diego Portales, Chile.

Werner Hernani Ph.D., University of Pennsylvania; Partnership for Economic Policy, Estados Unidos.

Agradecimientos

Alejandro Herrera Jiménez M.Sc., Universitat Pompeu Fabra; Banco Interamericano de Desarrollo, Estados Unidos.

Fernando Jiménez Zeballos Mgr., Pontificia Universidad Católica de Chile; Secretaría General de la Comunidad Andina, Perú.

Horacio Vera Cossio M.Sc., University of Nottingham; Banco Mundial, Estados Unidos.

Walter Valdivia Ph.D., Arizona State University; George Mason University, Estados Unidos.

Responsable de edición:

Cecilia Castro Balderrama

Diagramación:

Jorge Dennis Goytia Valdivia
<http://gyg-design1.blogspot.com/>

Impresión:

VISIONGRAF IMPRESIÓN Y DISEÑO
Celular: 715 82 486 - 719 70 855

Tiraje: 200 ejemplares

Depósito Legal: 4 - 3 - 76 - 03

ISSN: 2074-4706

Todos los derechos reservados

Instituto de Investigaciones Socio Económicas
Av. 14 de Septiembre N° 4836
Obrajes, La Paz, Bolivia
Tel.: 278 22 22
Casilla: 4850. Correo central.
e-mail: iisec.lpz@ucb.edu.bo
www.iisec.ucb.edu.bo

CONTENIDO

Presentación.....	5
María Ana Lugo, Santiago Garriga y Jorge Puig Efectos de los precios de los alimentos en la pobreza: el caso de Paraguay, un país exportador de alimentos y no completamente urbanizado.....	7
Luis E. Gonzales C., Alfonso Malky Harb, Sergio Bobka, Juan Carlos Torrico, Marek Antosiewicz, Carla Mendizábal y Sophía Espinoza Impacto económico de las medidas de mitigación de las NDC de Bolivia.....	45
Pablo Mendieta Ossio Años perdidos: informalidad y retornos a la educación en Bolivia.....	87
Carlos Bruno Delgadillo Chavarría Contraste de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J para el caso boliviano durante el periodo 2003-2019	113

CONTENT

Presentation.....	5
María Ana Lugo, Santiago Garriga y Jorge Puig Effects of food prices on poverty: The case of Paraguay, a food exporter and a non-fully urbanized country.....	7
Luis E. Gonzales C., Alfonso Malky Harb, Sergio Bobka, Juan Carlos Torrico, Marek Antosiewicz, Carla Mendizábal y Sophía Espinoza Economic impact of Bolivia's NDC mitigation measures.....	45
Pablo Mendieta Ossio Wasted years: Informality and returns to education in Bolivia.....	87
Carlos Bruno Delgadillo Chavarría Contrast of the Marshall-Lerner condition and the presence of the J Curve for the Bolivian case during the period 2003 - 2019.....	113

Presentación

Con gran satisfacción presentamos un nuevo número de la Revista LAJED. El contenido refleja, en gran medida, las preocupaciones de la comunidad económica latinoamericana hoy en día. El efecto sobre el bienestar de la sociedad de las fluctuaciones de los precios agrícolas internacionales, la evaluación costo-beneficio de políticas medioambientales, el retorno a la educación y su relación con el mercado informal y una nueva perspectiva sobre un concepto tan tradicional como la condición Marshall-Lerner, otorgan a este número la diversidad necesaria para llegar a varios públicos.

El presente número contiene cuatro artículos con tópicos relacionados al desarrollo económico y social de Bolivia y América Latina. El primer documento, titulado “Effects of food prices on poverty: The case of Paraguay, a food exporter and a non-fully urbanized country” de los autores Maria Ana Lugo, Santiago Garriga y Jorge Puig, simula el efecto de un aumento de precios de los alimentos sobre el bienestar en Paraguay utilizando el modelo agrícola tradicional, datos de encuestas de hogares y datos de precios mensuales para 127 alimentos, y diferenciando dicho efecto entre zonas urbanas y rurales.

La segunda investigación, “Impacto económico de las medidas de mitigación de las NDC de Bolivia”, de Luis Gonzales, Alfonso Malky, Sergio Bobka, Marek Antosiewicz, Carla Mendizábal, Sophía Espinoza y Juan Carlos Torrico, estima los costos y beneficios económicos de las medidas de mitigación y adaptación al cambio climático, definidas a través de Contribuciones Determinadas Nacionalmente (NDCs, por sus siglas en inglés) en Bolivia.

El tercer estudio, titulado “Wasted years: Informality and returns to education in Bolivia”, de Pablo Mendietta, analiza los retornos a la educación en Bolivia y plantea una explicación sobre estos rendimientos según segmentos del mercado laboral, utilizando las encuestas de hogares del Instituto Nacional de Estadística (INE) y una base novedosa de demanda de habilidades elaborada por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID).

Finalmente, el cuarto artículo “Contraste de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J para el caso boliviano durante el periodo 2003-2019”, de Carlos Delgado,

determina el efecto del movimiento del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones e importaciones en Bolivia, para lo cual estima modelos de vectores autorregresivos con corrección de errores, empleando datos desde el primer trimestre del año 2003 hasta el cuarto trimestre del año 2019, con la finalidad de contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J.

Manifestamos nuestro profundo agradecimiento a la Academia Boliviana de Ciencias Económicas, a la Sociedad de Economistas de Bolivia y a los miembros del Comité Interno y del Comité Externo, por el continuo apoyo en la evaluación de los artículos de la revista. También expresamos nuestra gratitud a la Universidad Católica Boliviana “San Pablo” y a la Fundación Hanns Seidel por brindar el apoyo financiero que ha hecho posible la publicación ininterrumpida de 37 números y 3 ediciones especiales. Asimismo, reconocemos el esfuerzo del equipo del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas en todo el proceso de publicación de la Revista LAJED.

Con mucho agrado les invitamos a leer el número 37 de la Revista LAJED. Estamos seguros de que su lectura abrirá nuevas rutas de investigación, afinará el diseño de la política pública y nuestros jóvenes tendrán insumos adicionales para la toma de sus decisiones. La constante es el cambio y la ciencia económica no puede estar alejada de ello.

S. Mauricio Medinaceli Monroy

Editor

Cecilia Castro Balderrama

Editora Asistente

Effects of food prices on poverty: The case of Paraguay, a food exporter and a non-fully urbanized country

Efectos de los precios de los alimentos en la pobreza: el caso de Paraguay, un país exportador de alimentos y no completamente urbanizado

*María Ana Lugo**

*Santiago Garriga***

*Jorge Puig****

Abstract

Agriculture in Paraguay plays a key role in economic development and economic growth. Fluctuations in commodity prices have been added to the inherent sector's volatility linked to climate conditions. Since a vast share of households in developing countries like Paraguay are both consumers and producers of food the welfare effects of commodity prices fluctuations are not obvious: higher prices hurt consumption but benefit production. In this paper we simulate the welfare effects of a potential hike in food prices. We use the traditional agricultural model, households' survey data and monthly price data for 127 food items. Our main results

* Senior economist, The World Bank, Poverty and Equity Practice, East Asia & Pacific, Washington DC.
Contact: mlugo1@worldbank.org

** Paris School of Economics, Paris.
Contact: garrigasantiago@gmail.com

*** Center for Distributive, Labor and Social Studies (CEDLAS), University of La Plata (UNLP), Argentina.
Contact: jorge.puig@econo.unlp.edu.ar

suggest that the expenditure effect is negative and regressive for all households, but larger in rural than urban areas. The income effect is positive and progressive in rural areas and negligible in urban ones. Therefore, we find that the potential overall impact of a potential increase in food prices in Paraguay has a very flat U-shaped curve effect. We conclude with a policy response simulation in order to help those affected by the initial increase in food prices.

Keywords: Food prices, distribution, poverty, policy response, Paraguay.

Resumen: La agricultura en Paraguay juega un papel clave en el desarrollo y el crecimiento económico. Las fluctuaciones en los precios de las materias primas se han sumado a la volatilidad inherente del sector vinculada a las condiciones climáticas. Dado que una gran parte de los hogares en países en desarrollo, como Paraguay, son consumidores y productores de alimentos, los efectos de las fluctuaciones de los precios de los productos básicos en el bienestar no son obvios: mayores precios perjudican el consumo, pero benefician la producción. En el presente artículo, simulamos el efecto sobre el bienestar de una posible subida de los precios de los alimentos. Usamos el modelo agrícola tradicional, datos de encuestas de hogares y datos de precios mensuales para 127 alimentos. Los resultados sugieren que el efecto sobre el consumo es negativo y regresivo para todos los hogares, pero mayor en las zonas rurales que en las urbanas. El efecto sobre la producción es positivo y progresivo en las zonas rurales e insignificante en las urbanas. El impacto general tiene un efecto de curva en forma de U muy plana. Concluimos con una simulación de respuesta política para ayudar a los afectados.

Palabras clave: precios de los alimentos, distribución, pobreza, respuesta política, Paraguay.

Classification/clasificación JEL: D31, I38, Q12

1. Introduction

Historically, the agricultural sector in Paraguay has played a key role in economic development and contributed significantly to economic growth (World Bank, 1995). Approximately 65 percent of households in rural areas rely on some sort of agriculture-related income (e.g., working on their own land or as employees in agriculture-related activities). Even in urban areas this share is about 17 percent. During the first decade of the 2000s, Paraguay's extreme poverty has been stubbornly stable at around 18 percent, despite the sizable growth in

average individuals' incomes and high rates of economic growth. Part of the explanation for this stylized fact is related to the increase in food prices. Between 2005 and 2007, basic food basket prices outpaced the overall inflation rate becoming more expensive and despite the real income of the poorest quintile was growing it was not enough to compensate for the price increase. This phenomenon reveals how fluctuations in food prices can affect household welfare through different channels in countries where a large share of households is both consumers and producers of basic food. Moreover, those effects on welfare are far from being obvious (*i.e.*, higher prices harm households on the consumption side while they can benefit them on the production side through higher incomes).

Since developing economies, and fundamentally those dependent on agriculture, are permanently exposed to food price fluctuations the objective of this paper is to simulate the welfare effects of a potential hike in food prices in Paraguay. Following the traditional agricultural model, originally proposed by Singh *et al.* (1986), we simulate three different effects of higher prices on households' welfare: (i) the *expenditure effect*, as consumers face more expensive prices; (ii) the *income effect*, as profits for farm holders or wages for employees in agricultural activities increase; and (iii) a *government policy response*, simulated as an increase in the amount of the cash transfer to current beneficiaries of the existing social program Tekoporã¹. We simulate an increase in food prices similar to the one observed between September 2010 and August 2011, when annual food inflation was 17 percent while overall inflation was around 9 percent (5.4 percent if we exclude food items). We combine three sources of information. First, as baseline data, we use the 2011-2012 Income and Expenditure Survey (*Encuesta de ingresos y gastos y condiciones de vida – EIG-CV* henceforth) to characterize households in terms of incomes and expenditures (*i.e.*, consumption patterns). Second, we simulate on the EIG-CV a food price hike using monthly price data collected in Greater Asunción by the Central Bank of Paraguay. Here we consider heterogeneous price movements across 9 sub-categories of food items. Third, we simulate on

¹ The ideal way to quantify the distributional impact of higher food prices in 2007-2008 on household's welfare would be to compare micro-data of household's expenditure/income just before and after 2007-2008. Unfortunately, this is not possible in the context of Paraguay since the two latest household expenditure surveys were carried out in the years 1997-1998 and 2011-2012, respectively. It is also important to remark, that this is a common feature for many developing countries. For instance, most Latin American countries monitor their poverty and inequality figures on an annual basis but using income household surveys. In addition, expenditure-based surveys are more expensive than income-based surveys (Deaton and Grosh, 1998), and they are generally gathered once every ten or fifteen years in order to know in detail about consumption patterns and its evolution.

EIG-CV the potential effect of a policy response by using the 2015 Permanent Household Survey (*Encuesta permanente de hogares* –EPH henceforth)².

Our main results suggest that the *expenditure effect* is negative and, as expected, regressive for all households, but larger in rural than urban areas. The *income effect*, largely dominated by greater profits of those self-employed, is positive and progressive in rural areas while negligibly in urban areas³. Therefore, we find that the overall impact of an unexpected increase in food prices in Paraguay has a very flat U-shaped curve effect (*i.e.*, those households at the extremes of the welfare distribution are less affected), similar to what Ferreira *et al.* (2013) found for Brazil, with an increase in extreme and moderate poverty. *Government policy response* produces an ambiguous effect on vulnerable households. For instance, quadrupling the amount of existing monthly cash transfer would compensate the loss due to higher food prices but not everywhere. There would be fewer households in extreme poverty in rural areas while an extra effort would be necessary to help those in urban ones. On the contrary, the moderate poverty rate would be two points less than the pre-shock level after the transfer's relief.

We believe our contribution is twofold. First, we contribute by providing evidence on the effects of a hypothetical price increase disentangling the impacts on consumers and producers, as well as in rural and urban areas. We focus on a country that has not been studied yet and where the agricultural sector plays a major role in the national economy. Second, we contribute by estimating a sub-component of the *income effect* (*i.e.*, the *profit effect*) that was not considered in the existing literature (at least for Latin American countries). This contribution is relevant since the *profit effect* explains a substantial part of the final results. With this contribution, we provide additional evidence to a relatively scarce but growing literature. Existing studies support that the distributional effects of staple prices differ depending on the share of net-consumers and producers along with the income distribution. Deaton (1989) analyzed the distributional effects of price changes on households' real income in Thailand,

2 We combine both surveys since the EIG-CV 2011-2012 does not report specific information on potential social programs beneficiaries.

3 In this paper, regressive and progressive terms are used in the same way as in Ferreira *et al.* (2013). The effect of an unexpected food price hike on households' welfare is estimated through a measure of the compensating variation (CV) associated with a price change. The CV is the revenue that the central planner needs to give to households in order to compensate them for the price change so as to restore their original utility level. In this context, regressive (progressive) means that poor households need to be compensated more (less) than rich ones to restore their original level of utility.

considering their role as both consumers and producers. Benjamin and Deaton (1993) and Ravallion and van de Walle (1991), provided a similar analysis for price changes in Ivory Coast and Indonesia, respectively. Ravallion (1990) incorporated labor market responses to changes in food prices in rural Bangladesh into the estimation of welfare effects. Ivanic and Martin (2008), made arguably one of the first attempts to do a cross-country analysis. Using households survey data for ten low-income countries they found an overall poverty-increasing impact of higher food prices because, in their sample, poor individuals are majorly net-consumers of food (both in urban and rural areas)⁴. Similarly, Robles and Torero (2010) analyzed four Latin American countries finding that a hike in food prices affects those food-importer countries and poor households in urban and semi-urban areas. Finally, there are two interesting case studies of a single country in Latin America. Ferreira *et al.* (2013) studied the impact of food prices on welfare in Brazil in 2008, considering the *income effect* of prices (only) on wages. Attanasio *et al.* (2013) estimated the effects of food prices in Mexico accounting for substitution effects on the demand side (but did not include *income effects* on the producer side)⁵.

The paper is structured as follows. Section 2 introduces several stylized facts of the Paraguayan economy. Section 3 presents data on household surveys and prices used in the empirical analysis. Given that prices are regularly observed only in urban areas, Section 4 discusses whether these prices are indeed a good approximation of prices faced in rural areas. Section 5 describes the analytical framework to assess the effect of a price increase on households' welfare and provides a brief literature review. Section 6 presents the simulation and main results. Section 7 analyzes the potential effects of different policy responses. Finally, concluding remarks are presented in Section 8.

2. Context

Paraguay is a small country with approximately 8 million inhabitants, located in South America. Its economy mostly depends on agriculture which in turn makes it more volatile (World Bank, 2014b). Growth in agriculture has explained over 80 percent of the variation of

4 Hoyos and Medvedev (2011) show similar findings using a representative sample of 63-93 percent of the developing world's population.

5 Related research of country-specific studies can be found in Porto (2010) and Moncarz *et al.* (2017) for the case of Argentina.

real GDP growth since the early 90s. In the period 2003/13, real per capita GDP grew by 33 percent but experienced a major dip during the 2009 drought and global financial crisis when it fell by 5.2 percent with respect to the previous year. Yet, the record growth of 11.2 percent in 2010, driven by a 50 percent growth in agriculture, more than compensated that major dip. In 2014, the agriculture sector represented 25 percent of total GDP and 40 percent of national exports (World Bank, 2014a and b). The country is a net exporter of agricultural and livestock products, and a net importer of foodstuffs such as prepared foods, beverages, etc. (Table 1).

Since 2005, the prices of many food items have risen considerably (Figure 1). In the middle of 2008, the international food price index was 80 percent higher than in 2005. Then, it dropped massively by the end of the year. A second and equally sizable hike was observed in early 2011. “[P]rice increases of this magnitude for basic foodstuffs, over a relatively short period, led to widespread concern about possible impacts on hunger and deprivation” (Ferreira *et al.*, 2013). In this sense, higher food prices negatively affect the purchasing power of households, bringing them closer to situations of greater income vulnerability and poverty⁶. However, if household income is linked to activities associated with food sales at higher prices, they may experience an increase in their purchasing power, moving away from situations of greater vulnerability. Since agriculture is one of those activities that are highly dependent on food prices, households whose income is associated with this sector could benefit from higher prices in the form of higher benefits for farm holders or higher salaries for employees.

Given that the Paraguayan economy mostly depends on agriculture, the effects on the income side are relevant in rural areas. In countries such as Paraguay, which are large producers and exporters of foodstuff, a price hike leads to both a loss for net buyers of food items (mostly, urban households) and to a gain for net sellers (mostly, rural households)⁷. Overall, how higher food prices affect incomes and poverty in an agriculture-dependent country is not obvious. In this context, inquiring on these effects for Paraguay is very relevant. Most of all since two-thirds of the extreme poor people live in rural areas.

6 Given this negative effects of food prices hikes and in this context, many countries adopted different instruments to help vulnerable families. Those instruments included exports restrictions (Argentina, Bolivia, and Ecuador), price restrictions in domestic markets (Argentina, Bolivia, Honduras, Mexico, and Panama), and compensations to households purchasing power loses with higher cash transfers (most countries in Latin America). For country examples see Table 1 in World Bank (2008).

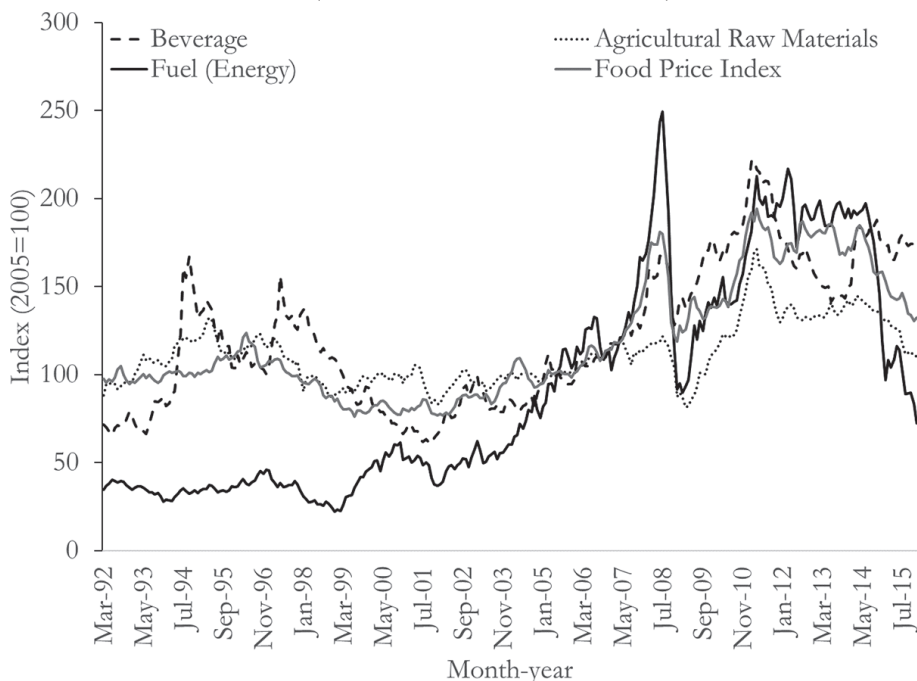
7 “While the welfare of these households [net food buyers] will tend to decline with the price increases, those aggregate income gains must accrue to someone, and where the gainers are in the initial income distribution is likely to matter for the overall poverty and distributional consequences of the price shock” (Ferreira *et al.*, 2013).

Table 1
Exports and Imports by sub-category for Paraguay, year 2012

Category	Value (USD)		Share of total (%)	
	Export	Imports	Export	Imports
Animal Products	825	60	15.8	0.5
Vegetable Products	2,709	139	52.0	1.2
Animal and Vegetable Bi-Products	183	24	3.5	0.2
Foodstuffs	507	716	9.7	6.4
Mineral Products	45	1,400	0.9	12.5
Chemical Products	122	1,499	2.3	13.4
Plastics and Rubbers	96	567	1.8	5.1
Animal Hides	125	46	2.4	0.4
Wood Products	98	17	1.9	0.1
Paper Goods	15	274	0.3	2.4
Textiles	155	418	3.0	3.7
Footwear and Headwear	33	121	0.6	1.1
Stone And Glass	11	134	0.2	1.2
Precious Metals	115	6	2.2	0.1
Metals	66	582	1.3	5.2
Machines	71	3,321	1.4	29.7
Transportation	7	1,203	0.1	10.7
Instruments	4	146	0.1	1.3
Weapons	0	12	0.0	0.1
Miscellaneous	19	509	0.4	4.5
Arts and Antiques	0	1	0.0	0.0
Total	5,207	11,198	100.0	100.0

Source: Simoes & Hidalgo (2011); Hausmann *et al.* (2011).

Figure 1: Monthly evolution of commodity prices, 1992-2015 (2005=100, in terms of U.S. dollars)

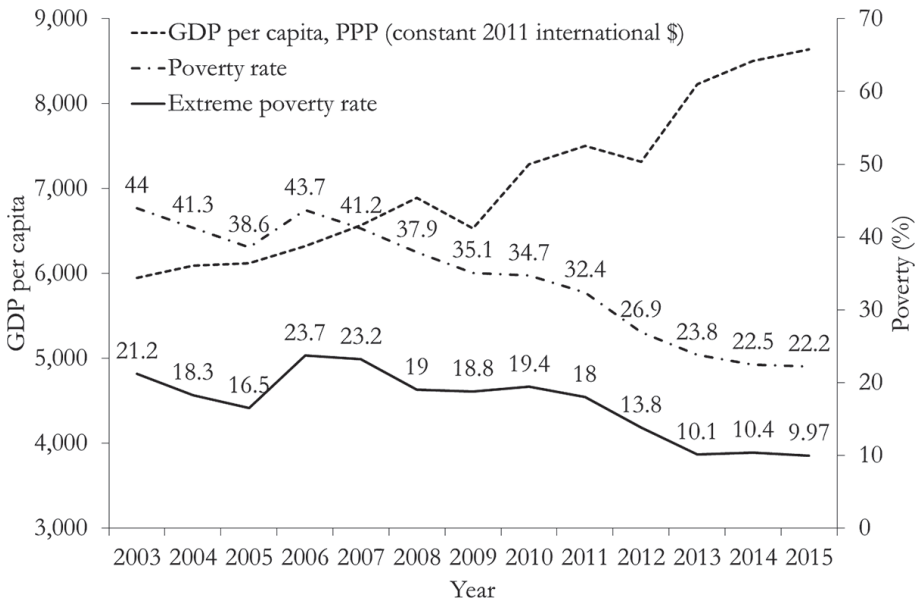


Source: International Monetary Fund.

As prices fluctuated, between 2003 and 2013 Paraguay performed substantially well in terms of poverty reduction, showing sizable reductions in moderate and extreme poverty. This was the result of a period with significant economic growth combined with a reduction in inequality. A significant share of these improvements in welfare were only experienced after 2011. Before 2011, extreme poverty remained stable despite *per capita* GDP increased by 22 percent. Between 2011 and 2013 extreme poverty almost halved (Figure 2). A key factor behind the evolution of poverty rates in this decade was related to changes in food prices (World Bank, 2015). While both growth and inequality reduction (redistribution) were contributing to a significant increase in the income of the poor during the period 2003-2011, food prices were rising at a higher rate than the general price index, mitigating to a significant

extent the reduction in extreme poverty⁸. In contrast, these three forces (growth, inequality reduction and changes in food prices) worked in the same direction since 2011 (Figure 3). The sizable income growth among the less well-off and especially in rural areas was a strong factor behind the recent improvement in poverty reduction. In both periods, higher labor incomes derived from higher earnings (and higher number of earners) have been the driving force of this reduction. Since 2013, non-labor incomes such as public transfers started to play a significant role (World Bank, 2015).

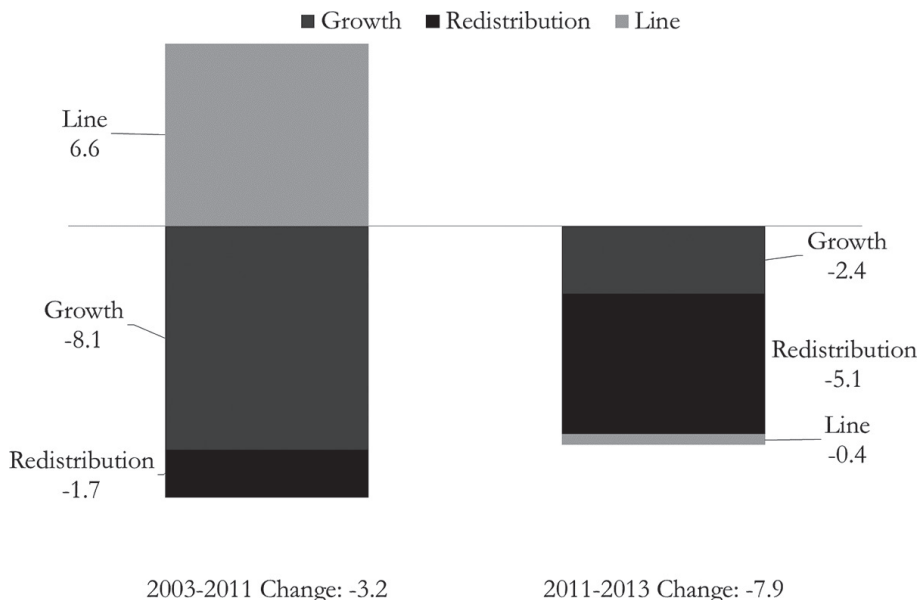
Figure 2: GDP and poverty rates evolution



Source: DGEEC, WDI and own calculations.

⁸ Refer to Shorrocks (2013), for more details on the methodology used to decompose and analyze changes in poverty.

Figure 3: Decomposition of changes in extreme poverty



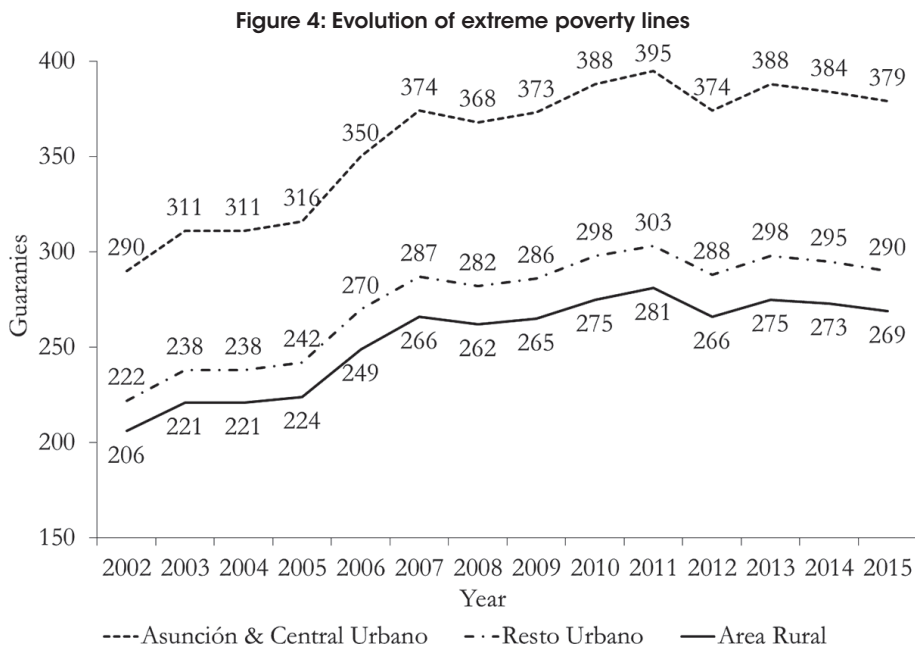
Source: DGEEC and own calculations.

Notes: Shapley decomposition is estimated, see Shorrocks (2013) for a detailed explanation on the methodology. Each bar presents the contribution of growth, income redistribution and change in food prices (line) to the change in poverty during 2003/11 and 2011/13, respectively. Bars below (above) the horizontal line indicate a positive (negative) contribution of each factor to poverty reduction.

To complete this context of poverty reduction, it should be noted that extreme poverty lines (also called ‘food poverty lines’) are updated annually using the food consumer price index for the Metropolitan Area of Asuncion. This index is provided by the Central Bank of Paraguay (BCP)⁹. Figure 4 presents the evolution of the real value of the extreme poverty lines adjusted by the general consumer price index. Food prices have grown at a faster rate than general prices, as reflected by the ascending value of the food lines. Food prices, relative to overall prices, were relatively stable until 2005 but soared in 2005-2007, in line with the evolution of world prices of many staple food commodities. Since 2007 the growth in food

⁹ Extreme poverty lines were constructed on the basis of the 1997-1998 expenditure survey (*Encuesta integrada de hogares* EIH 1997-1998). The construction of the lines is based on the population’s consumption patterns and a minimum caloric requirement. Three lines are used: Metropolitan Area of Asuncion, Rest of Urban area and Rural Areas. Ideally, each line should be inflated according to the observed price movements in its areas. Unfortunately, price information is only collected in the metropolitan area of Asuncion and thus the three lines are updated using the same price data.

prices slowed down relative to other prices. By 2013, the extreme poverty line remained slightly higher than five years earlier.



Source: DGEEC and own calculations.

Notes: All values in this figure are expressed in thousands of Guaranies and in real values of October 2015.

3. Data

In this paper, we use three sources of information. The 2011-2012 EIC-CV that contains detailed information on household expenditure on food and non-food items as well as detailed income data, including an agricultural module. This survey was carried out by the National Statistical Office from Paraguay (DGEEC for its acronym in Spanish) during a whole year from August 2011 to July 2012 and collected information for 5,417 households from both urban and rural areas. Its design allows doing robust estimations for urban and rural

areas, and also for the departments of Asuncion, San Pedro, Caaguazu, Itapua, Alto Parana, Central and rest of departments (this includes all the remaining areas)¹⁰.

Secondly, we use comprehensive monthly price data at item level for the period 2007-2015. This data feeds the Consumer Price Index (CPI) published by the Central Bank of Paraguay¹¹. The general CPI includes 450 items, 359 goods, and 91 services. Of these, 127 are used in the food CPI. Item weights for both general CPI and food CPI allow us grouping individual items into sub-groups, such as Oils and Butters, Cereals and related products, Meat, Fresh and canned vegetables, among others¹².

Finally, we exploited the 2015 EPH. This survey is also carried out by DGEEC and generally used to estimate official poverty and inequality figures. It contains detailed information on income including labor, and various sources of non-labor income such as rents, interest or dividends, remittances (both internal and external), pensions, among others. In addition, unlike the EIG-CV, the EPH contains information related to existing social programs like *Tekoporã* (a conditional cash transfer program to families with school-aged children) and *Adultos mayores* (non-contributory pension plan which contemplates a monthly monetary transfer equivalent to one-quarter of the current minimum wage). We use this survey to simulate alternative policy responses that are presented and discussed in Section 7.

4. Do rural prices move similarly to those in Asuncion?

The Paraguayan CPI is disaggregated into several sub-components such as food, clothes, public services, health, and transport costs¹³. Prices are only collected in the metropolitan area of Asuncion. Thus, it is not possible to monitor price changes neither in the rural/urban spectrum nor at the departmental level, as it is possible in various other countries in the region (such as Brazil).

10 With the only exception of the departments of Alto Paraguay and Boquer´on, whose population represent less than 2% of total country's population.

11 The Consumer Price data uses December 2007 as its base year and the item weight information comes from the 2005-2006 Household Budget Survey (*Encuesta de presupuestos familiares*).

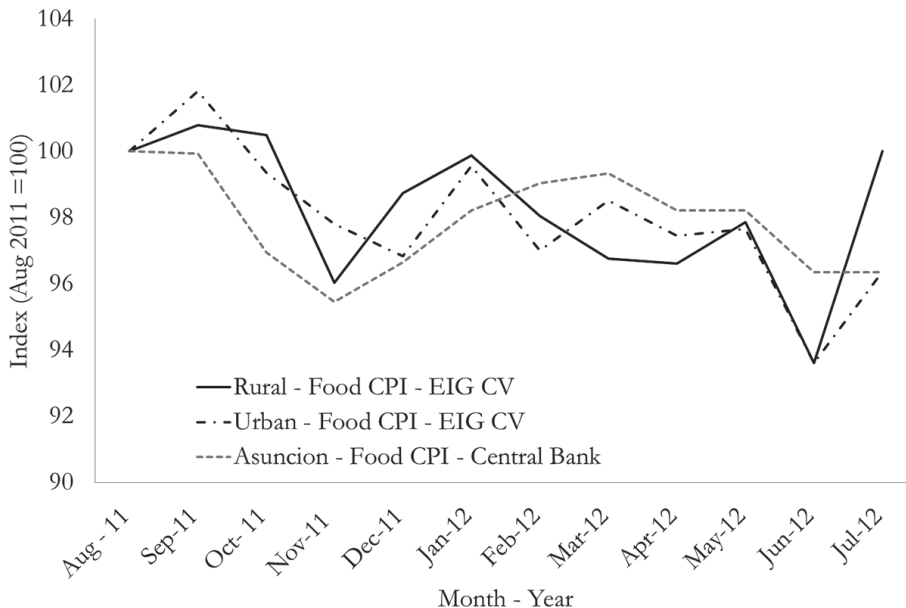
12 See Table A1 in the Annex for a description of the nine food groups.

13 Available at www.bcp.gov.py.

The CPI is used to annually update the value of national (extreme and moderate) poverty lines. For this purpose, both the food price index and the general price index are used. The assumption is that while price levels might differ across regions or areas of the country, price changes (inflation) are relatively similar across the country. This is a reasonable assumption in cases where transport costs are relatively low and distribution systems are highly developed, though less true in developing countries (Deaton, 1997). Having access to unit values (even if imperfect substitutes for prices) for different areas and over a whole year, allows us to test (at least to some extent) whether the assumption is a reasonable one. Before moving into the analysis, a few caveats are in place. First, unit values are different from prices. Unit values are the implicit prices reported by households when asked about the quantity (*i.e.*, in kilos, or grams) and total expenditure on goods. These values are affected by the quality (*i.e.*, a kilo of prime rib costs more than a kilo of ground beef) and by the shop place (*i.e.*, small shop or large supermarket), which could vary across the country. There are also measurement errors, especially when some information (on quantity or expenditure) is missing for a given good. Second, the survey was not *ex-ante* designed to provide accurate price estimates for sub-periods (months, trimesters, etc.) but for the whole year, therefore the representativeness by rural/urban areas for these sub-periods is not assured. Nonetheless, the distribution of interviews across months by urban/rural as well as by socioeconomic status is relatively smooth across time.

Based on the item weights used by the BCP for the CPI's construction and unit values from EIG-CV, we generated monthly price indexes, for both urban and rural areas. A preliminary analysis suggests that (a) urban and rural price indexes move quite closely across the year; and (b) that both are close to the food price index reported by the Central Bank. The implication is that the assumption used to update the poverty lines is, at least for the period under analysis, not at odds with the information coming out from unit prices gathered at the household level. For our purpose, the remaining implication (c) is that it would not be inappropriate for the analysis that follows to use the CPI-BCP information to produce simulations using the EIG-CV (Figure 5).

Figure 5: Evolution of urban, rural and CB indexes



Source: BCP and own calculations using EIG-CV 2011/12.

Notes: The Central Bank's Index refers to the official CPI used in Paraguay; while the other two alternatives are two indexes that try to mimic the official one based on the EIG-CV 2011/2012.

5. Analytical Framework

The idea that we explore in this paper is the following. Households consume a set of goods at a given set of prices. On the one hand, a price increase makes households poorer since with the same income they can buy fewer goods (*expenditure effect*)¹⁴. On the other hand, households could benefit from higher income if they work (*e.g.*, farm-holders that produce and sell their own production or as wage employees) in those activities affected by the increase in prices (*income effect*).

The general analytical framework to explore the idea is the traditional agricultural model proposed by Singh *et al.* (1986), continued among others by Deaton (1989). In this paper, we closely follow the adaptation by Brambilla and Porto (2009). The unit of analysis is the

¹⁴ Technically, the *expenditure effect* consists of two effects: pure substitution effect (change in relative prices) and income effect (with the same amount of income households can buy less). For a comprehensive discussion on this refer to Mas-Colell *et al.* (1995).

household, indexed by h . In equilibrium, household expenditures (including savings) e^h are financed with household incomes (including transfers).

$$e^h(p, u^h, x^h) = \sum_j w_j + \sum_i \pi_i^h(p, \emptyset) + T^h + x_0^h \quad (1)$$

In (1), goods (household members) are indexed by i (j). On the left-hand side, the expenditure function $e(\cdot)$ of household h is defined as the minimum expenditure that guarantees a given level of utility u^h . It depends on a vector of prices of consumption goods p , on the level of utility u^h , and other household characteristics x^h (*i.e.*, household composition). Income comprises the sum of the wages of all working members j (w_j) and the sum of the profits (Π_i) made in different economic activities i . Profits include the net income from agricultural production or farm enterprises as a function of prices, technology, and some key household characteristics (summarized by ϕ). T^h measures transfers (public or private), savings, and another unmeasured factor returns. Finally, x_0^h represents an exogenous income. It is evident that household welfare depends on equilibrium variables such as prices and wages (that affect household choices) and also on household endowments¹⁵. It follows that changes in commodity prices affect welfare directly via consumption and production decisions and that these impacts depend on household choices and endowments.

Let's consider now the impact of changes in the price of commodity i , which can be obtained by differentiating equation (1) –while keeping utility constant and adjusting T^h . It follows that

$$CV^h \cong \sum_i (b_i - s_i) \frac{dp_i}{p_i} + \sum_i \sum_j \varepsilon w_i^j \theta^j \frac{dp_i}{p_i} \quad (2)$$

where $CV \approx -\frac{dx_0}{p_i}$ is a measure of the compensating variation, as a share of initial expenditures¹⁶. In equation (2), b_i is the share of total household income from the production of good i , and s_i is the budget share spent in good i . εw_i^j is the elasticity of the wage earned by household

15 As it is remarked in Brambilla and Porto (2009), equation (1) assumes the principle of "separability" between consumption and production decisions.

16 The standard compensating variation, as defined in Hicks (1939) and Mas-Colell *et al.* (1995), refers to the revenue that a planner needs to compensate households for the price change.

member j with respect to the price $p_i \cdot \theta_j$ is the share of the wage income of member j in total household income¹⁷. The right-hand side of (2) reveals impacts on both household expenditure and income. In a first-order approximation, the first term reflects that there is a direct impact on profits if households produce the good i , which depends on the share of total household income attributed to this good, b_i . The first term also measures, through budget shares s_i , how prices affect the consumption side. It is clear that households that are net-consumers ($b_i < s_i$) are worse off if prices go up whereas net-producers ($b_i > s_i$) are better off. The opposite is true for price reductions. The second term represents a first-order approximation of how price changes affect wages. Against a price change, labor demand for different types of labor (an also labor supply) can change, thus affecting equilibrium wages. This response is captured by the elasticity $\mathcal{E}W_i^j$. These impacts on labor income depend also on the share of total household income contributed by wages of different household members θ^j ¹⁸.

As argued by Brambilla and Porto (2009) and Lederman and Porto (2016), many issues associated with the first order impacts need to be highlighted. First, the role of imperfect pass-through of international to domestic prices and therefore to households¹⁹. Second, the existence of spillover effects both on the production and on the expenditure side²⁰. Third, while the net-consumer/net-producer approach is very intuitive, it rests in a strong assumption: the first-order approximation. Relaxing this assumption or analyzing large price changes, require the consideration of responses in demand and supply (second-order effects)²¹. As we previously mentioned, consumers always lose from a price increase. But if they can adjust, the

17 It is also possible to include an additional term that involves a change in transfers, dT^h , allowing for a potential policy response. Note that the compensating variation is measured at the household level. As can be appreciated in Table A1 in the Annex, we measure s_i at the commodity level using the 9 consumption categories and then we aggregate it at the household level. The parameters associated with the *income effect* (i.e., wages and benefits) are measured at the individual level and then aggregated at the household level. The *income effect* cannot be measured at the commodity level since the survey does not provide information on the commodity market where the income is earned. The only differentiation that can be obtained is between income related to agriculture and non-agriculture sectors. As can be appreciated in Section 6.1, the parameter $\mathcal{E}W_i^j$ is used at the individual level to estimate the *income effect*.

18 Clearly, if countries differ in technologies, endowments, or labor regulations, the response of equilibrium wages to prices may be heterogeneous across different economies (Brambilla and Porto, 2009).

19 For a detailed discussion, see Feenstra (1989), Rogoff (1996), Goldberg and Knetter (1997), Burstein *et al.* (2003) and Nicita (2009).

20 For example, the expansion of a sector affects up/downstream activities, or an increase in income due to the expansion of a sector raises the demand for output and thus the derived demand for inputs in other sectors.

21 As pointed out by Brambilla and Porto (2009), the net position of the household is endogenous when households respond to price changes. For small price changes, the first-order approximation can be accurate, and the "endogeneity" of the household is a second order concern. However, for larger price changes the approximation error grows larger.

losses can be ameliorated by reducing purchases of the more expensive goods²². The addition of second-order effects alters equation (2) as follows:

$$cv^h \cong \sum_i (b_i - s_i) \frac{dp_i}{p_i} + \sum_i \sum_j \varepsilon w_i^j \theta^j \frac{dp_i}{p_i} + S(\Delta p) \quad (3)$$

where the last term $S(\Delta p)$ corrects for substitution behavior, as a function of the full vector of price changes²³. The literature has tried to quantify consumption responses through the estimation of a system of demand elasticities (own- and cross-price elasticities)²⁴. Friedman and Levinsohn (2002) –while did not include wages or income responses in their model– found that allowing for substitution effects in consumption makes a big difference and the estimated losses can be cut by a half. Nonetheless, the distributional consequences are shown to be rather stable across the whole income distribution. In a recent study, Tiberti and Tiberti (2018) indicate that the second-order effects reduce the negative effects due to the first-order consumption effects, with significant differences across quintiles. On average, the second-order effects represent up to roughly 40 percent of total first-order effects.

As discussed by Ferreira *et al.* (2013), and to the best of our knowledge, there is still no evidence that has fully captured all terms of equation (3). This paper is not the exception. Unfortunately, due to the lack of data to estimate substitution in consumption against a price change we are not able to include second-order effects. In any case, not including substitution effects lead us to estimate an upper bound for the effect on poverty and inequality of price changes.

6. Simulation and Main Results

6.1. Simulation

Between September 2010 and August 2011, prices of food items in Paraguay rose 17 percent, whereas overall inflation was around 9 percent (5.4 percent if we do not include food items)²⁵.

22 Similar arguments can be made for producers, which always lose from a price decline. In this case, adjustments can mitigate the losses by shifting resources to more productive activities.

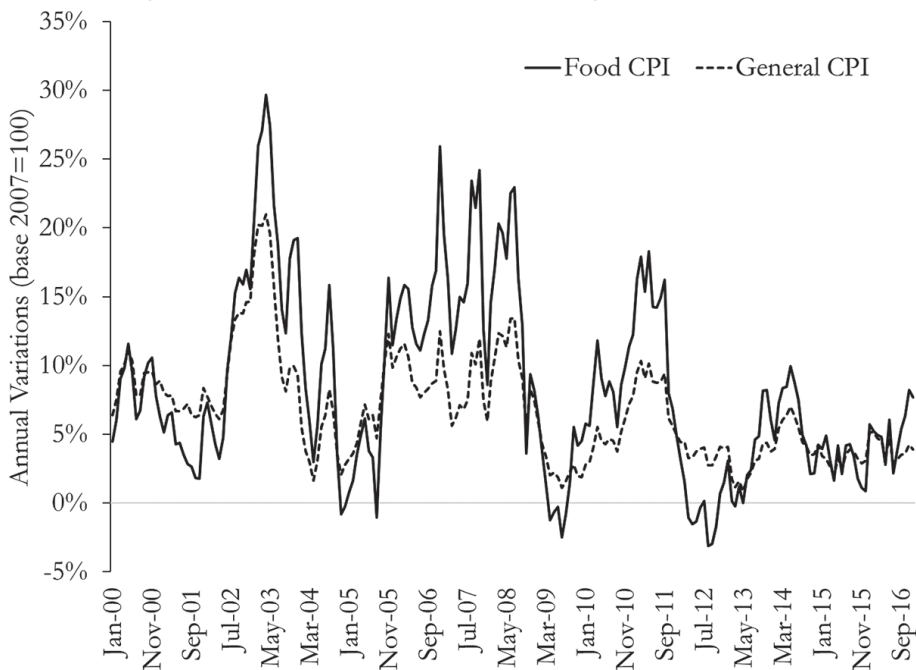
23 See Ferreira *et al.* (2013) for an interesting discussion on this.

24 The leading framework to estimate demand systems is Deaton and Muellbauer (1980) and further developments based on it.

25 Central Bank of Paraguay.

About 40 percent of the total population lives in rural areas, where a sizeable part of incomes is related to agriculture. Therefore, the potential impact of food price changes on poverty and inequality might be significant. To shed light on this, we simulate an increase in prices similar to the previously mentioned one (Figure 6). In the simulation, we consider to some extent the heterogeneity of price changes observed across foodstuffs. The EIG-CV data allow us to observe 127 food items prices, which we grouped into nine food groups, following the classification used in the construction of the Consumer Price Index²⁶.

Figure 6: Annual variations in the food and general price index



Source: Central Bank of Paraguay.

Notes: The food share presented in this figure corresponds to the moving average of each centile. Urban and rural centiles are constructed using the population living in each area respectively. Naturally, national centiles consider the population of the whole country.

²⁶ Specifically, the simulated inflation for each subgroup of goods j is $Inf_j = (Inf_j - InfNonFood)$, whereas $InfNonFood$ refers to overall inflation without including food items. On the poverty lines, the baseline extreme line is inflated by 11.8 percent while we do not make any adjustments on the moderate poverty line. See Table A1 in the Annex for a detailed description of the nine food groups and parameters included in the simulation.

We calculate the first-order effect of this price change as described by equation (2). Regarding the first term of equation (2), available information on household expenditures and incomes (provided by the EIG-CV) allows us to compute both consumption and production shares. Specifically, in our view, the calculation of production shares represents an important contribution of this paper, considering that some relevant studies do not calculate it due to a lack of information²⁷. Moreover, Paraguay has the greatest share of rural the population in Latin America and, as a consequence, own production is a key determinant of household's welfare. As we will appreciate later, omitting this component of the *income effect* does not have negligible effects on the final results. Regarding the wage-price elasticity (ϵw_i^j) for the second term of the right-hand side of equation (2) we initially assume a value of 0.2, based on Ravallion (1990)²⁸. Given that this election is, to some extent, arbitrary we explore other alternatives for sensitivity analysis (as, for example, in Ferreira *et al.* (2013)). Specifically, we consider the following cases: i) no response ($\epsilon w_i^j = 0$), ii) long-run response ($\epsilon w_i^j = 0.5$) and iii) full transmission ($\epsilon w_i^j = 1.0$)²⁹. Finally, we assume that (consumed and produced) quantities of each item are the same before and after the price change. Then, we compute the resulting household level values of expenditure and incomes and analyze the welfare variation across the income distribution. As mentioned, this implies an upper bound effect, given that households may substitute either in consumption or in production.

6.2. Main Results

We begin by presenting the results on the *expenditure effect*. Considering that prices of food items increased relatively more than the general level, this effect is majorly explained by the share of expenditure that households spend on food. Naturally, as expected, this share varies across centiles of income *per capita*, and between urban and rural areas with an average of 37 percent and 47 percent, respectively (Figure 7). This is a standard textbook result and is well known as the Engel curve. Our result suggests that the *expenditure effect* is negative

27 For example, Ferreira *et al.* (2013) were not able to compute production shares due to some restrictions in Brazilian data.

28 Since nominal wages are usually sticky, it could be expected that agricultural wages do not respond (or respond weakly) to food price rises. Therefore, we consider a situation where there is either no response on wages which implies a $\epsilon w_i^j = 0$, or a weak response assuming an elasticity parameter of $\epsilon w_i^j = 0.2$ which could be considered a good approximation of a rather short-run behavioral reaction.

29 Boyce and Ravallion (1991), Porto (2005), Porto (2006), and Nicita (2009) provide alternative estimations of wage-price elasticity.

and obviously regressive everywhere, but larger in rural than urban areas (Figure 8). When comparing extreme poverty rates after the simulated price hike, and considering only the *expenditure effect*, we can appreciate an increase in the number of people not able to afford the basic food basket³⁰. This increase in extreme poverty is greater in rural areas (Table 2). Specifically, extreme poverty increases three points in urban areas and more than six points in rural ones. Something similar occurs with moderate poverty that rises approximately half a point in urban areas but more than a point and half in rural areas. Inequality rises slightly.

On the other hand, the food price hike leads to higher incomes for small farm holders and those employed in agriculture. The *income effect* that we address in this paper includes not only the effect of prices on wages, as in Ferreira *et al.* (2013), but also greater returns for agriculture entrepreneurs and self-employed. We identified agro- and non-agro-related household income, and estimated the *income effect* only on those working in agro-related activities³¹. As with the *expenditure effect*, differences across areas are substantial; the probability of having an agricultural-related income is 17 percent in urban areas whereas 65 percent in rural ones³². Table 2 presents the overall *income effect*, differentiating between *income-wage effect* and *income-profit effect*. Both effects lead to a reduction in poverty but while the *income-wage effect* is quite small, the *income-profit effect* significantly contributes to poverty reduction. In addition, the *income-profit effect* is greater in rural areas. Two results are important to be highlighted. First, the fact that the *income-wage effect* is negligible reveals that the agro-industrial sector is still something not very well developed in Paraguay. Therefore, improvements in this sector will then help to boost household income and contribute to poverty reduction. Second, not including the *income-profits effect*, as in Ferreira *et al.* (2013), leads to an important omission in total household income. This component may also be more important in Paraguay as compared to other countries in Latin America, given its employment distribution³³.

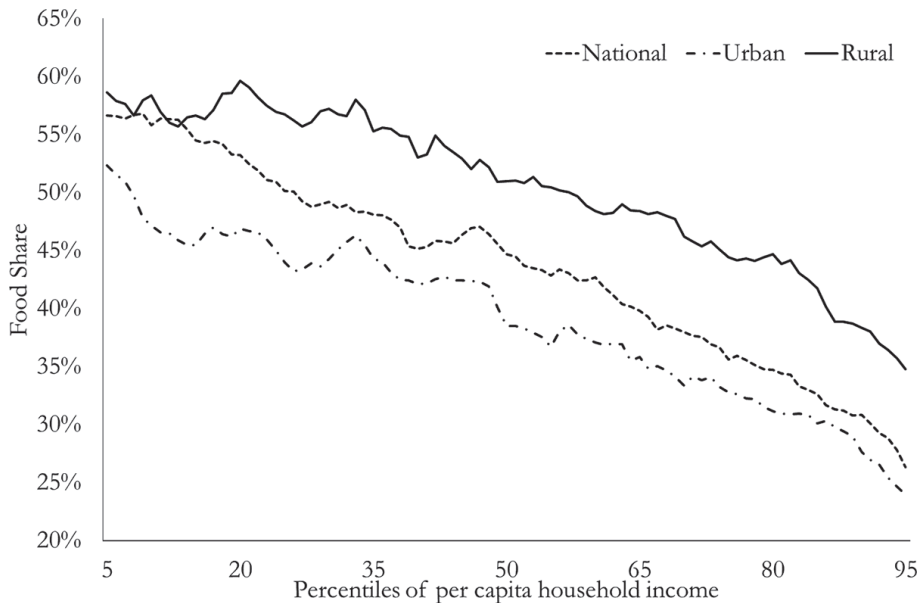
30 For extreme and total poverty calculations we use official poverty lines published by DGEEC.

31 The identification of agro-related activities follows the official definition that is available within the household survey. Note that the *income effect* is naturally zero for those in other sectors. Unfortunately, due to data restrictions, we cannot do a granular analysis within the different agro-related activities, so we assume that the increase in prices in the whole sector corresponds to the average increase in food prices.

32 A probabilistic model (*probit*) is estimated here. The dependent variable is binary equaling 1 if the household has some income from agriculture and 0 otherwise. The independent variable is the monthly *per capita* income. The model is estimated for both rural and urban areas, and the corresponding probability is predicted.

33 See Table A2 in the Annex.

Figure 7: Food share on total expenditure by area



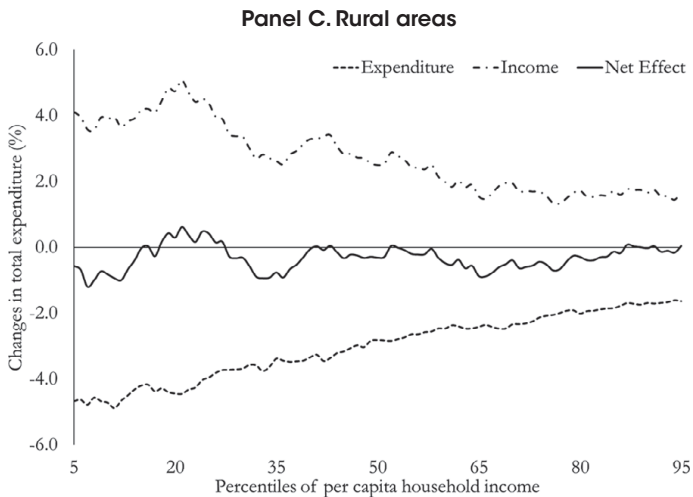
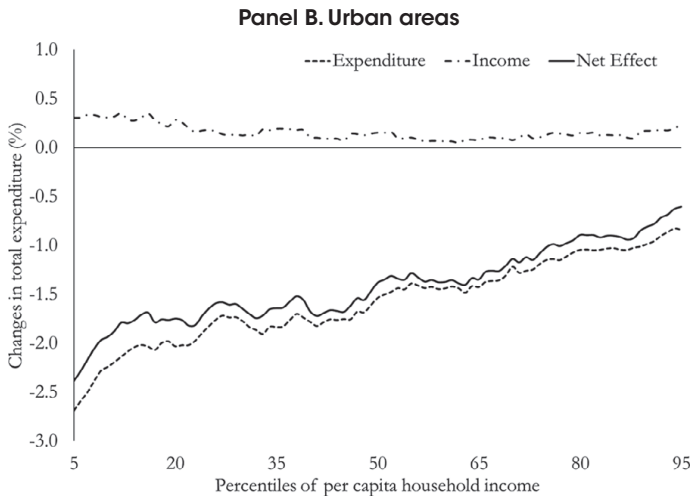
Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.

Notes: The food share presented in this figure corresponds to the moving average of each centile. Urban and rural centiles are constructed using the population living in each area respectively. Naturally, national centiles consider the population of the whole country.

Figure 8: Expenditure, Income and net effect (price elasticity = 0.2)

Panel A. All country





Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.
 Notes: Each effect in these figures was estimated as the moving average of each centile.

Table 2
Extreme and moderate poverty, and inequality (price elasticity = 0.2)

	Baseline	Expenditure	Income				Net (expenditure + income)
			All	Income (wages)	Income (profits)		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	
National							
Extreme	13.37 (0.46)	17.79 (0.52)	15.62 (0.49)	16.21 (0.50)	15.65 (0.49)	17.14 (0.51)	
Moderate	25.78 (0.59)	26.81 (0.60)	24.97 (0.59)	25.78 (0.59)	24.97 (0.59)	26.27 (0.60)	
Inequality	0.527	0.533	0.527	0.527	0.527	0.533	
Urban							
Extreme	5.91 (0.40)	8.69 (0.48)	7.73 (0.46)	7.80 (0.46)	7.73 (0.46)	8.65 (0.48)	
Moderate	15.03 (0.61)	15.75 (0.62)	14.98 (0.61)	15.03 (0.61)	14.98 (0.61)	15.71 (0.62)	
Inequality	0.489	0.494	0.490	0.489	0.490	0.494	
Rural							
Extreme	24.23 (0.97)	31.03 (1.04)	27.11 (1.00)	28.45 (1.02)	27.18 (1.00)	29.49 (1.03)	
Moderate	41.43 (1.11)	42.92 (1.12)	39.51 (1.10)	41.43 (1.11)	39.51 (1.10)	41.64 (1.11)	
Inequality	0.523	0.534	0.526	0.523	0.526	0.537	

Source: Own estimations based on EIG CV 2011/12.

Notes: Standard errors in parentheses. Extreme and moderate refer to the headcount ratio using the extreme and moderate poverty line respectively. Inequality refers to the Gini coefficient. In this table we consider a price elasticity of 0.2 and full pass-through of profits linked to self-employed earnings. In each column we report the following concepts: [1] baseline estimation (before the shock); [2] estimates after shock where we include only the expenditure effect; [3] add to [1] the income effect; [4] add to [1] the wage effect; [5] add to [1] the profits effect; [6] add to [1] the expenditure and income effect.

As Figure 8 suggests, the income effect is positive and progressive in rural areas and negligible in urban areas. As we increase the wage-price elasticity (εw_i^j), the income effect becomes greater. But wages do not play a substantial role as can be observed in Table 3, which presents a summary of additional estimations with alternative values for εw_i^j . Overall, at the national level, we find that the potential impact on the welfare of an unexpected increase in food prices in Paraguay is a very flat U-shaped curve (Figure 8)^{34,35}. Using the same logic as Higgins and Lustig (2013), Table 4 presents a mobility matrix at the national level and by area. It shows in a dis-aggregated way, the initial composition of socioeconomic classes before and after the price shock (including both the *expenditure* and *income effect*). For instance, 30 percent of individuals that were under moderate poverty before the shock, fell into extreme poverty after the price variation.

34 In this Figure, we can also observe that the choice of the poverty measure and of the poverty line is not trivial as stated by Ravallion and van de Walle (1991).

35 If we repeat the same exercise that we do in Figure 3 we could see, indeed, that at the national level, the three components (i.e., growth, redistribution, and line), go against poverty reduction. Nevertheless, the growth effect goes in favor of poverty reduction when narrowing the analysis to rural areas, although it is overweighted by redistribution and line effects.

Table 3
Summary of simulations: elasticity and pass-through of profits alternatives

	Baseline	Net effect - Wage Elasticity alternatives			
		0	0.2	0.5	1
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Full profit pass-through					
National					
Extreme	13.37 (0.46)	17.16 (0.51)	17.14 (0.51)	17.12 (0.51)	17.02 (0.51)
Moderate	25.78 (0.59)	26.27 (0.60)	26.27 (0.60)	26.26 (0.60)	26.20 (0.60)
Inequality	0.527	0.533	0.533	0.533	0.533
Urban					
Extreme	5.91 (0.40)	8.69 (0.48)	8.65 (0.48)	8.65 (0.48)	8.64 (0.48)
Moderate	15.03 (0.61)	15.71 (0.62)	15.71 (0.62)	15.71 (0.62)	15.71 (0.62)
Inequality	0.489	0.494	0.494	0.494	0.494
Rural					
Extreme	24.23 (0.97)	29.49 (1.03)	29.49 (1.03)	29.45 (1.03)	29.23 (1.02)
Moderate	41.43 (1.11)	41.64 (1.11)	41.64 (1.11)	41.61 (1.11)	41.47 (1.11)
Inequality	0.523	0.537	0.537	0.537	0.537
No profit pass-through					
National					
Extreme	13.37 (0.46)	17.79 (0.52)	17.76 (0.52)	17.73 (0.52)	17.68 (0.52)
Moderate	25.78 (0.59)	26.81 (0.60)	26.81 (0.60)	26.80 (0.60)	26.74 (0.60)
Inequality	0.527	0.533	0.533	0.533	0.533
Urban					
Extreme	5.91 (0.40)	8.69 (0.48)	8.69 (0.48)	8.65 (0.48)	8.64 (0.48)
Moderate	15.03 (0.61)	15.75 (0.62)	15.75 (0.62)	15.75 (0.62)	15.75 (0.62)
Inequality	0.489	0.494	0.494	0.494	0.494
Rural					
Extreme	24.23 (0.97)	31.03 (1.04)	30.96 (1.04)	30.95 (1.04)	30.83 (1.04)
Moderate	41.43 (1.11)	42.92 (1.12)	42.92 (1.12)	42.89 (1.12)	42.74 (1.11)
Inequality	0.523	0.534	0.534	0.534	0.534

Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.

Notes: Standard errors in parentheses. Inequality refers to the Gini coefficient. In each column we report the following concepts: [1] baseline estimation (before the shock); [2] estimates after shock where we consider a wage elasticity of 0 in [2], 0.2 in [3], 0.5 in [4] and 1 in [5], respectively.

Table 4
Mobility Matrix before and after the shock (simulation)

National		Net - Post Shock (expenditure + income)				
		Extreme Poor	Moderate Poor	Vulnerable	Noon Poor	Total
Pre Shock	Extreme Poor	100%	0%	0%	0%	13.37%
	Moderate Poor	30.32%	67.49%	2.19%	0%	12.41%
	Vulnerable	0%	2.00%	97.55%	0.45%	38.04%
	Non Poor	0%	0%	1.76%	98.24%	36.17%

Urban		Net - Post Shock (expenditure + income)				
		Extreme Poor	Moderate Poor	Vulnerable	Noon Poor	Total
Pre Shock	Extreme Poor	100.00%	0%	0%	0%	5.91%
	Moderate Poor	30.00%	70.00%	0%	0%	9.12%
	Vulnerable	0%	1.87%	98.00%	0%	36.20%
	Non Poor	0%	0%	1.76%	98.24%	48.77%

Rural		Net - Post Shock (expenditure + income)				
		Extreme Poor	Moderate Poor	Vulnerable	Noon Poor	Total
Pre Shock	Extreme Poor	100.00%	0%	0%	0%	24.23%
	Moderate Poor	30.57%	65.55%	3.88%	0%	17.20%
	Vulnerable	0%	2.16%	96.98%	0.86%	40.73%
	Non Poor	0%	0%	1.76%	98.24%	17.84%

Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.

Notes: This table should be read from left to right. For instance, for those individuals that were in an extreme poverty status in the pre-shock situation, after the shock (simulation) some of them ended up in the same situation (extreme poverty), while others move to moderate, vulnerable, or non-poor status. Values in this table are based on a simulation that considers a price elasticity of and full pass-through of profits linked to self-employed earnings.

7. Policy Responses: simulating in-cash-transfers interventions

As was shown in the previous section, a shock on food prices increases poverty rates. To mitigate this perverse effect, governments can use their social protection systems³⁶. Tekoporã is the most important social program in Paraguay, devoted to improving life's quality of the most deprived. This program warrants food access, health, and education to less well-off families. Also, it strengthens social networks to eradicate the inter-generational transmission of poverty. Its design is pretty similar to many other conditional cash transfer programs that were implemented in the region. It is mainly focused on families in extreme poverty and

³⁶ World Bank (Food Price Watch) identifies that policy responses can be addressed via five different fronts: i) the producer side, ii) the consumer side, iii) or both; in addition to iv) foreign trade terms intended to protect national markets, and v) risk management future type of contracts. This paper will focus uniquely on the consumer side.

vulnerability, which have children and adolescents between 0-18 years old, disabled persons, and pregnant women³⁷.

Tekoporā has been gaining relevance and coverage since 2005 and its beneficiaries have increased steadily. In 2005, 4,324 families in poverty and vulnerability conditions were covered by the program. Actually, the program covers all departments in Paraguay with 131,159 families³⁸. Each household receives a lump sum transfer of Gs. 90,000 and a flexible transfer depending on the number of children (of Gs. 40,000 for each child). For instance, a household with four children receives a total amount of Gs. 250,000³⁹.

The existence of Tekoporā, allows us to simulate a policy response from the government side to help those most affected by the price shock⁴⁰. To assess this issue, a major methodological obstacle needs to be removed. In particular, the main source of information used in this paper (EIG-CV 2011-2012) does not report a specific question about whether the individuals receive or not the program. So, an approximation to a hypothetical distribution of Tekoporā's beneficiaries needs to be estimated. For this purpose, we take advantage of the EPH 2015 where a specific question about the reception (or not) of Tekoporā is reported. We followed several steps outlined below.

First, we identify the current number of households receiving Tekoporā in EPH 2015. Second, we propose a probabilistic model to identify those simulated beneficiaries in EIG-CV 2011-2012 but based on EPH 2015. Specifically, we run a probability model (see Table A3 in the Annex) using as a dependent variable whether the household receives the program or not. As regressors, we include a set of household head characteristics and a set of variables

37 Specifically, the conditionality are households that have been identified and classified in a situation of poverty and vulnerability, and that have among their members: boys and girls from 0 to 14 years old and/or - adolescents from 15 to 18 years old; pregnant women; people with disabilities; indigenous communities. See <https://www.mds.gov.py/index.php/programas/tekopora> for more details. The best approximation to the distribution of the served population can be obtained from the EPH and is presented in Figure A.1 in the Annex. For a survey of conditional cash transfer programs in the Latin American region refer to Stampini and Tornaroli (2012).

38 Some studies on the evaluation of Tekoporā indicate positive impacts on *per capita* income and consumption, poverty reduction, school attendance, investment in agricultural production, access to credit, savings, and social participation. Less success is found in reducing child labor or increasing child immunizations, and access to credit. (Veras *et al.*, 2008, 2010). The program had no significant effects on labor supply (Núñez-Guerrero, 2019).

39 The maximum number of children allowed to claim for the benefit is four. The program also grants Gs. 40,000 for a pregnant woman (up to one pregnant woman), Gs. 150,000 for disability (up to two disabled persons) and 225,000 for an indigenous family.

40 A review conducted by the World Bank (2008) shows that a large number of Latin American countries tended to focus their policies on the consumer side, aiming to increase the real income of poor households: school feeding programs and conditional cash transfer programs, like Tekoporā, are among the most popular.

that captures the household structure and dwelling features⁴¹. Thus, through this model we obtain the estimated probability of being Tekoporā beneficiary in EPH 2015⁴². Third, using the previous model coefficients we compute the estimated probability in the EIG-CV 2011-2012, and we obtain a simulated distribution of hypothetical beneficiaries^{43,44}. We set the number of beneficiaries in the EIG-CV 2011-12 to be the same amount as those in EPH 2015.

Afterward, using the current Tekoporā's scheme and the *mimic* of beneficiaries in the EIG-CV 2011-2012, we simulate governmental assistance through an additional transfer to Tekoporā's beneficiaries. This additional amount is calculated as a share of the actual (monthly) transfer that beneficiary's receipt. Regarding this, we proposed two scenarios (not exhaustive, logically). One in which each household receives an extra monthly transfer. Another in which each household receives four extra transfers. So, following the previous example, a household with four children receives (in our simulation) a monthly compensation of Gs. 250,000 and Gs. 1,000,000 in each scenario⁴⁵.

The last two columns in Table 5 present the simulations (we keep the first two columns as in Table 2 for reference). The first of them generates a small decline in (extreme and moderate) poverty rates. Also, inequality is reduced after the price shock (column 3 versus 2). This reduction is almost imperceptible in urban areas while much greater in rural areas (moderate poverty is even lower than before the shock)⁴⁶. The second scenario generates

41 The variables related to household head characteristics are age and marital status; those related to the household structure are the number of members, number of siblings and two-parent home. Finally, dwelling features include geographic area, geographic department, *per capita* household income, poverty status, number of rooms, walls materials, electricity provision, network water provision, piped gas provision, the existence of drain, the existence of telephone and existence of bathroom.

42 It is worth to be remarked that our model fits relatively well, with an R-squared of 0.40.

43 The comparison between the distribution (by deciles of *per capita* household income) of Tekoporā beneficiaries, both obtained through EPH 2015 and simulated with EIG-CV 2011-2012 is shown in the Annex (Figure A.1).

44 Simply, what we do is what the literature recognizes as a survey-to-survey imputation.

45 Note that we are simulating an increase in the cash transfer given that the government can easily carry it out through the current scheme. Nevertheless, increasing cash assistance is not free of potential problems. For a general discussion about cash transfers versus in-kind transfers see Conconi and Marchionni (2008). Recent research has shown that government aid can also affect market competition and therefore affect prices. Filmer *et al.* (2018) show that in Philippines a cash transfer program-targeted to poor households show that a 9 percent increase in village income-significantly raised the prices of perishable protein-rich foods while leaving other food prices unaffected. The price changes are largest in areas with the highest program saturation. Cunha *et al.* (2019) show that in-kind transfers, as compared to cash transfers, increase competition at the local level, especially in more isolated areas, and then local stores react by reducing their prices. In addition, Hastings and Washington (2010) show that stores increase their prices during the first days of the month because many with beneficiaries of Food Stamps or cash welfare assistance currency do their purchases during this period.

46 In this setting, the government should make 13 "monthly" payments per year instead of the 12 (one per month) that performs under regular conditions. Based on official information, *Situaci "on Financiera (SITUFIN)* - Ministry of Economic Affairs, the budget spent in Tekoporā represents 0.8 percent of total government expenses in 2014. The cost of the less generous transfer simulated in this paper is approximately 10 percent of Tekoporā's spending, that is to say, 0.1 percent of total spending.

more pronounced declines, logically, as the transfer is four times bigger. At the national level, extreme poverty is reduced by three points reaching almost pre-shock values. Even moderate poverty is two points less than before the shock. Again, much of the action is coming from rural areas while almost nothing happens in urban ones. In urban areas the transfer does not compensate enough those households that were affected by the price shock, ending with extreme poverty higher than the baseline scenario^{47,48}.

Table 5
Policy response simulations

	Baseline	<i>Net (expenditure + income)</i>	Policy Response	
			100%	400%
National				
Extreme	13.37 (0.46)	17.14 (0.51)	16.32 (0.50)	14.31 (0.48)
Moderate	25.78 (0.59)	26.27 (0.60)	25.73 (0.59)	23.06 (0.57)
Inequality	0.527	0.533	0.530	0.520
Urban				
Extreme	5.91 (0.40)	8.65 (0.48)	8.55 (0.48)	8.15 (0.47)
Moderate	15.03 (0.61)	15.71 (0.62)	15.63 (0.62)	15.11 (0.61)
Inequality	0.489	0.494	0.493	0.491
Rural				
Extreme	24.23 (0.97)	29.49 (1.03)	27.62 (1.01)	23.28 (0.95)
Moderate	41.43 (1.11)	41.64 (1.11)	40.42 (1.11)	34.63 (1.07)
Inequality	0.523	0.537	0.528	0.505

Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.

Notes: Standard errors in parentheses. Inequality refers to the Gini coefficient. In this table we consider a price elasticity of 0.2 and full pass-through of profits linked to self-employed jobs. The policy response refers to either one or four extra monthly payments of Tekoporá.

47 To reach the baseline extreme poverty rate at the national level, the government should make more than 16 payments, or an alternative that combines a different transfer amount for those living in urban and rural areas respectively. As it can be appreciated in the last column of Table 5, the most generous transfer shifts poverty rates back to baseline levels in rural areas but is not enough in urban ones. Therefore, introducing differential amounts e.g., larger in urban areas while keeping constant in rural ones, could be an alternative to restore national figures to the baseline levels.

48 Standard errors of these results are somehow large and thus, most of the differences in our poverty measures are not statistically different. Still, we believe that this does not invalidate the exercise.

8. Conclusions

In this paper we contribute by providing evidence of the potential effects on welfare of a price increase, disentangling between those that affect consumption and those that affect production. The paper also differentiates the effects between rural and urban areas. We focus on Paraguay where the agricultural sector plays a key role and where the availability of data is far from being the ideal one, which imposes challenges to the analysis.

Concretely, we simulate a food price hike of approximately 17 percent, similar to the one experienced in Paraguay between September 2010 and August 2011. Using micro-level data, we estimate the impact of this hike on households' welfare. We use the Income and Expenditure (EIG-CV 2011-2012) and the Permanent Household (EPH 2015) surveys. In addition, we use detailed monthly price data collected in Greater Asunción gathered by the Central Bank of Paraguay. The analytical framework is based on the compensating variation, assuming that households are entitled to their pre-shock level of utility. We consider three different effects: the *expenditure effect*, as consumers face more expensive prices; the *income effects*, derived either as greater wages for employees in agricultural activities or as greater profits for those self-employed; and the *government policy response*, simulated as an increase in the cash transfer to beneficiaries of the existing social program Tekoporã. Here, we contribute by estimating a sub-component of the *income effect* (i.e., the *profit effect*) that was not considered in the existing literature (at least for Latin American countries). This contribution is relevant since the *profit effect* explains a substantial part of the final results, given the economic structure of Paraguay. One caveat of our results is that we were not able to estimate behavioral responses after the shock (i.e., second-order effects). Given this, we think that our results could be understood as upper bound estimates, where households have no room to adjust consumption or production decisions.

Our results show that the effects of higher food prices on poverty and inequality could be non-trivial, particularly for those in rural areas. Specifically, we find that the potential overall impact of an unexpected increase in food prices in Paraguay could be represented by a very flat U-shaped curve effect. This means that if we were to sort the population from the poorest to the richest, those households located in the extremes of the distribution will be less affected (though the differences throughout the distribution are not large). Yet, governments such as

Paraguay, that have in place a relatively extensive social assistance system could take measures to react quickly to such shocks, protecting the most vulnerable. The paper simulates such policy response, with varying generosity degrees on the transfer.

Fecha de recepción: 7 de diciembre de 2021

Fecha de aceptación: 30 de marzo de 2022

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

References

1. Attanasio, O., Di Maro, V., Lechene, V. & Phillips, D. (2013). Welfare consequences of food prices increases: Evidence from rural Mexico. *Journal of Development Economics*, 104(C), 136-151.
2. Benjamin, D. & Deaton, A. (1993). Household Welfare and the Pricing of Cocoa and Coffee in Cote d'Ivoire: Lessons from the Living Standards Surveys. *World Bank Economic Review*, 7(3), 293-318.
3. Boyce, J. K. & Ravallion, M. (1991). A Dynamic Econometric Model of Agricultural Wage Determination in Bangladesh. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53(4), 361-76.
4. Brambilla, I. & Porto, G. (2009). *Commodity prices: impacts and adjustments*. Universidad Nacional de la Plata. Unpublished manuscript.
5. Burstein, A. T., Neves, J. C. & Rebelo, S. (2003). Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics*, 50(6), 1189-1214.
6. Conconi, A., & Marchionni, M. (2008). *¿Qué y a quién? Beneficios y beneficiarios de los programas de transferencias condicionadas de ingresos* (CEDLAS Working Paper N° 76).
7. Cunha, J. M., De Giorgi, G. & Jayachandran, S. (2019). The Price Effects of Cash Versus In-Kind Transfers, *Review of Economic Studies*, 86(1), 240-281.
8. Deaton, A. (1989). Rice Prices and Income Distribution in Thailand: A Non-parametric Analysis. *Economic Journal*, 99(395), 1-37.
9. ----- (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. World Bank Publications.
10. Deaton, A., & Grosh, M. (1998). Consumption. In: *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from Ten Years of LSMS Experience*. The World Bank.
11. Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, 70(3), 312-26.

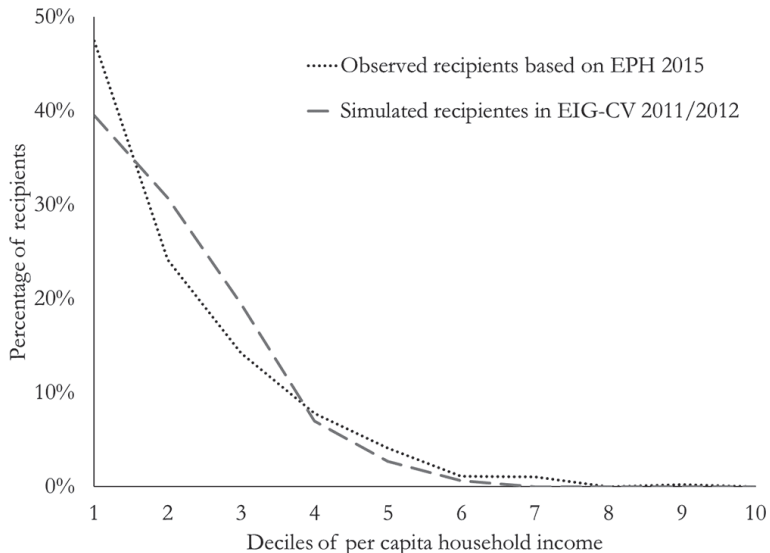
12. Feenstra, R. C. (1989). Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test. *Journal of International Economics*, 27(1-2), 25-45.
13. Ferreira, F.H.G., Fruttero, A., Leite, P.G. & Lucchetti, L. R. (2013). Rising Food Prices and Household Welfare: Evidence from Brazil in 2008. *Journal of Agricultural Economics*, 64(1), 151-176.
14. Filmer, D., Friedman, J., Kandpal, E. & Onishi, J. (2018). *Cash Transfers, Food Prices, and Nutrition Impacts on Nonbeneficiary Children*. World Bank Policy Research Working Paper N° 8377.
15. Friedman, J. & Levinsohn, J. (2002). The Distributional Impacts of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A "Rapid Response" Methodology. *World Bank Economic Review*, 16(3), 397-423.
16. Goldberg, P.K. & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.
17. Hastings, J. & Washington, E. (2010). The First of the Month Effect: Consumer Behavior and Store Responses. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(2), 142-162.
18. Hausmann, R., Hidalgo, C.A., Bustos, S., Coscia, M., Chung, S., Jiménez, J., Simoes, A. & Yildirim, M. (2011). *The Atlas of Economic Complexity*. Puritan Press. Cambridge MA. <http://atlas.media.mit.edu/about/permissions/>
19. Hicks, J.R. (1939). *Value and capital*. Oxford University Press.
20. Higgins, S. & Lustig, N. (2013). *Measuring Impoverishment: An Overlooked Dimension of Fiscal Incidence* (Working Paper N°1315). Tulane University, Department of Economics.
21. Hoyos, R.E. de, & Medvedev, D. (2011). Poverty Effects of Higher Food Prices: A Global Perspective. *Review of Development Economics*, 15(3), 387-402.
22. Ivanic, M. & Martin, W. (2008). Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. *Agricultural Economics*, 39(s1), 405-416.
23. Lederman, D. & Porto, G. (2016). The Price Is Not Always Right: On the Impacts of Commodity Prices on Households (and Countries). *World Bank Research Observer*, 31(1), 168-197.

24. Mas-Colell, A., Whinston, M. D. & Green, J. R. (1995). *Microeconomic Theory* (1st ed.). Oxford University Press.
25. Moncarz, P., Barone, S., Calfat, G. & Descalzi, R. (2017). Poverty Impacts of Changes in the International Prices of Agricultural Commodities: Recent Evidence for Argentina (An Ex-Ante Analysis). *The Journal of Development Studies*, 53(3), 375-395.
26. Nicita, A. (2009). The price effect of tariff liberalization: Measuring the impact on household welfare. *Journal of Development Economics*, 89(1), 19-27.
27. Núñez-Guerrero, J. C. (2019). Oferta laboral y transferencias condicionadas: evidencias del Programa Tekoporã. *Población y Desarrollo*, 25(49), 10-23.
28. Porto, G. (2005). Informal export barriers and poverty. *Journal of International Economics*, 66(2), 447-470.
29. ----- (2006). Using survey data to assess the distributional effects of trade policy. *Journal of International Economics*, 70(1), 140-160.
30. -----(2010). International Market Access and Poverty in Argentina. *Review of International Economics*, 18(2), 396-407.
31. Ravallion, M. (1990). Rural Welfare Effects of Food Price Changes under Induced Wage Responses: Theory and Evidence for Bangladesh. *Oxford Economic Papers*, 42(3), 574-85.
32. Ravallion, M. & van de Walle, D. (1991). The impact on poverty of food pricing reforms: A welfare analysis for Indonesia. *Journal of Policy Modeling*, 13(2), 281-299.
33. Robles, M. & Torero, M. (2010). Understanding the Impact of High Food Prices in Latin America. *Economía*, 10(2), 117-164.
34. Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
35. Shorrocks, A. F. (2013). Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), 99-126.
36. Simoes, A.J.G. & Hidalgo, C.A. (2011). The Economic Complexity Observatory: An Analytical Tool for Understanding the Dynamics of Economic Development [workshop]. *Twenty-Fifth AAAI Conference on Artificial Intelligence*, San Francisco, United States.

37. Singh, I, Squire, L. & Strauss, J. (1986, February). *Agricultural household models: extensions, applications, and policy* (Report N° 11179). The World Bank.
38. Stampini, M. & Tornarolli, L. (2012). *The Growth of Conditional Cash Transfers in Latin America and the Caribbean: Did They Go Too Far?* (IZA Policy Paper N° 49). Institute for the Study of Labor (IZA).
39. Tiberti, L. & Tiberti, M. (2018). Food Price Changes and Household Welfare: What Do We Learn from Two Different Approaches? *The Journal of Development Studies*, 54(1), 72-92.
40. Veras, F. Pérez, R. & Issamu, G. (2008). *Achievements and Shortfalls of Conditional Cash Transfers: Impact Evaluation of Paraguay's Tekoporã Programme* (IPC Evaluation note N° 3). International Policy Centre for Inclusive Growth.
41. ----- (2010). Impact evaluation of a rural conditional cash transfer programme on outcomes beyond health and education. *Journal of Development Effectiveness*, 2(1), 138-157.
42. World Bank (1995, August). *Paraguay - Agricultural sector review* (Report N° 12123).
43. ----- (2008). *El alza de los precios de los alimentos y sus efectos en América Latina y el Caribe* (Report).
44. ----- (2014a). *Análisis de riesgo del sector agropecuario en Paraguay: identificación y priorización de los riesgos agropecuarios* (Report N° 92866).
45. ----- (2014b). *Growth Volatility in Paraguay: Sources, Effects, and Options* (Report N° 21278).
46. ----- (2015). *Volatility and Inequality as Constraints to Shared Prosperity: Paraguay Equity Assessment* (World Bank Other Operational Studies N° 18945).

Annex

Figure A1: Tekoporā recipient's simulation



Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12 and EPH 2015.

Notes: The simulation in the EIG-CV 2011/2012 is the result of imposing the coefficients estimated in a probability model on the eligibility to receive the program based on the EPH 2015.

**Table A1
Simulation components**

Quintiles	Consumption (9 categories)									Benefits	Wages
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]		
	Urban										
1	4.0	5.5	4.1	1.2	2.6	1.8	0.5	1.0	1.0	2.5	1.1
2	2.8	5.0	3.5	0.8	2.0	1.2	0.4	0.7	1.2	1.2	0.7
3	2.1	4.2	3.2	0.6	1.8	1.1	0.3	0.6	1.2	0.8	0.5
4	1.8	3.7	2.8	0.5	1.4	0.8	0.3	0.5	1.1	0.8	0.2
5	1.1	2.7	1.9	0.3	1.1	0.6	0.2	0.4	1.0	1.5	0.6
	Rural										
1	4.2	7.8	5.4	2.1	7.7	2.0	0.5	1.3	0.5	33.2	2.3
2	3.5	7.0	5.8	1.8	5.6	2.1	0.5	1.2	0.8	28.6	5.0
3	3.4	6.2	4.5	1.5	3.9	1.7	0.5	1.0	0.9	21.6	5.1
4	2.9	5.6	4.2	0.9	2.8	1.3	0.4	0.8	1.0	13.3	5.6
5	2.0	4.4	3.0	0.6	2.1	0.9	0.3	0.6	1.0	16.9	5.0
Change in price	3.2%	12.1%	4.3%	9.8%	33.4%	18.1%	5.7%	7.4%	-4.7%		

Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12 and BCP.

Notes: Quintiles of household income *per capita*. Categories of expenditure correspond to: [1] Cereals and related products; [2] Meat; [3] Dairy products and eggs; [4] Oils and butters; [5] Fresh and canned vegetables; [6] Sugar, sweeteners, candy, and ice cream; [7] Spices and semi-prepared meals; [8] Yerba, coffee, tea and chocolate; [9] Soft drinks.

Table A2
Employment distribution in Paraguay, year 2012

Quintil	Employee		Self Employed	
	Agro	Other	Agro	Other
I	0.7%	2.6%	6.4%	3.8%
II	0.6%	7.7%	4.6%	5.0%
III	0.5%	11.6%	2.4%	5.7%
IV	0.4%	14.3%	1.5%	6.8%
V	0.5%	16.8%	1.1%	7.0%
Total	2.7%	53.1%	15.9%	28.3%

Source: Own calculations based on EIG CV 2011/12.

Notes: Each cell is the ratio of the numbers of workers for a given category, sector and quintile, over the total number of workers in the country. Quintiles were calculated based on the *per capita* income distribution.

Table A3
Probit model of the probability to be an eligible household

<i>Explanatory Variables</i>	
<i>Household Head Characteristics</i>	
Age	-0.005** (0.002)
Marital Status (=1 if married)	0.137** (0.068)
<i>Household Structure</i>	
Total number of members	-0.088*** (0.033)
Total number of children [0;18]	0.282*** (0.040)
Household with both parents	0.106 (0.080)
<i>Dwelling Characteristics</i>	
Type of dwelling (=1 if house)	0.855 (0.563)
Rooms (=1 if less than 2)	0.166** (0.069)
Bedroom (=1 if bedroom =1)	-0.262*** (0.080)
Walls (=1 if brick made)	-0.365*** (0.065)

Water	0.191*** (0.062)
Electricity	0.492* (0.282)
Telephone	-0.340 (0.257)
Bath	1.202** (0.481)
Gas	-0.564*** (0.090)
Owner	0.174** (0.081)
Sewage	-0.374*** (0.073)
<i>Other vars</i>	
Area (=1 if urban)	-0.309*** (0.072)
San Pedro	0.165 (0.233)
Caaguazú	-0.263 (0.231)
Itapúa	-0.599** (0.249)
Alto Paraná	-0.731*** (0.247)
Central	-0.823*** (0.298)
Rest	-0.188 (0.220)
Per capita income	-0.000*** (0.000)
Moderate poor	0.124 (0.086)
Non poor	0.094 (0.101)

Source: Own calculations based on EPH 2015.

Notes: Regression based on 8,229 households, with an adjusted-R2 of 0.40. Standard errors in parentheses.

Impacto económico de las medidas de mitigación de las NDC de Bolivia

Economic impact of Bolivia's NDC mitigation measures

Autores:

*Luis E. Gonzales C. *, Alfonso Malky Harb **, Sergio Bobka ***, Juan Carlos Torrico ****,*

Marek Antosiewicz+, Carla Mendizábal++, Sophía Espinoza+++

Colaboradores:

Andrés Pica, José Miguel Valdés, Daniela Quiroga y Catalina Marinkovic++++

Resumen

Bolivia es uno de los países más vulnerables al cambio climático por sus condiciones físicas y nivel de desarrollo. Inserto en los esfuerzos mundiales de mitigación de emisiones de gases

* Coordinador Económico de Cambio Climático, Energía y Medio Ambiente de CLAPES UC, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Contacto: lwgonzal@uc.cl

** Director Técnico de Conservation Strategy Fund (CSF) para América Latina.

Contacto: alfonso@conservation-strategy.org

*** Investigador Conservation Strategy Fund (CSF)

Contacto: sergiobobka@gmail.com

**** Director de Mitigación - Autoridad Plurinacional de la Madre Tierra

Contacto: juan.torrico@madretierra.gob.bo

+ Investigador de Institute for Structural Research (IBS)

Contacto: marek.antosiewicz@ibs.org.pl

++ Investigadora Conservation Strategy Fund (CSF)

Contacto: carla@conservation-strategy.org

+++ Investigadora Conservation Strategy Fund (CSF)

Contacto: sophia@conservation-strategy.org

++++ Andrés Pica y Catalina Marinkovic son investigadores de Centro de Cambio Global UC y José Miguel Valdés y Daniela Quiroga son investigadores de DCITUC de la Pontificia Universidad Católica de Chile.

de efecto invernadero, el país define medidas a través de las NDCs. En este estudio se estiman los costos y beneficios económicos que estas medidas generan, y se observa que aquéllas enfocadas en los sectores energía y forestal podrían generar un crecimiento adicional del 2.7% en el PIB proyectado al año 2050. Esto representa un valor presente de US\$ 15,500 millones adicionales y la generación de empleo neto. El costo de implementación de las medidas representaría el 30% del PIB a valor presente, y su financiamiento dependería de fuentes internas y externas. Finalmente, se proyecta que la postergación de las metas de reducción de deforestación previstas hasta 2030 conllevaría una emisión de más de 830 millones de toneladas adicionales de CO₂eq hasta el año 2050, con ganancias marginales en el PIB.

Palabras clave: Cambio climático; NDCs; emisiones de gases de efecto invernadero; medidas de mitigación; deforestación; costo-eficiencia; PIB.

Abstract

Bolivia is one of the most vulnerable countries to climate change both because of its physical conditions and development level. Contributing to the global efforts to mitigate greenhouse gas emissions, the country defines measures through their NDCs. This study estimates the economic costs and benefits that these measures generate, and notes that those focused on the forestry and energy sectors could generate a 2.7% annual growth in GDP above the amount projected by 2050. This represents a present value of an additional US\$ 15.5 billion as well as net employment generation. The cost of implementing these measures is estimated to represent 30% of the GDP in present values, and their financing would depend on internal and external sources. Finally, it projects that delaying deforestation reduction targets would imply an additional 830 million tons of CO₂eq emissions by 2050, with marginal gains in GDP.

Keywords: Climate Change; NDCs; Greenhouse Gas Emissions; Mitigation Measures; Deforestation; Cost-efficiency; GDP.

Clasificación/Classification JEL: O5, Q54, Q56,

1. Introducción

El Estado boliviano enfrenta el cambio climático desde la perspectiva del “Vivir bien” y en armonía con la Madre Tierra. A esto se suman otras políticas que aportan al enfoque de acción climática de Bolivia, el cual incluye un mecanismo conjunto de mitigación y adaptación al cambio climático, orientado al desarrollo integral y de atención a grupos vulnerables. Bajo esta perspectiva, el Estado articula todas sus acciones en cuanto se refiere al cambio climático y, por consiguiente, en cuanto a las Contribuciones Determinadas Nacionalmente (en adelante NDCs, por su sigla en inglés). Bolivia realizó la actualización de sus NDCs con el objetivo de reducir sus emisiones al 2030 y aportar al esfuerzo global de mantener el incremento de temperatura media mundial en 1.5 grados centígrados. El conjunto de medidas consideradas responde al compromiso que el país tomó al formar parte del Acuerdo de París, y le da continuidad al primer conjunto de medidas presentadas en 2016 ante la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático.

Adicionalmente a las NDCs, Bolivia da a conocer sus acciones de manera periódica mediante las Comunicaciones Nacionales. Hasta la fecha en la que se desarrolló este estudio, existían tres Comunicaciones Nacionales, la más reciente lanzada en 2020, a cargo de la Autoridad Plurinacional de la Madre Tierra (APMT). En esta Tercera Comunicación Nacional, Bolivia presentó los inventarios de gases de efecto invernadero (InGEI) para los años 2006 y 2008, los cuales representan una actualización de la composición de las emisiones para los años mencionados, considerando diferentes sectores económicos. El sector que más destaca es el de Uso de la Tierra, Cambio de Uso de la Tierra y Silvicultura (UTCUTS, por su sigla en inglés).

Bolivia cuenta con InGEI desde 1990 hasta 2008, con una secuencia de años pares desde 1994. Tomando en cuenta este periodo de tiempo, entre 1990 y 2006, las emisiones del sector UTCUTS crecieron, en promedio, en 8% entre cada medición del inventario. Solamente existió una reducción de emisiones de 8% en 2008 respecto al inventario de 2006 (Autoridad Plurinacional de la Madre Tierra, 2020).

Aproximadamente el 50% del territorio boliviano está cubierto por bosques y un sistema de producción agropecuaria extensiva (Cámara Forestal de Bolivia, 2021). En los últimos 20 años, Bolivia ha perdido más de 6.1 millones de hectáreas de bosques tropicales (Global

Forest Watch, 2021), lo que equivale a una disminución del 10% de la cobertura arbórea total, ubicándose sólo detrás de Brasil, a nivel regional. La tasa de deforestación anual promedio para el periodo 2016-2020 fue de 503,500 Ha., la cual es mayor a la que se observó en el periodo 2001-2015, que fue de 239,800 Ha. Estos datos reflejan la razón por la cual el sector UTCUTS es el que más emisiones de gases de efecto invernadero (GEI) aporta al InGEL.

Los incendios también están directamente relacionados a procesos de cambio de uso del suelo y ampliación de la frontera agropecuaria. En 2019, Bolivia vivió el mayor desastre ambiental de su historia, reportando más de 5.3 millones de hectáreas afectadas por incendios, de las cuales 1.5 millones del área quemada correspondía a bosques (Fundación Amigos de la Naturaleza, 2019). En 2020, a pesar de la pandemia y la suspensión temporal de todas las autorizaciones de quema, los incendios forestales alcanzaron a más de 4 millones de hectáreas en el país, de las cuales 600 mil hectáreas correspondían a bosques. A partir de estos eventos, Bolivia se ubicó entre los tres países con mayor deforestación de bosques primarios a nivel mundial, y es el país con mayor deforestación *per cápita* del mundo (Global Forest Watch, 2021).

El año 2020, los incendios afectaron una mayor superficie de áreas protegidas en relación a 2019. De la superficie quemada total en 2020, un 39% se produjo dentro de áreas protegidas, tanto nacionales como subnacionales (FAN y WCS, 2021). La quema de áreas con altos niveles de biomasa genera un impacto alarmante en términos climáticos, ya que no solo se pierde el carbono almacenado por los bosques, sino que también se pierde su capacidad de absorción futura (Pellegrini *et al.*, 2021).

Durante el desarrollo de este estudio, el gobierno boliviano estaba en proceso de actualizar las NDCs, en el marco de la Conferencia de las Partes (COP 26) que se llevó a cabo en noviembre de 2021 en Glasgow, Reino Unido. En esta misma línea, el gobierno viene trabajando en colaboración con la cooperación internacional, organizaciones de la sociedad civil y la academia, en la cuantificación de las emisiones, las opciones para reducir emisiones futuras e incrementar la capacidad de los bosques bolivianos de mitigar el cambio climático, la promoción de medidas de adaptación para las poblaciones más vulnerables, los requerimientos de financiamiento para implementar las medidas de mitigación y adaptación, y la proyección de los impactos económicos que tendrán las medidas incluidas en las NDCs.

Este documento busca contribuir en este último punto, a partir del análisis del impacto económico de un portafolio de medidas sectoriales, la estimación del costo-eficiencia de éstas, su impacto en el desempeño macroeconómico, la comparación del mismo respecto a un escenario-base y la proyección de emisiones de GEI en los escenarios analizados.

Este artículo se compone de cuatro partes. La segunda sección describe los datos y métodos usados en el análisis. La tercera sección presenta los resultados de las estimaciones del impacto económico de las medidas de mitigación establecidas en las NDCs de Bolivia. Finalmente, la cuarta sección resume y discute las principales conclusiones del análisis.

2. Materiales y métodos

El proceso de estimación de los impactos económicos de las medidas de mitigación analizadas se puede resumir en los siguientes pasos:

1. Recolección de datos y construcción de una línea-base: Proyección del comportamiento de la economía sin consideración de medidas hasta 2050.
2. Estimación de costos de cada medida seleccionada: costeo del gasto en capital y operación de las acciones de mitigación. En este paso se emplean modelos econométricos para las medidas sectoriales con la calibración con base en datos históricos y proyecciones a futuro (ver anexo metodológico).
3. Estimación de una medida cuantitativa de costo-eficiencia: se calcula en función a la capacidad de reducción de emisiones y el costo de cada medida.
4. Estimación del costo total asociado a la implementación de las medidas: cuantificación del monto total necesario para implementar el plan de mitigación al 2050.
5. Estimación del impacto económico: impacto macroeconómico, en nivel del producto, demanda agregada y actividades de los sectores de las medidas. En este paso se utiliza como input los resultados de la estimación de costos de cada una de las medidas (paso 2) y la desagregación del impacto económico en cada sector, utilizando el modelo de equilibrio general dinámico y estocástico descrito en el anexo metodológico.

2.1. Datos y consideraciones para la construcción de la línea-base

Para establecer los escenarios de emisiones de gases de efecto invernadero es importante, en primera instancia, simular el comportamiento de la economía a través del producto (PIB) y asumir la dinámica del crecimiento de la población en un horizonte de tiempo. En este trabajo se observa el comportamiento de las medidas hacia el año 2050, en consideración a que el Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC, por su sigla en inglés) estableció que ése es el año en que la humanidad debe alcanzar las emisiones netas en cero, para evitar el incremento de la temperatura por encima de los 2°C (IPCC, 2022).

Para el comportamiento del crecimiento de la población se usaron datos históricos del Banco Mundial (BM). En el caso del producto, se usaron datos del PIB *per cápita* a precios constantes, expresados en bolivianos, de la misma fuente. En el caso de emisiones de CO₂eq *per cápita*, se usaron datos del BM para emisiones en el sector energético y datos de *Climate Watch* para emisiones de los sectores no energéticos. En el Cuadro 1 se presentan estos datos.

Cuadro 1
Resumen de datos de población, PIB *per cápita* y emisiones de CO₂eq *per cápita*

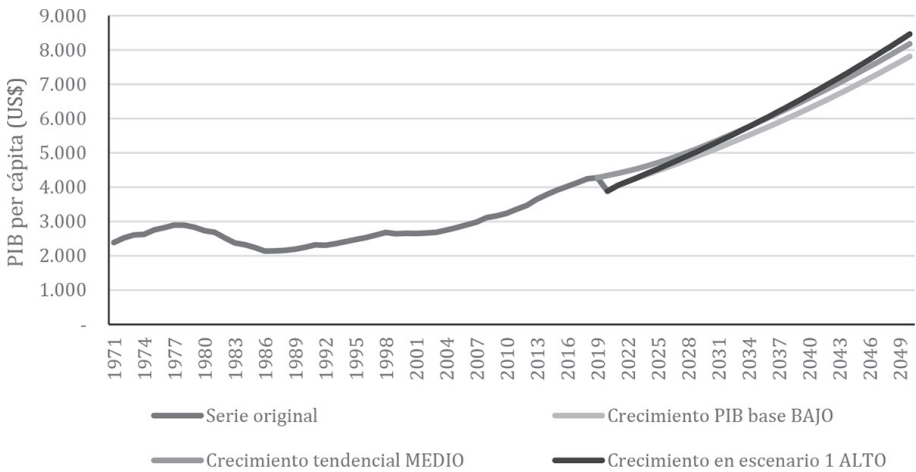
Periodo	Variación anual promedio de población	Variación anual promedio del PIB <i>per cápita</i>	Variación anual promedio de emisiones de CO ₂ <i>per cápita</i>
1970 - 1990	2.15%	-0.25%	-
1991 - 2010	1.92%	1.86%	0.54%
2011 - 2019	1.52%	3.13%	-3.24%

Fuente: Elaboración propia con base en información del Banco Mundial y Climate Watch

Para las proyecciones del sector energético se utilizaron datos de uso de energía general y uso de energía alternativa. Para el primero se emplearon datos del BM referidos a uso de energía *per cápita*, expresados en kilogramos equivalentes de petróleo *per cápita*. En cuanto a energías alternativas, se trabajó con el dato del porcentaje de uso de energía alternativa, respecto al total de uso de energía del BM y se lo multiplicó por el uso de energía para obtener un valor de uso de energía alternativa *per cápita*. Para el sector no energético se utilizaron datos del año 1990 y del periodo 2000-2019 de FAOSTAT y Climate Watch, respectivamente.

Con esta información de entrada y con base en los modelos econométricos descritos en el anexo, se estimó la evolución del PIB por cada habitante, ajustado por poder de compra hasta el año 2050. Se puede apreciar que el nivel de producto por persona el año 2019 era de US\$ 9,000 y, con las distintas tasas de crecimiento del producto y de la población, se esperaría alcanzar un ingreso *per cápita* de cerca de US\$ 16,000 el año 2050 (Gráfico 1).

Gráfico 1: PIB per cápita a 2050



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INE, Banco Mundial y FMI.

2.2. Línea-base y medidas de las NDCs

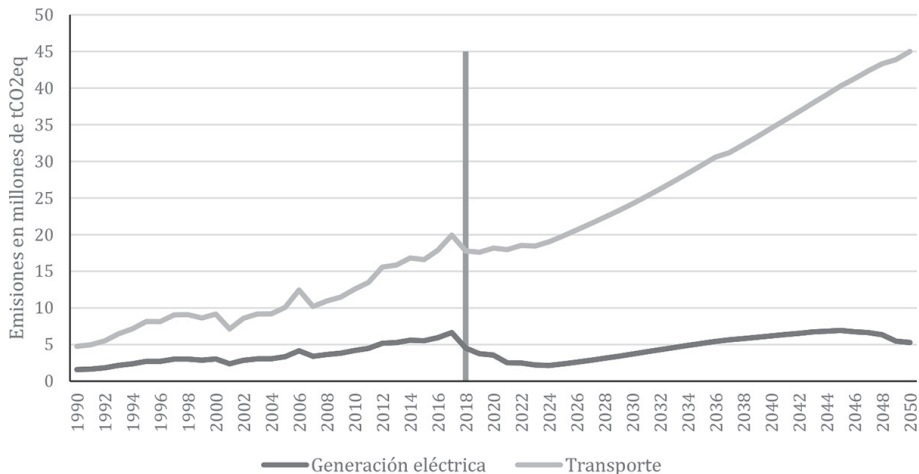
Con base en los datos y modelos presentados en el anexo, se estimaron líneas-base de emisiones para el sector energético y forestal. Dichas líneas-base tienen el objetivo de hacer predicciones de las emisiones, sin el efecto de las medidas.

2.2.1. Proyecciones sector energético

Dentro del sector energético se hizo una subdivisión en dos sectores: generación eléctrica y transporte. En el Gráfico 2 se presentan las emisiones de ambos sectores; a la izquierda de la línea negra se presentan los datos históricos y a la derecha las estimaciones realizadas por el modelo. Se puede observar que existe una tendencia al crecimiento de las emisiones en el

sector transporte, la cual se mantiene en la proyección. Mientras que en el sector de generación eléctrica el crecimiento de las emisiones es mucho menor¹.

Gráfico 2: Emisiones del sector energético por subsector, en millones de toneladas de CO₂eq



Fuente: Elaboración propia con base en el modelo econométrico estimado.

2.2.2. Proyecciones sector forestal

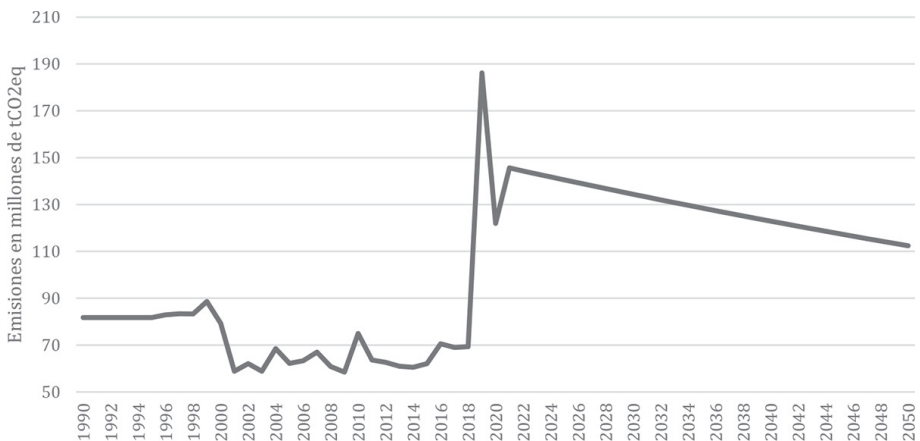
En el sector forestal se utilizó un modelo dinámico con información de la cobertura forestal presentada por Global Forest Watch. Esta proyección se puede apreciar en el Gráfico 3, donde se observa un crecimiento inicial de las emisiones y luego una tendencia decreciente. El decrecimiento se explica por la pérdida neta de cobertura forestal anual, dado que el cálculo considera una reducción de cobertura anual (basada en tendencias históricas), tasas diferenciadas por tipo de bosque (áreas protegidas nacionales, áreas protegidas sub-nacionales y áreas no protegidas) y una tasa de regeneración natural del bosque de 10%.

El abordaje considerado para estimar la pérdida de cobertura y las emisiones pretende capturar la tendencia histórica de deforestación de Bolivia (incluyendo el incremento de las tasas de deforestación observado durante los últimos años). También considera algunos

¹ Esta modelación no tomó en cuenta la construcción de megarepresas en la Amazonía, dado que está demostrado que estos proyectos son emisores netos de CO₂eq. Además, se estableció un orden de entrada de las centrales, con base en la cronología de construcción de las mismas.

supuestos sobre la capacidad del sector agropecuario de mantener tasas de cambio de uso del suelo altas durante periodos prolongados. Estos supuestos fueron considerados porque, de mantenerse las tasas de deforestación recientemente observadas hasta el año 2050, desaparecería casi el total de los bosques de Bolivia. Este, si bien es un escenario posible, no es un escenario probable debido a los compromisos (a nivel nacional y subnacional), y al interés de la comunidad internacional por revertir los procesos de deforestación, principalmente en ecosistemas como la Amazonía y el bosque seco chiquitano.

Gráfico 3: Emisiones del sector forestal, en millones de toneladas de CO₂eq



Fuente: Elaboración propia con base en el modelo econométrico estimado.

2.2.3. Medidas de la actualización de las NDCs de Bolivia

El análisis presentado en este documento considera 10 medidas de mitigación de los sectores forestal y energético (Cuadro 2). Estas medidas fueron seleccionadas por su relevancia en el contexto global y boliviano, su presentación en distintos documentos oficiales en Bolivia y la existencia de datos para su análisis.

Cuadro 2
Clasificación de las medidas incluidas en el análisis, por sector

Sector	Medida	Meta
Energía	Energías renovables	Alcanzar un 79% de la generación eléctrica en energías renovables al 2030
	Alumbrado público	Reemplazo anual de 10 mil luminarias convencionales a luminaria LED
	Electromovilidad	Reemplazo del parque automotor convencional a vehículos eléctricos
	Mi Teleférico	Implementación de una nueva línea hasta el año 2050, alcanzando un incremento en 11 km de la red de Mi Teleférico
	Tren metropolitano	El proyecto se encuentra implementado y en funcionamiento para el año 2022
Forestal	Deforestación ilegal	La deforestación ilegal se reduce de manera gradual hasta llegar a un 45% al año 2030 ²
	Gestión comunitaria MIB	Se reduce la deforestación en un 37% en áreas de cobertura forestal que no pertenece a áreas protegidas
	Producción forestal maderable y no maderable	Reducción gradual de la deforestación ilegal en un 5% en áreas de producción forestal
	Incendios forestales	Reducción gradual de 45,200 Ha por año en la deforestación ilegal, gracias al control de incendios
	Incremento superficie forestal	Incremento de la superficie forestal a 2.25 MM ha. al año 2030, lo que significa incrementar la tasa de regeneración antropogénica a un 50% de la tasa de pérdida de cobertura forestal

Nota: Las medidas Mi teleférico y Tren metropolitano no fueron incluidas en la revisión de las NDC 2021-2030, pero sí habían sido consideradas en versiones previas, por lo que se decidió mantenerlas. Las metas consideradas en el estudio fueron definidas de acuerdo a la revisión de la NDC, y también en función a la información disponible necesaria para las estimaciones.

Fuente: Elaboración propia con base en revisiones bibliográficas.

Se priorizaron las 10 medidas señaladas en el Cuadro 2 por tener características y metas explícitas que permiten alcanzar estimaciones confiables. Una vez identificadas las medidas se procedió a calcular el costo de capital (CAPEX), el costo de operación (OPEX) y la capacidad de mitigación de cada medida. De esta manera, fue posible establecer la costo-eficiencia de cada medida y, consiguientemente, su impacto económico y ambiental. Adicionalmente, se utilizó un criterio de relevancia de las medidas sobre el efecto total. Esto significa que cada una

² Con base en información de la ABT (Autoridad de fiscalización y control social de bosques y tierra), sobre el análisis de deforestación para el período 2016-2017 (Gobierno del Estado Plurinacional de Bolivia, 2018), se consideró que el 52% del total de la deforestación corresponde a deforestación ilegal. Ante la ausencia de datos para otros años, se consideró ese porcentaje para todo el análisis.

de las medidas tiene un impacto específico en la reducción de emisiones totales y un costo asociado.

2.3. Costos de implementación de las medidas del sector Energía

Con base en la información y las metas propuestas para cada medida, se procedió a realizar una evaluación y propuesta de los costos de implementación, la cual es descrita en detalle en los siguientes puntos.

2.3.1. Energías renovables

El costo promedio de inversión por kW, para cada tipo de central, está reflejado en el Cuadro 3.

Cuadro 3
Costos CAPEX para la medida de energías renovables

Tipo central	Inversión (USD/kW)
Eólica	2,000
Solar	1,400
Hidroeléctrica	2,500
Ciclo combinado	1,400
Geotérmica	6,300
Tecnología diesel	1,300
Tecnología gas	1,300

Fuente: Elaboración propia con base en información del Comité Nacional de Despacho de Carga, la Autoridad de Electricidad, el Viceministerio de Electricidad y Energías Alternativas (2014) y ENDE.

A partir de información del Plan Eléctrico Nacional Bolivia 2025 e información adicional obtenida del *National Renewable Energy Laboratory*, se elaboró el Cuadro 4, en el cual se pueden observar los costos de generación eléctrica según tipo de central.

Cuadro 4
Costos OPEX para la medida de energías renovables

Tipo central	O&M ³ fijo (USD/MW)	Comentario
Eólica	12	
Solar	1.6	
Hidroeléctrica	4.5	
Ciclo combinado	21	Equivale a 1.5% del costo de capital
Geotérmica	34	
Tecnología diesel	19.5	Equivale a 1.5% del costo de capital
Tecnología gas	19.5	Equivale a 1.5% del costo de capital

Fuente: Elaboración propia con base en información del Plan Eléctrico Nacional Bolivia 2025 y del *National Renewable Energy Laboratory*.

2.3.2. Cambio de alumbrado público a LED

Para los cuadros 5 y 6 se usó información del repositorio de la UMSA, específicamente de Ortuño (2016). Se buscaron datos sobre costos y consumo, tanto para luminaria LED como para luminaria de sodio, a fin de construir un cuadro comparativo.

Cuadro 5
Costos CAPEX para la medida de alumbrado público

Tipo de luminaria	Costo unitario (US\$ por unidad)	Vida útil (años)
Luminaria LED (150 W)	450	10
Luminaria sodio (VNA 250W)	292.5	20

Fuente: Elaboración propia con base en información de la UMSA

Cuadro 6
Costos OPEX para la medida de alumbrado público

Tipo de luminaria	Luminaria LED (150 W)	Luminaria sodio (VNA 250W)
Costo mantención (US\$ por hora)	7.02	47.92
Frecuencia para la mantención (años)	4	3
Horas por luminaria (horas)	0,5	0.5
Otros costos (US\$ por hora)	75	43.5
Frecuencia otros costos (años)	10	8
Horas por luminaria (horas)	0.5	0.5
Electricidad (US\$/kWh)	0.14	0.14
Consumo (kWh/lámpara al año)	661	1,318

Fuente: Elaboración propia con base en información de la UMSA.

2.3.3. Electromovilidad

Se tomó como referencia información de la Asociación Nacional Automotriz de Chile (2019), para establecer los costos de los vehículos eléctricos por tipo de modelo. En el caso de los costos de los vehículos convencionales, se usó información de *World Transportation*. A partir de esta información se establecieron los costos de capital para el parque automotor (Cuadro 7).

Cuadro 7
Costos CAPEX para la medida de electromovilidad

Tipo automóvil	CAPEX vehículo eléctrico	CAPEX vehículo convencional
Automóvil privado (US\$ por unidad)	37,044	10,294
Taxi (US\$ por unidad)	37,044	10,294
Trufi (US\$ por unidad)	37,044	10,294
Camión (US\$ por unidad)	40,000	30,882
Bus/Microbús (US\$ por unidad)	480,000	320,000
Minibuses/furgón (US\$ por unidad)	480,000	320,000

Fuente: Elaboración propia con base en Asociación Nacional Automotriz de Chile (2019) y *World Transportation*.

Con base en datos del Ministerio de Hidrocarburos y Energías (MHE, 2020) se pudo establecer la comparativa de costos operativos para cada tipo de vehículo (Cuadro 8). En el caso de los vehículos eléctricos, se estableció un costo universal, ya que todos funcionan con el mismo tipo de energía. Para los vehículos convencionales se usó un costo promedio de combustibles fósiles por litro.

Cuadro 8
Costos OPEX para la medida de electromovilidad

Tipo de vehículo	Costo electricidad (US\$/kWh)	Costo combustible (US\$/L)
Automóvil privado	0.117	0.54
Taxi	0.117	0.54
Trufi	0.117	0.54
Camión	0.117	0.54
Bus/microbús	0.117	0.54
Minibuses/furgón	0.117	0.54

Fuente: Elaboración propia con base en MHE (2020).

Finalmente, se establecen supuestos para la definición de los costos y construcción del modelo sectorial (Cuadro 9). Los datos que se utilizaron corresponden al MHE (2020) y representan los parámetros que permiten establecer los distintos costos para cada tipo de vehículo, con base en las tablas previas.

Cuadro 9
Parámetros adicionales para la medida de electromovilidad

Tipo vehículo	Combustible	Consumo combustible (L/km)	Consumo electricidad (kWh/km)	Distancia anual recorrida (km/año)
Automóvil privado	Gasolina	0.1	0.23	10,963
Taxi	Gasolina	0.1	0.23	47,821
Trufi	Gasolina	0.1	0.23	52,405
Camión	Diesel	0.25	1.26	33,910
Bus/microbús	Diesel	0.19	1.26	42,599
Minibuses/furgón	Gasolina	0.11	1.26	53,116

Fuente: Elaboración propia con base en información del MHE (2020).

2.3.4. Ampliación de Mi Teleférico

A partir de información recopilada de Mi Teleférico se establecieron los costos de las líneas, sus longitudes y su capacidad (Cuadro 10). Luego se definió el costo por kilómetro construido y se obtuvo un costo promedio para todas las líneas.

Cuadro 10
Costos CAPEX para la medida de Mi Teleférico

Línea	Costo	Longitud	US\$/km	Capacidad
	US\$	Km		Pasajeros por hora
Roja	62,716,191	2.4	26,131,746	3,000
Amarilla	83,104,646	3.9	21,308,884	3,000
Verde	88,859,345	3.7	24,016,039	3,000
Azul	99,498,333	4.7	21,169,858	3,000
Naranja	72,726,333	2.6	27,971,667	3,000
Blanca	66,058,331	2.9	22,778,735	3,000
Celeste	88,004,433	2.7	32,594,235	4,000
Morada	95,304,697	4.3	22,163,883	4,000
Café	28,407,872	0.7	40,582,675	2,000
Plateada	56,556,500	2.6	21,752,500	3,000
Promedio			26,047,022	

Fuente: Elaboración propia con base en información de Mi Teleférico.

El Cuadro 11 presenta un resumen con toda la información sobre i) costos operativos y de funcionamiento, ii) cantidad promedio de pasajeros que dejan de usar transporte público para usar la red Mi Teleférico, y iii) cantidad de horas que opera la red de Mi Teleférico.

Cuadro 11
Costos OPEX para la medida Mi Teleférico

Variable	Valor
Costo Electricidad (US\$/kWh)	0.14
Costo gasolina (US\$/L)	0.54
Consumo electricidad (kWh/año-km)	324,590
Gasolina ahorrada (L/pasajero)	0.25
Pasajeros transportados (pasajeros/hora/dirección)	2,100
Horas operación (horas/año)	5,950

Fuente: Elaboración propia con base en información de Mi Teleférico, notas de prensa (Página Siete).

2.3.5. Implementación del Tren Metropolitano

Para el caso del Tren Metropolitano se consideró información de la empresa constructora Asociación Accidental Tunari, y adicionalmente se usó información sobre el costo de electricidad y de gasolina obtenidos en medidas previas. A partir de esta información se elaboró un resumen de los costos asociados al proyecto y de los costos de la reducción del consumo de combustibles fósiles, que pueden apreciarse en el Cuadro 12.

Cuadro 12
Costos para la medida de Tren Metropolitano

CAPEX	
Tipo	Valor
Tren Cochabamba (USD)	447,700,000
OPEX	
Variable	Valor
Costo electricidad (US\$/kWh)	0.14
Costo gasolina (US\$/L)	0.54
Consumo electricidad (kWh/año)	9,900,000
Gasolina ahorrada (L/pasajero)	0.25

Fuente: Elaboración propia con base en información reportada en prensa (Los Tiempos y Página Siete).

2.4. Costos de implementación de las medidas del sector forestal

Con base en el estudio de Espinoza, Malky y Bruner (2015), se calcularon las rentabilidades por hectárea de productos no maderables y maderables el año 2014. Por otro lado, y a partir de datos de la Autoridad de Fiscalización y Control Social de Bosques y Tierra (ABT, 2016), se obtuvieron los porcentajes de participación de la superficie con aprovechamiento forestal correspondiente a la producción de los sectores maderable y no maderable. A partir de esos datos y aplicando un promedio ponderado en función a la superficie, se estimó el valor promedio de la producción forestal. Dicho valor fue ajustado por inflación hasta el año 2020, y se le añadió un ingreso por turismo en zonas de bosque de Bolivia⁴. El costo asociado a la línea-base es la pérdida de cobertura forestal anual total. Esta información se resume en el Cuadro 13.

⁴ El ingreso por turismo fue obtenido a partir de una proporción del ingreso del país por concepto de turismo, ponderado por la proporción de superficie forestal que se encuentra dentro de las áreas protegidas, asumiendo que el turismo de naturaleza se desarrolla principalmente al interior de estas áreas.

Cuadro 13
Costos para cálculo de línea-base del sector forestal

Variable	Valor
Rentabilidad de no maderables (Bs. por hectárea)	93.00
Rentabilidad de maderables (Bs. por hectárea)	1,387.00
Porcentaje de superficie que se someterá a producción forestal maderable en Bolivia	85.40%
Porcentaje de superficie que se someterá a producción forestal no maderable en Bolivia	14.60%
Rendimiento final producción forestal maderable y no maderable ponderada 2014 (Bs./Ha)	1,198.07
Rendimiento final producción forestal maderable y no maderable ponderada 2014 (US\$/Ha)	172.14
Rendimiento final producción forestal maderable y no maderable ponderada 2020 (US\$/Ha)	200.65
Ingreso por turismo en bosques en Bolivia (US\$/Ha)	0.95
Costo de pérdida de cobertura forestal (US\$/Ha)	201.60
Porcentaje de participación del CAPEX	10%

Fuente: Elaboración propia con base en Espinoza, Malky y Bruner (2015), Plan Estratégico Institucional ABT 2016-2020 (ABT, 2016), Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz, y banco de datos del Banco Mundial.

2.4.1. Deforestación ilegal

Se utilizó información del Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz (Gobierno del Estado Plurinacional de Bolivia, 2020). Este plan presenta información actualizada que toma en cuenta una zona geográfica relevante para estimaciones asociadas a la deforestación y el cambio de uso del suelo en Bolivia. Específicamente, se empleó el costo de restauración activa como un proxy del costo de la deforestación ilegal (bajo el enfoque de costos evitados). Adicionalmente, se asumió el porcentaje de participación de gastos de capital respecto al costo total, tomando como referencia el porcentaje promedio observado en aquellas medidas cuya distribución de costos está disponible. Esta información puede apreciarse en el Cuadro 14.

Cuadro 14
Costos para la medida de deforestación ilegal

Variable	Valor
Costo de conservación activa de municipios (Bs)	20,000,000
Hectáreas bajo proceso de conservación activa (Ha)	8,000
Costo de conservación activa por hectárea (Bs por Ha)	2,500
Costo de conservación activa por hectárea (US\$ por Ha)	359.20
Porcentaje de participación del CAPEX	10%

Fuente: Elaboración propia con base en información del Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz.

2.4.2. Gestión comunitaria MIB

Se incluyó una prima adicional por MIB de 100 Bs por Ha, de acuerdo con Espinoza, Malky y Bruner (2015). A partir de esa prima adicional se hicieron los cálculos específicos para establecer los costos asociados a esta medida. También se estableció un porcentaje promedio para la participación del CAPEX respecto al costo total. Esta información está detallada en el Cuadro 15.

Cuadro 15
Costos para la medida de gestión comunitaria MIB

Variable	Valor
Costo de conservación activa de municipios (Bs)	20,000,000
Hectáreas bajo proceso de conservación activa (Ha)	8,000
Costo de conservación activa por hectárea (Bs por Ha)	2,500
Prima adicional por conservación con MIB (Bs por Ha)	100
Costo de gestión comunitaria con MIB (Bs por Ha)	2,600
Costo de conservación activa por hectárea (US\$ por Ha)	373.56
Porcentaje de participación del CAPEX	20%

Fuente: Elaboración propia con base en información del Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz.

2.4.3. Producción forestal maderable y no maderable

Se usaron datos de Espinoza, Malky y Bruner (2015) sobre la rentabilidad de la agricultura para el año 2014. Este valor fue ajustado por inflación para encontrar el valor correspondiente al año 2020. Se estimó la diferencia entre la rentabilidad de la agricultura y la rentabilidad de

producción forestal y turismo, estimada en el cálculo de línea-base. La diferencia representa el costo de la medida, asumiendo que, en las condiciones actuales, el cambio de producción agrícola a forestal y turismo representa una pérdida de ingresos. Esta información se presenta en el Cuadro 16.

Cuadro 16
Costos para la medida de producción forestal

Variable	Valor
Rentabilidad de la agricultura el año 2014 (Bs por hectárea)	4,267.00
Rentabilidad de la agricultura el año 2020 (Bs por hectárea)	4,973.88
Rentabilidad de la agricultura el año 2020 (US\$ por hectárea)	714.64
Rentabilidad de la producción forestal y el turismo (US\$ por hectárea)	201.60
Pérdida de ingreso por producción forestal y turismo (US\$ por hectárea)	513.04
Porcentaje de participación del CAPEX	20%

Fuente: Elaboración propia con base en Espinoza, Malky y Bruner (2015), Plan Estratégico Institucional ABT 2016-2020 (2016), Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz, y banco de datos del Banco Mundial.

2.4.4. Incendios forestales

Se utilizó la misma información de costos empleada para la medida de deforestación ilegal (Cuadro 14), debido a que la medida asociada a incendios estimó la reducción de emisiones a partir de la deforestación asociada al cambio de uso de suelos promovido por los incendios, y no así a las emisiones ocasionadas por la combustión de la vegetación. Este supuesto significa una subestimación de las emisiones totales del sector forestal. Sin embargo, fue necesario asumirlo debido a la limitada información existente sobre emisiones generadas por fuegos.

2.4.5. Incremento de la superficie forestal

Se utilizaron datos del Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz para el costo promedio de un plantín (Gobierno del Estado Plurinacional de Bolivia, 2020). Posteriormente, se emplearon los datos de Ter Steege *et al.* (2013) para estimar la cantidad de árboles promedio que existen en la Amazonia,⁵ por

⁵ Se utilizó información para la Amazonia por ser el único ecosistema con información suficiente sobre la cantidad de árboles por hectárea, respecto al resto de ecosistemas de Bolivia. Además, es el ecosistema con mayor capacidad de absorción y almacenamiento de CO₂eq del país, y el que ocupa mayor superficie entre los ecosistemas de bosques.

hectárea. Se multiplicaron estos valores y se obtuvo el costo de plantar una hectárea en la Amazonia.

Cuadro 17
Costos para la medida de incremento de la superficie forestal

Variable	Valor
Plantines que se plantaran como parte de la reforestación en Santa Cruz (cantidad de plantines)	530,000
Presupuesto para el plantado de plantines en Santa Cruz (Bs)	8,000,000.00
Costo unitario del plantín (Bs por plantín)	15.09
Cantidad de árboles en una hectárea en la Amazonia (cantidad de árboles)	565
Costo de plantines por hectárea (Bs por Ha)	8,528.30
Costo de plantines por hectárea (US\$ por Ha)	1,225.33
Porcentaje de participación del CAPEX	25%

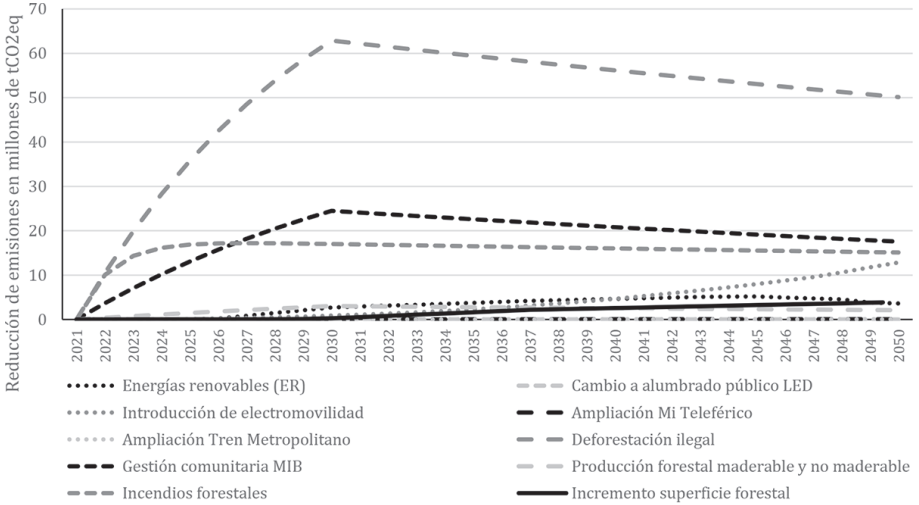
Fuente: Elaboración propia con base en el Plan de Recuperación de Zonas Afectadas por Incendios en el Departamento de Santa Cruz.

3. Resultados

3.1. Capacidad de mitigación de las medidas

Tomando como referencia las metas establecidas para cada medida y los montos de emisiones de la línea-base, se logró establecer la capacidad de mitigación de cada una de las medidas, representadas en el Gráfico 4.

Gráfico 4: Capacidad de mitigación de las medidas

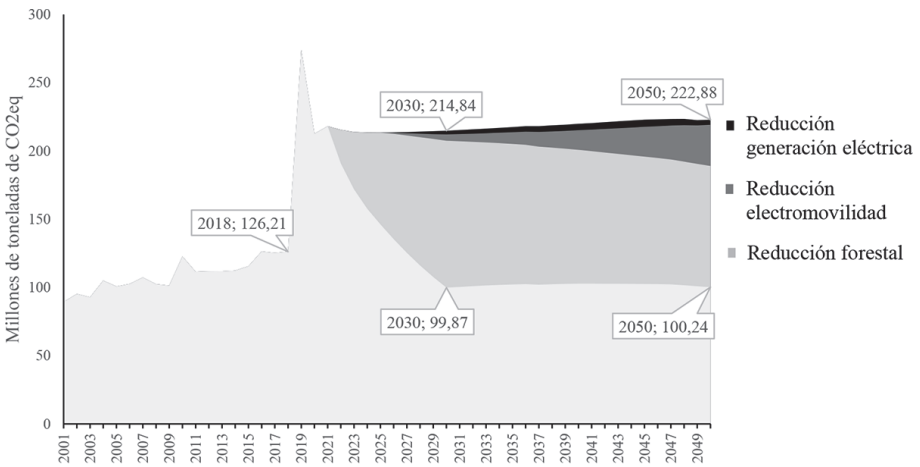


Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

La mayor capacidad de reducción de emisiones viene dada principalmente por las medidas del sector forestal (reducción de la deforestación ilegal, reducción de incendios forestales y la gestión comunitaria para el manejo integral de bosques).

De la misma manera, el Gráfico 5 presenta la reducción agregada en emisiones respecto a las emisiones estimadas en la línea-base y según sector (desagregando el sector energético en generación eléctrica y transporte).

Gráfico 5: Capacidad de mitigación de las medidas respecto a línea-base por sector



Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

Las medidas del sector forestal son las que tienen un mayor impacto en la reducción de emisiones totales (aproximadamente un 72.42%), seguido por el sector de transporte (aproximadamente un 24.65%) y, finalmente, el sector de generación eléctrica, que tiene el menor impacto de los tres sectores (2.93%).

3.1.1. Costo-eficiencia (capacidad de abatimiento)

A partir de la capacidad de mitigación de emisiones de CO₂eq de las medidas y los costos asociados a la implementación de cada una de ellas, se estimó el costo de abatimiento, el cual mide el costo de cada medida respecto a una tonelada de CO₂eq.

Cuadro 18
Costos de abatimiento

Medida	Emisiones al 2050	Costo de abatimiento al 2050
	Millones de tCO ₂ eq	US\$/tCO ₂ eq
Alumbrado	-0.08	-836.05
Electromovilidad	-115.72	-59.16
Producción forestal maderable y no maderable	-66.37	-16.45
Incendios forestales	-462.68	-2.04
Gestión comunitaria MIB	-549.53	-1.66
Deforestación ilegal	-1479.90	-0.39
Energías renovables	-92.01	0.09
Mi Teleférico	-219.03	0.60
Incremento superficie forestal	-50.40	17.50
Tren Metropolitano	-0.56	10,409.94

Fuente: Elaboración propia.

Se pueden identificar tres grupos de medidas. Aquéllas que tienen un gran potencial de mitigación y un costo muy bajo (o ahorro), como evitar la deforestación ilegal, promover la gestión comunitaria MIB y limitar los incendios forestales; las medidas que son muy costosas y que tienen muy pocas reducciones de emisiones, como el tren metropolitano; y finalmente, las medidas que se logran con significativo ahorro y que además reducen emisiones, entre ellas, el alumbrado público y la electromovilidad.

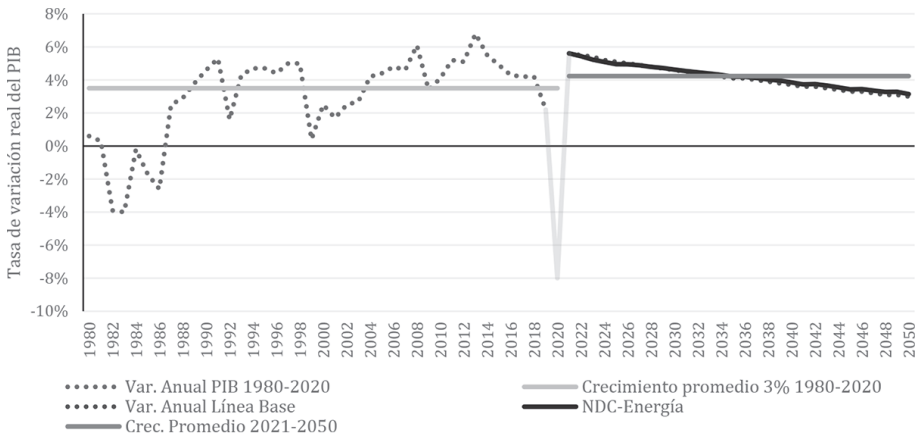
3.2. Impacto económico de las medidas de mitigación

Una vez analizadas las medidas en los distintos sectores y estimadas sus capacidades en términos de reducción de emisiones y costos de inversión y operación, es importante entender cómo es el comportamiento de la tasa de crecimiento histórica y esperada para el período de análisis (2022 a 2050).

En el Gráfico 6 se pueden analizar tres etapas de la historia económica de Bolivia. La primera, entre los años 1990 y 2019, con el comportamiento de la tasa de crecimiento del producto en torno al 3.5%; la segunda entre 2019 y 2020, caracterizada por la crisis sanitaria a escala global con consecuencias muy fuertes para la economía global, y con un impacto

para Bolivia que significó la pérdida de hasta un 8% de su producto; y finalmente, la tercera etapa, representada por el comportamiento de la economía hasta el año 2050, con una tasa de crecimiento promedio anual de 4%. Esta etapa se construyó en consideración a las medidas y supuestos descritos anteriormente.

Gráfico 6: Crecimiento del PIB histórico y proyectado, con y sin implementación de medidas



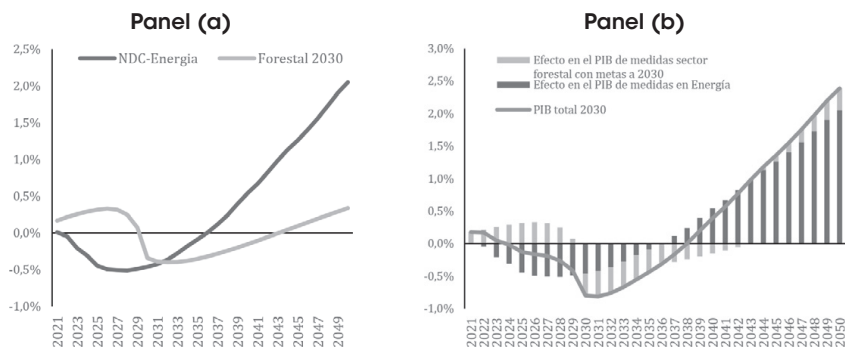
Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

Utilizando el modelo macroeconómico de equilibrio general dinámico y estocástico, descrito en el Anexo metodológico y desarrollado en Antosiewicz y Gonzáles (2021), para la evaluación de medidas de mitigación para el cambio climático, se puede apreciar que la tasa de crecimiento esperada, en un escenario con medidas, es marginalmente superior a la tasa de crecimiento esperada en un escenario sin implementación de medidas (escenario-base). No obstante, la ganancia asociada a la implementación de medidas en términos de reducción de emisiones es significativa (hasta el 40% de las emisiones de CO₂eq).

Si se compara el crecimiento del nivel del producto con respecto al de la línea-base, el año 2050 la economía aumentaría su tamaño en torno al 2.4%. Este resultado se compone de dos etapas, la primera en que el producto se ve afectado en 0.5%, en promedio, debido al proceso de adaptación y transición hacia un nuevo modelo y, la segunda etapa, donde se observa ganancia en la producción que impulsa el crecimiento hasta el final del periodo de análisis. Para entender el efecto de las medidas en los sectores de energía y forestal, en el total

del producto, se puede descomponer el efecto del paquete de medidas y su contribución en las variaciones del producto según sector, como se observa en el Gráfico 7.

Gráfico 7: Efecto de medidas en los sectores de energía y forestal sobre el producto



Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

En el panel (a) se observa que los efectos del paquete forestal tienen dos momentos. Primero, se observan contribuciones positivas en el producto con respecto a la línea-base y, posteriormente, para alcanzar la meta de deforestación ilegal igual a cero, se requiere un esfuerzo que impacta negativamente en el nivel del producto durante aproximadamente una década. Asimismo, existe un esfuerzo por la reconversión en el sector energético, principalmente proveniente de la electromovilidad. Este período de esfuerzo por la reconversión culmina en 2035, cuando los costos operativos empiezan a ser menores que en el escenario sin medidas y, por lo tanto, se empiezan a observar las ganancias en el producto por la implementación de las medidas. Estas dinámicas pueden apreciarse también en el panel (b), donde existe una variación del valor agregado, año tras año, para ambos paquetes de medidas.

En relación al aporte adicional que recibe la economía por las intervenciones (implementación de las medidas en ambos sectores), se estima una contribución adicional total de US\$15,000 millones de dólares (en valor presente neto). Esto representa una ganancia de alrededor de US\$ 500 millones adicionales por año, para el período de análisis.

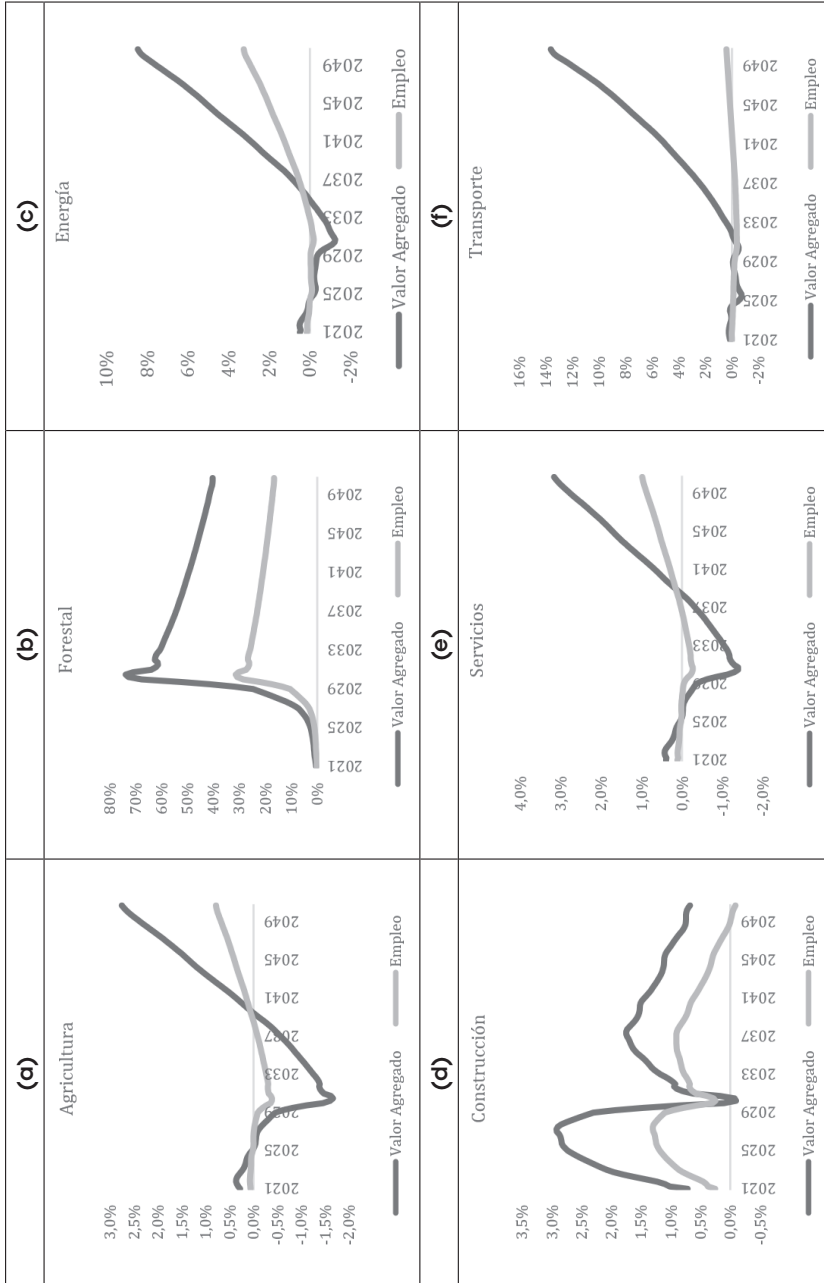
Otra forma de analizar el impacto de estas medidas es observando su efecto en el empleo. Dadas las relaciones intersectoriales, la implementación de medidas en los sectores analizados produce un impacto en la generación de empleo en otros sectores, algunos de los cuales tienen

bajos niveles de ocupación laboral en la actualidad, como es el caso del sector forestal. De esta manera, y aprovechando la riqueza del modelo, fue posible observar el efecto de las medidas para otros sectores representativos de la economía.

El sector de agricultura, descrito en el panel (a) del Gráfico 8, muestra el comportamiento esperado ante las medidas de eliminación de deforestación hasta el año 2030. Se observa un periodo de adaptación con un impacto negativo en el sector, debido a que existe una competencia en el uso del suelo entre el sector forestal y el agrícola. Luego de ese período de adaptación, las ganancias en productividad producen una recuperación y se registra un incremento en el valor agregado del sector. Es importante mencionar que esta proyección no considera mejoras de productividad que permitan al sector agropecuario incrementar su producción sin necesidad de que se amplíe la frontera agropecuaria. La incorporación de mejoras productivas y tecnológicas reduciría la relación de dependencia entre el crecimiento sectorial y el incremento de frontera agrícola y, por tanto, reduciría el costo generado por las medidas de reducción de deforestación.

En los paneles (b), (c) y (f) se muestran los sectores en los cuales principalmente se realizan las inversiones de las medidas de mitigación, los cuales son el forestal, el de energía y el de transporte, respectivamente. Se destaca que el impacto sobre el sector forestal es significativo debido a que la intervención aumenta en 70% su valor agregado en comparación al escenario-base (donde tiene una participación muy modesta en la economía). En el sector energía se observa el proceso de transformación de la matriz de generación hasta el año 2030 y, posteriormente, una tendencia creciente por el resto del período, como consecuencia de las ganancias generadas por los menores costos de operación, en comparación con la línea-base. En cuanto al transporte, el recambio del parque automotor provoca un aumento del valor agregado; sin embargo, a diferencia de los otros dos sectores, las ganancias en empleo son menores, ya que las medidas son intensivas en capital, principalmente. Finalmente, los paneles (d) y (e) muestran las dinámicas de dos sectores, construcción y servicios, que otorgan insumos productivos al resto de los sectores.

Gráfico 8: Comportamiento de los sectores con aplicación de medidas

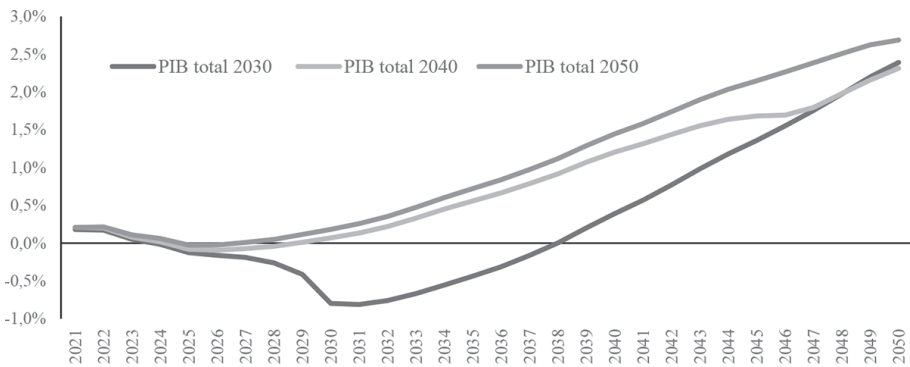


Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

3.3. Sensibilidad de implementación de medidas de mitigación

Una de las medidas más importantes en términos de emisiones de CO₂eq es la reducción de la deforestación ilegal. Considerando las implicancias que puede tener esta medida, se decidió construir escenarios alternativos para la misma, los cuales evalúan cuáles serían las consecuencias de postergar la meta de reducción de deforestación por una o dos décadas (Gráfico 9). Esta demora puede darse por decisión política, por un retraso en la implementación de la medida, o simplemente porque su implementación puede enfrentar dificultades. El primer indicador de interés es el efecto en el producto; en este caso, se pudo constatar que, de postergarse la medida hasta el año 2050, se obtendría cerca de 2.7% de ganancia adicional en el producto, con beneficios observados durante todo el periodo de análisis. En el caso de postergar por una sola década, el resultado es el mismo que en la medida 2030 (en torno a 2.4%) pero existen mayores emisiones de CO₂ y mayor afectación a la superficie deforestada.

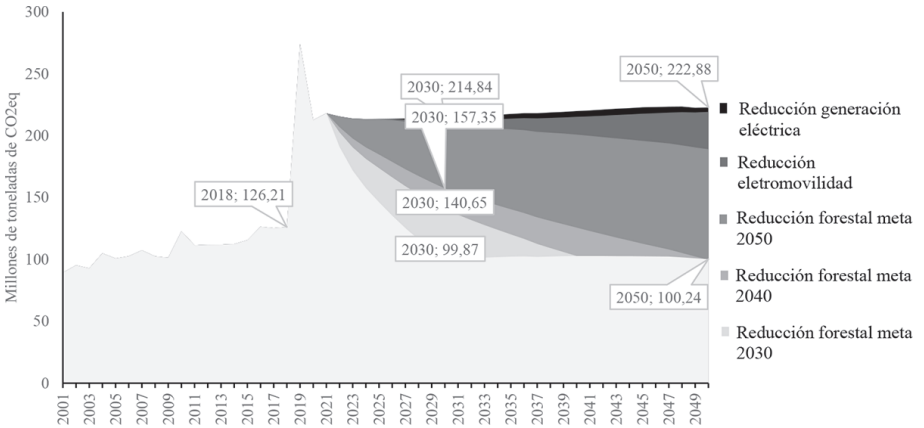
Gráfico 9: Comportamiento del PIB con aplicación de medidas el año 2050



Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

Si los esfuerzos para alcanzar las metas de deforestación son postergados hasta el año 2050, el costo financiero de implementación se retrasaría, pero el costo en términos de emisiones superaría las 830 millones de tnCO₂e emitidas. Esto se encuentra en el Gráfico 10, donde se observa la reducción de emisiones totales de Bolivia, y se evidencia el impacto de postergación del cumplimiento de la meta. El resultado de la sensibilización muestra que la ganancia en el producto es positiva, sólo a causa de la inacción de la medida (postergación de la reducción de la deforestación ilegal).

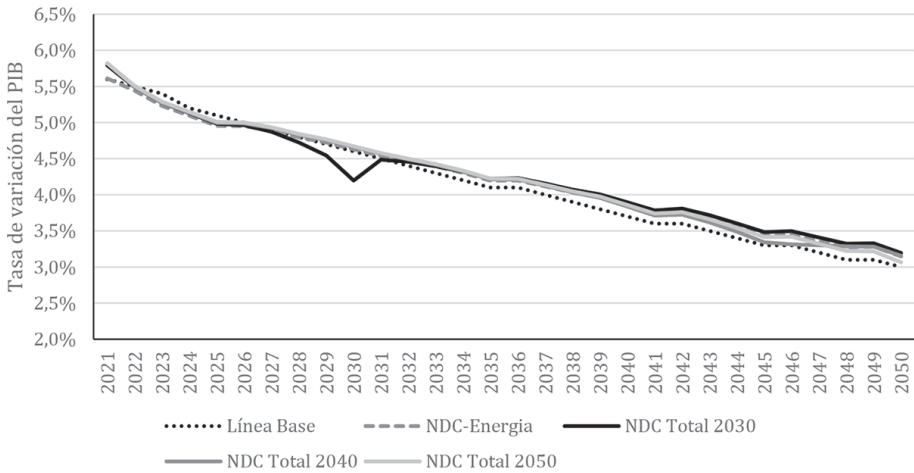
Gráfico 10: Efectos de la aplicación de medidas sobre las emisiones



Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

Finalmente, en el Gráfico 11 se encuentran las dinámicas en la tasa de variación anual del PIB entre el escenario sin medidas y los escenarios con las medidas sectoriales. La figura muestra las ganancias en tasa de crecimiento de las distintas medidas de los sectores de energía y forestal. En el caso del sector forestal, desagregado según los escenarios de sensibilización que se construyeron para la meta de reducción de deforestación ilegal. Como se mencionó anteriormente, postergar el costo de eliminar la deforestación ilegal (hasta 2040 o 2050), permite obtener ganancias en el producto que no son significativamente diferentes de alcanzar la meta hasta el 2030. Sin embargo, la diferencia en cuanto a la reducción de emisiones es significativa.

Gráfico 11: Tasas de variación anual



Fuente: Elaboración propia con base en modelos de estimación.

4. Discusión y conclusiones

La implementación de las medidas de mitigación de emisiones de CO₂eq en los sectores de energía y forestal, propuestas en las NDC de Bolivia, permitirían que el país contribuya con una reducción del 40% de sus emisiones hasta el año 2050. Este objetivo se alcanzaría sin que se tenga que sacrificar el crecimiento de la economía, dado que las proyecciones de crecimiento en un escenario con medidas, serían 2.7% mayores respecto a las que se obtendrían sin la implementación de éstas (escenario-base).

Este resultado se da por varias razones, entre ellas: i) las medidas con mayor capacidad de reducción de emisiones son altamente eficientes en términos del costo asociado a su implementación (es el caso de medidas como la reducción de la deforestación ilegal, la reducción de incendios y la transición hacia modelos de generación energética más limpia), ii) los saltos tecnológicos observados en los últimos años redujeron significativamente el costo de generación energética y del transporte basado en electromovilidad, incrementando significativamente la competitividad de estas alternativas frente a los sistemas de generación eléctrica y transporte tradicionales, y iii) si bien la implementación de las medidas demandará esfuerzos de reconversión y un período de adaptación, especialmente para el sector forestal, el

efecto neto a largo plazo y para toda la economía será positivo, especialmente por el impacto que tendrán las inversiones en sectores intensivos en capital como son los sectores de energía y transporte.

El proceso de transición hacia modelos más eficientes en términos de emisiones, tanto en el sector energético como forestal, requiere obtener un flujo de financiamiento que garantice la implementación de las medidas. El conjunto de medidas analizadas demandaría una inversión (descontada a valor presente) equivalente al 30% del PIB (US\$ 12,000 millones, con base en el valor de 2021). Dado ese nivel de inversión, y considerando las dificultades que tendría Bolivia para solventarla con recursos propios, es importante complementar las fuentes de financiamiento interno con fuentes externas provenientes de fondos climáticos y de la cooperación internacional. Adicionalmente al financiamiento, será indispensable garantizar los esfuerzos de implementación de manera consistente, año tras año, hasta 2050. La identificación de las posibles fuentes de financiamiento y el costo de éste son aspectos que no son abordados por este análisis, pero que deben ser priorizados en la agenda de investigación futura.

A partir de un análisis de sensibilidad en el sector forestal, se observó que la postergación de la implementación de medidas hasta los años 2040 y 2050 conlleva una generación de emisiones adicionales. Postergar las medidas hasta el año 2040 implicaría la emisión de más de 600 millones de toneladas de CO₂eq adicionales. Si las medidas se retrasan hasta el año 2050, se generarían más de 830 millones de toneladas de CO₂eq adicionales. En ambos casos, el impacto sobre el producto sería de un incremento de 2.4% y 2.7% respectivamente.

Cabe mencionar que estas estimaciones están expuestas a cambios que pueden mejorar su rentabilidad, o empeorarla, en función al desarrollo tecnológico que se presente. Un ejemplo de esta incertidumbre fue observado en la evolución del costo de la tecnología de generación energética a partir de plantas solares, la cual tuvo una caída en el costo por mega watt instalado de cerca al 63% entre 2000 y 2015,⁶ hecho que provoca una mayor rentabilidad en muchos proyectos que no podrían haberse realizado bajo las condiciones previas. De igual manera, condiciones de desequilibrios en los mercados, como la permanencia de incentivos

6 Our world in data, <https://ourworldindata.org/grapher/solar-pv-system-costs?country=-USA>

que distorsionan el consumo de combustibles fósiles, afectan significativamente los precios y, por tanto, el comportamiento de los mercados en el periodo de análisis.

Otros cambios tecnológicos que podrían alterar significativamente los resultados son aquéllos que podrían darse en el sector agropecuario. Mejoras en la productividad asociadas a nuevas tecnologías y a modelos de agricultura y ganadería sostenibles permitirían reducir la presión sobre los bosques (menor necesidad de ampliar la frontera agrícola) y, por tanto, reducirían el costo asociado a implementar las medidas consideradas para el sector forestal. Es decir, permitiría suavizar el impacto en el período de adaptación y transformación sectorial y, además, alcanzar mejores resultados en términos de las ganancias económicas. Cuantificar el impacto de este tipo de medidas es otra tarea pendiente que podría complementar los resultados de este análisis y ofrecer información relevante para el diseño de políticas.

Finalmente, otro aspecto a considerar es que los resultados esperados en términos del comportamiento económico y la capacidad de reducción de emisiones dependen, en gran magnitud, del nivel de eficiencia institucional, tanto pública como privada. Ese nivel de eficiencia determinaría variaciones en los costos de implementación de las medidas, así como en el cumplimiento de los plazos propuestos para las mismas. En este sentido, es importante ver la experiencia internacional en países donde este tipo de medidas ya se implementaron o se vienen implementando, y tomar lecciones aprendidas.

Fecha de recepción: 2 de febrero de 2022
Fecha de aceptación: 25 de abril de 2022
Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Autoridad de Fiscalización y Control Social de Bosques y Tierra [ABT] (2016). *Plan Estratégico Institucional 2016-2020*.
2. Antosiewicz, M., Gonzales, L. E., Lewandowski, P. y de la Maza, N. (2020). *Green Growth Opportunities for the Decarbonization Goal for Chile: Report on the Macroeconomic Effects of Implementing Climate Change Mitigation Policies in Chile 2020*. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/34575>
3. Antosiewicz, M. y Gonzales, L. (2021) *Macroeconomic model for the assessment of mitigation policies in Bolivia*, Mimeo.
4. Antosiewicz, M. y Kowal, P. (2016). *MEMO III - A large scale multi-sector DSGE model*. (IBS Research Report 02/2016). <http://ibs.org.pl/en/publications/memo-iii-a-large-scale-dsge-model/>
5. Anwar, A. (2001). *Does the Age of a Tree Effect Carbon Storage*. NASA. <https://icp.giss.nasa.gov/research/ppa/2001/anwar/>
6. Asociación Nacional Automotriz de Chile (2019). *Informe del mercado automotor*. ANAC.
7. Autoridad Plurinacional de la Madre Tierra (2020). *Tercera Comunicación Nacional del Estado Plurinacional de Bolivia*. Gobierno Nacional de Bolivia.
8. Cámara Forestal de Bolivia (2021, 17 de junio). *Perspectivas de la actividad forestal en Bolivia*. <https://www.cfb.org.bo/noticias/noticias/normativa/perspectivas-de-la-actividad-forestal-en-bolivia.html>
9. Climate Watch (2021). *Greenhouse Gas Emissions and Emissions Targets*. https://www.climatewatchdata.org/countries/BOL?end_year=2018&start_year=1990
10. Espinoza, S., Malky, A. y Bruner, A. (2015). *Análisis de costos del Programa COMSERBOPando Bolivia*. (CSF Serie Técnica N° 43).
11. Fundación Amigos de la Naturaleza [FAN] (2019). *Incendios forestales en Bolivia 2019-2020*. <https://incendios.fan-bo.org/Satrifo/incendios-forestales-en-bolivia-2019-2020/>
12. Fundación Amigos de la Naturaleza [FAN] y Wildlife Conservation Society [WCS]. (2021). *Incendios forestales en Bolivia. Análisis de impactos de los incendios forestales sobre los valores de conservación en Bolivia, 2020*. Fundación Amigos de la Naturaleza.
13. FAOSTAT. <https://www.fao.org/faostat/es/>

14. Gobierno del Estado Plurinacional de Bolivia (2020). *Plan de recuperación de zonas afectadas por incendios en el departamento de Santa Cruz*. Gobernación de Santa Cruz.
15. Gobierno del Estado Plurinacional de Bolivia (2018). *Deforestación en el Estado Plurinacional de Bolivia. Periodo 2016-2017*. Autoridad de Fiscalización y Control Social de Bosques y Tierra.
16. Global Forest Watch (2021). *Pérdida de cobertura arbórea 2001-2020*. <https://www.globalforestwatch.org/map/?map=eyJjZW50ZXliOmsibGF0IjotNC45NTI4NTAwMzc4ODc1MTIsImxuZyI6LTcwLjc5Mjk2ODc1MDAwMTY4fX0%3D>
17. IPCC (2022). *Climate Change 2022: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781009157926>
18. Malky, A., Ledezma, J.C., Vilela, T. y Mendizábal, C. (2021). *Contribución de las áreas protegidas nacionales de Bolivia en la provisión de funciones ambientales: descripción metodológica y materiales complementarios*. Conservation Strategy Fund.
19. Ministerio de Hidrocarburos y Energías [MHE]. (2020). *Plan para el desarrollo de energías alternativas en Bolivia*. Ministerio de Hidrocarburos y Energías.
20. National Renewable Energy Laboratory. <https://www.nrel.gov/research/data-tools.html>
21. Ortuño, A. (2016). *Estudio técnico, económico y social del sistema de alumbrado público con tecnología LED en la ciudad de La Paz*. Universidad Mayor de San Andrés (UMSA).
22. Sanquetta, C., Dalla, A., Libanio, A., Tomé, M., Benedet, G. e Inoue, M. (2018). Dynamics of carbon and CO₂ removals by Brazilian forest plantations during 1990-2016. *Carbon Balance Management*, 13. <https://doi.org/10.1186/s13021-018-0106-4>
23. Pellegrini, A. F. A., Refsland, T., Averill, C., ... y Jackson, R.B. (2021). Decadal changes in fire frequencies shift tree communities and functional traits. *Nature Ecology & Evolution*, 5, 504–512. <https://doi.org/10.1038/s41559-021-01401-7>
24. Ter Steege, H., Pitman, N., Sabatier, D., Baraloto, C., ... & Silman, M.R. (2013). Hyperdominance in the Amazonian Tree Flora. *Science*, 342(6156). <https://doi.org/10.1126/science.1243092>
25. Viceministerio de Electricidad y Energías Alternativas (2014). *Plan eléctrico del Estado Plurinacional de Bolivia 2025*. Ministerio de Hidrocarburos y Energía.
26. World Resources Institute (2014). *Global Protocol for Community-Scale Greenhouse Gas Emission Inventories*. World Resources Institute.

Anexo metodológico

Modelos econométricos y de equilibrio general dinámico y estocástico

Este Anexo describe dos tipos de modelos: 1) los modelos econométricos empleados para la estimación de los CAPEX y OPEX de cada una de las medidas descritas en las secciones 2.2 a 2.4, y 2) las implicancias en los resultados de la sección 3, junto a los impactos económicos observados en el modelo de equilibrio general dinámico y estocástico, los cuales tienen como insumo las medidas de los modelos econométricos.

Modelos econométricos. Descripción del modelo del sector energético

Se usó un modelo autorregresivo con coeficiente de corrección de error. La variable dependiente corresponde al logaritmo de las emisiones de CO₂eq *per cápita* en el sector energético. Las variables independientes son el logaritmo del uso de energía *per cápita*, el logaritmo del PIB *per cápita* y el logaritmo del uso de energía alternativa *per cápita*. Adicionalmente, se añadió una tendencia con el año al modelo. Los resultados del modelo se muestran en el siguiente cuadro:

Cuadro A1
Resultados del modelo del sector energético

Variables	(1)	(2)	(3)
	ADJ	LR	SR
LD. Emisiones CO ₂ eq			-0.345*** (0.124)
D. Uso de energía			0.771*** (0.0932)
LD. Uso de energía			0.551*** (0.145)
D. PIB			0.397*** (0.117)
D. Uso de energía alternativa			0.00979 (0.0809)
LD. Uso de energía alternativa			0.282*** (0.0962)

L2D. Uso de energía alternativa			0.251***
			(0.0785)
Año			0.0113***
			(0.00163)
L. Uso de energía		-0.557*	
		(0.303)	
L. PIB		1.030***	
		(0.234)	
L. Uso de energía alternativa		-0.927***	
		(0.229)	
L. Emisiones CO2eq	-0.386***		
	(0.0813)		
Constante			-23.34***
			(3.089)
Observaciones	40	40	40
R-cuadrado	0.905	0.905	0.905

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia con base en el modelo estimado.

Descripción del modelo del sector forestal

Para el sector forestal se usó un modelo que tiene como base a la ecuación de acumulación de capital. Con base en los principios de esa ecuación, se pudo simular la dinámica del sector forestal expresado en la siguiente ecuación:

$$CF_t = CF_{t-1}(1 - tr) + CF_{t-1} * tp \quad (1)$$

Donde:

CF_t = Cobertura forestal en el periodo t

CF_{t-1} = Cobertura forestal en el periodo $t-1$

tp = Tasa de pérdida de cobertura forestal

tr = Tasa de regeneración de cobertura forestal

La ecuación (1) captura la dinámica de pérdida de cobertura forestal y también la regeneración que existe dentro del bosque. El resultado de esta ecuación es la cobertura forestal estimada para cada año, a partir de la cual se estiman las emisiones y capturas del sector forestal:

$$RCO2eq_t = fcf * CF_t \quad (2)$$

Donde:

$RCO2eq_t$ = Removal de $CO2eq$ en el periodo t

fcf = La fracción de removal por hectárea de cobertura forestal

Con la ecuación (2) se obtiene el valor de captura que tienen los bosques en un determinado periodo. El valor de la fcf se obtiene de Malky *et al.* (2021), donde se usaron imágenes satelitales para calcular el valor de captura que existe en la cobertura forestal en Bolivia. De la misma manera, se realizó una desagregación de la ecuación (2) por grupos etarios para poder observar la dinámica que existe con la captura adicional del bosque:

$$RCO2eq_t = CFG1_t * fcfg1 + CFG2_t * fcfg2 \quad (3)$$

Donde:

$RCO2eq_t$ = Removals de $CO2eq$ totales en el tiempo t

$CFG1_t$ = Cobertura forestal grupo 1 en el tiempo t

$CFG2_t$ = Cobertura forestal grupo 2 en el tiempo t

$fcfg1$ = La fracción de removal por hectárea del grupo 1

$fcfg2$ = La fracción de removal por hectárea del grupo 2

La ecuación (3) incluye la desagregación por grupos etarios, donde el grupo 1 está compuesto por bosques menores a 7 años y el grupo 2 corresponde al resto de la cobertura boscosa. Dicha división de edades se encuentra propuesta en Sanquetta *et al.* (2018), y lo que busca es capturar el efecto del incremento de absorción de los bosques más jóvenes frente a los maduros. El incremento de la fracción de *removal* usado es de 1.9, el cual se obtiene de Anwar

(2001). Para facilitar la modelación y el efecto de las medidas, se realizó una desagregación a la ecuación (2) por tipo de cobertura forestal:

$$RCO2eqT_t = RCO2eqAPN_t + RCO2eqAPSN_t + RCO2eqNOAP_t \quad (4)$$

Donde:

$RCO2eqT_t$ = Removals de CO2eq totales en el tiempo t

$RCO2eqAPN_t$ = Removals de CO2eq en Áreas Protegidas Nacionales en el tiempo t

$RCO2eqAPSN_t$ = Removals de CO2eq en Áreas Protegidas Subnacionales en el tiempo t

$RCO2eqNOAP_t$ = Removals de CO2eq en superficie boscosa que no se encuentra en áreas protegidas

Con la ecuación (4) se obtiene un valor de *removal* por cada tipo de superficie boscosa. En el estudio se realiza una división en tres grupos considerados de importancia, y las medidas que afectan a cada uno: áreas protegidas nacionales, áreas protegidas subnacionales y superficie boscosa que no se encuentra dentro de las áreas protegidas. Cada uno de estos grupos tiene su propio *removal* en función de la ecuación (3).

Después de obtener el dato de emisiones generadas por el *removal*, se plantea una ecuación que permita obtener las emisiones generadas por cambio de uso de suelo:

$$ECO2eq_t = fpc * PC_t \quad (5)$$

Donde:

$ECO2eq_t$ = Emisiones de CO2eq en el periodo t

fpc = La fracción de pérdida de carbono por hectárea

PC_t = Pérdida de cobertura forestal en el periodo t

Con la ecuación (5) se podrá determinar las emisiones generadas por cambio de uso de suelo. La fpc fue calculada a partir de información de World Resources Institute y Global Forest Watch. Usando datos históricos, se encontró un valor de 316.38 toneladas de CO2eq por hectárea perdida de cobertura forestal. Al igual que con la ecuación (3), se hizo una desagregación por tipo de superficie boscosa, para facilitar el análisis y el efecto de las medidas:

$$ECO2eq_t = ECO2eqAPN_t + ECO2eqAPSN_t + ECO2eqNOAP_t \quad (6)$$

Donde:

$ECO2eqT_t$ = Emisiones de CO2eq totales en el tiempo t

$ECO2eqAPN_t$ = Emisiones de CO2eq en Áreas Protegidas Nacionales en el tiempo t

$ECO2eqAPSN_t$ = Emisiones de CO2eq en Áreas Protegidas Subnacionales en el tiempo t

$ECO2eqNOAP_t$ = Emisiones de CO2eq en superficie boscosa que no se encuentra en áreas protegidas

Con la ecuación (6) se obtiene el valor total de las emisiones por cambio de uso de suelo en el sector forestal. Con esta información se procede a combinar las ecuaciones (4) y (6) para obtener el resultado neto de las emisiones del sector forestal. Se tiene así la siguiente ecuación:

$$RNCO2eq_t = RCO2eq_t + ECO2eq_t \quad (7)$$

Donde:

$RNCO2eqT_t$ = Resultado neto de emisiones de CO2eq totales en el tiempo t

$RCO2eq_t$ = Removal de CO2eq totales en el tiempo t

$ECO2eq_t$ = Emisiones de CO2eq totales en el tiempo t

De esta manera, se logra obtener el total de emisiones generadas de CO2eq para cada año en función al resultado de la ecuación (7).

Modelo de equilibrio general dinámico y estocástico

Descripción del modelo macroeconómico

Para la evaluación del paquete de políticas se utilizó el modelo MEMO de equilibrio general estocástico dinámico, desarrollado en el Instituto de Investigaciones Estructurales (IBS, por su sigla en inglés) y especificado para la economía boliviana en el documento Antosiewicz y Gonzales (2021).

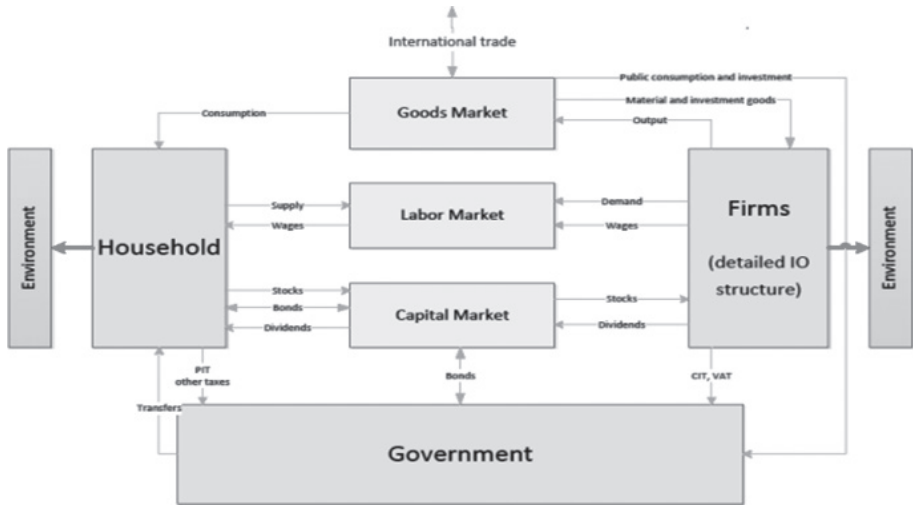
En el gráfico 1 se muestra una descripción general de la estructura del modelo y sus elementos principales. El modelo combina dos líneas de investigación: entrada-salida y modelos de equilibrio general. Las principales características del modelo incluyen la división sectorial calibrada a la matriz de insumo-producto, una economía abierta para dar cuenta del comercio con el resto del mundo, búsqueda y emparejamiento en el mercado laboral para modelar la transición de los trabajadores entre sectores y la adaptación endógena de la tecnología, relacionados con el uso de energía.

La estructura sectorial del modelo se calibra utilizando un cuadro de insumo-producto para la economía boliviana para el año 2014. El cuadro de insumo-producto se derivó de la tabla de oferta y uso de Bolivia para el mismo año. En el modelo se distinguen los siguientes sectores y productos: agricultura; silvicultura; minería de petróleo crudo; minería de gas; minería de productos restantes; industria manufacturera; fabricación de productos refinados del petróleo; electricidad de combustibles fósiles; electricidad renovable; construcción; transporte; servicios de mercado; servicios públicos.

Los detalles técnicos tales como ecuaciones exactas, calibración y métodos de solución del modelo MEMO se pueden encontrar en el informe de investigación de Antosiewicz y Kowal (2016). Sin embargo, la especificación exacta del modelo utilizado en este estudio difiere ligeramente del modelo descrito en el informe de investigación, para adaptarlo a la realidad boliviana.

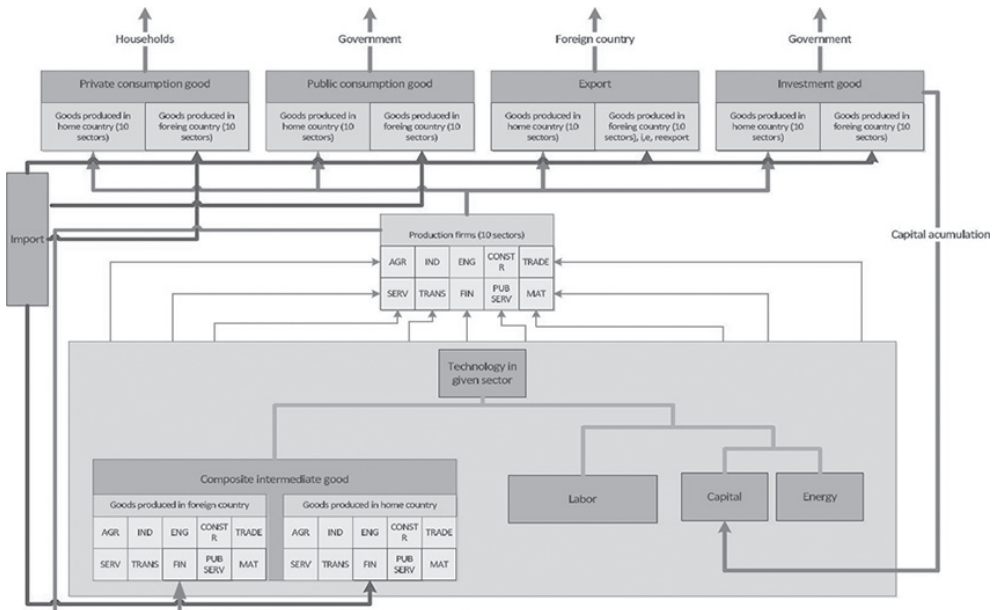
Hay varios conjuntos distintos de parámetros cuyos valores deben calcularse. El conjunto principal de parámetros es responsable de calibrar la estructura sectorial del modelo. Estos parámetros pueden especificarse, además, como los que gobiernan la estructura de valor agregado de los sectores, la inversión y compensación de los empleados en cada sector, la estructura de uso intermedio que toma en cuenta los bienes producidos e importados en el país y la estructura de uso final que también toma en cuenta los bienes producidos e importados a nivel nacional. El esquema de producción del modelo se muestra en el Gráfico 2. Estos parámetros se calibran utilizando la matriz de entrada-salida (IO) derivada. La matriz IO derivada sigue el enfoque de industria-industria para alinearse mejor con los datos estadísticos de Bolivia.

Gráfico A1: Flujo de la economía



Fuente: Antosiewicz *et al.* (2020)

Gráfico A2: Esquema de producción



Fuente: Antosiewicz *et al.* (2020)

La derivación de la matriz de insumo-producto para Bolivia para el año 2014 se realizó utilizando la matriz de oferta y uso del año 2014. La matriz muestra la oferta de 35 productos por 35 industrias, la producción total de cada sector, así como el valor de la producción, las importaciones, los impuestos y el margen minorista y comercial asociado a cada producto. La matriz de uso muestra el uso de 35 productos por las 35 industrias, el uso intermedio, la producción y el valor agregado de las 35 industrias, así como el uso final de los productos. El uso final se desagrega en consumo de los hogares, consumo público, formación de capital, variación de existencias y exportaciones.

Wasted years: Informality and returns to education in Bolivia

Años perdidos: informalidad y retornos a la educación en Bolivia

*Pablo Mendieta Ossio**

Abstract

During the last years some estimates showed a low average return on schooling in Bolivia. With the use of two databases, the standard annual household survey, and the novel demand for skills survey, I found a non-linear shape of schooling returns. Even more, I improved the estimation with the use of a segmented labor market approach. Joint a matching technique, I estimated models which support the hypothesis that this pattern is due to a widespread informality issue. I explore the ways this result could be enhanced with a skill connection and a general-equilibrium segmented search labor model.

Keywords: Schooling returns; informality; Bolivia.

Resumen

En los últimos años, algunas estimaciones mostraron un bajo retorno a la educación en Bolivia. Con el uso de dos bases de datos, la encuesta anual de hogares y una base novedosa de demanda de habilidades, se encuentra una forma no lineal de los retornos de la educación.

* Ph.D. Student at UPB Graduate Economics Program 2017-2021 and Deputy Manager of the Bolivian Center of Economics at CAINCO.

Contact: pablo.mendieta@cainco.org.bo

The author is very grateful to the IADB office in Bolivia who kindly allowed me to use their Bolivian skills demand database. I am also thankful for the comments of an anonymous referee and suggestions received at the 2020 Annual Meeting of SEBOL and editorial suggestions from LAJED team. Obviously, the responsibility is completely mine. The views expressed do not necessarily represent the corresponding ones of any institution related to the author.

Incluso, se mejora la estimación con el uso de un enfoque de mercados laborales segmentados. Junto a una técnica de pareo se estiman modelos que apoyan la hipótesis de que este patrón se debe al alto grado de informalidad. Finalmente se discute las formas en las cuales esta relación puede ser mejorada con la inclusión de habilidades y un enfoque de equilibrio general de búsqueda de empleo en mercados segmentados.

Palabras clave: Retornos a la educación; informalidad; Bolivia.

Classification/ clasificación JEL: C51, I26, J24

1. Introduction

Do not waste your time always
searching for those wasted years¹

During the last years, some Bolivian authors have highlighted low and decreasing returns to education in Bolivia using the traditional 'Mincerian approach' developed first by Mincer (1974) with the use of information of annual household survey conducted by National Statistics Office (INE due its acronym in Spanish).

For instance, Villarroel and Hernani (2011) found that returns to education have decreased during the first decade of this century from 10% to around 5%. They do not hypothesize about the causes of this trend, although they discard education supply roots. Later and in a broad study focused on the roots of the declining poverty and inequality, Vargas and Garriga (2015) also found this pattern using both Mincer approach and with a correction of the omission bias using the approach proposed by Heckman (1979). Moreover, they include a set of controls that helps to isolate education returns.

Using more actual data from the same source, Andersen (2016) also found a similar drop from 11% in 1999 to nearly 4% in 2014. She highlighted the fact that returns were statistically above 0% even for the low return sector (transportation). Besides, she first suggested that linearity in the Mincer equation was absent in 2014. More interestingly, she provided some possible reasons for this decline. On the supply side, she attributed it to the expansion of

¹ Portion of the song 'Wasted years' from Iron Maiden in the album *Somewhere in Time* (1986)

skilled people mainly in the last years, while on the demand side she considered increased demand of unskilled people given the boom in some commodities' markets.

In what follows I will analyze the returns to education using both the standard 2015 household survey and the Demand for Skills Survey carried by the IADB in similar months. I found that even the standard specification is linear in the (transformed) variables, returns could vary according to the particular year of schooling and some milestones related to the end of specific education stages. I also use the theoretical framework developed by Bobba *et al.* (2018) to set the econometric estimation of a multinomial logit model with four choices to estimate earnings equation for self-employed, informal workers and formal workers.

In that sense, I found evidence supporting a Mincer equation with non-linearities in the Bolivian case as was suggested for the US case by Card and Lemieux (2001) and Heckman *et al.* (2006).

The paper is organized as follows. After this introduction, I will discuss the data used in this analysis focusing on the characteristics related to the estimation. Then I will present some Mincerian estimates to discuss the underlying non-linearity. Finally, I will try to explain the results focusing on the role of informality and segmented labor markets.

2. Data and methodology

Most of the econometric analysis carried in this paper rest on the the 2015 annual household survey (best known as 'Encuesta de Hogares 2015' in Spanish) which is a yearly assessment carried by INE². I will discusse its main characteristics, specially the ones related to the econometric estimation.

Regarding education, the survey includes years of education and the highest level attained. But one of the measurement problems is that Bolivia has experienced at least three partial reforms in educational levels in the last 20 years. So definition of primary and secondary education vary. Moreover, there is not a technical analysis of the differences in the syllabus of every reform.

² More technical details of this survey are found at a the INE: Household Metadata. Even though INE surveys after 2016 are available, I will use the 2015 version because it was collected in similar months as the IADB survey that I will describe later in this section.

Concerning occupation, it is worth noting that INE considers a person employed if he/she worked at least one hour in the week before the survey. It also covers people aged 7 years and older given the extent of child work, mainly in rural areas.

For our purposes, it is important to mention that omission bias could be avoided directly from the survey because an unemployed person is asked for reasons not to look for a job, including unfruitful previous search, perceived and effective discouragement and expectations of better offers.

It also includes questions on weekly days and daily hours in the job. Unfortunately, it does not have a question on total years of experience, just current job experience. Because of a large extent of informal sector and self-employment, it has a lot of questions on primary and secondary occupation.

The vast size of informal sector, around 60% according to Velasco (2015), represents a challenge for a Mincerian estimation. In fact, this kind of estimation is used as wage equation, while in the Bolivian case it involves both wage and 'petty entrepreneurs' income, as it is noted by Villarroel *et al.* (2012).

In fact, 2015 survey includes 14,630 observations on labor income. But there were just 6,882 employees in the strictus sensus, because the remaining cases belong to entrepreneurs, self-employed people or even apprentices. And if we consider those who contribute to the pension system there are just 2,802 observations.

Thus the results of a Mincerian equation of the whole sample must be taken with caution, because they do not represent a wage equation, but a reduced-form earnings equation.

To avoid these risks, I add more control variables to the main equation in order to isolate the effect of education on 'labor' income, following the approach of Vargas and Garriga (2015).

Additionally, I employed data from a survey carried out on skills. In 2012 the Inter-American Development Bank released a report titled 'Disconnected: Skills, Education, and Employment in Latin America' in Bassi *et al.* (2012). The main concern of this volume was to

show the disconnection between the labor market and the educational and training system in the region.

One of the chapters of that book was devoted to understand the concernings of the employers regarding skills and general and specific abilities of the workers. So, the IADB conducted a survey in Argentina, Brazil and Chile from around 1,200 firms.

The survey was a 'Demand for Skills Survey' (DSS), a standard instrument for a better understanding of labor demand, mainly regarding some characteristics considered as useful for firms in order to have higher productivity. Besides, the IADB could estimate a skill gap between supply and demand in the labor market.

Five years later, the Bolivian government agreed to carry out this survey in the main three cities of the country (La Paz, Cochabamba and Santa Cruz). A general discussion about the results can be found in Urquidi (2015).

Bolivian DSS was conducted between January and April of 2015 to 1,831 firms, most of them SME, while a quarter of the sample was devoted to the medium and big firms. It was conducted following the guidelines of the IADB to have comparable results with the 2012 report. It was in charge of the Information and Statistic Collection Center at the Private University of Bolivia (CEGIE).

The questionnaire comprises around 90 questions, including a) detailed list of main jobs specifying gender, age, experience and wage for each item; b) effects of labor regulations; c) skills assessment of the three main non-administrative jobs; and d) training.

Given the length of the survey, just 460 medium and big firms answered the section devoted to the skills assessment. Thus the results are biased to them. However, given that twenty jobs inside the firm are assessed we have potential answers for more than 4,000 employees.

Regarding the methodology, I begin with some basic explorations on the nature of the relationship among schooling and earnings, showing some signs of a non-linear association.

Then I estimate a reduced form of earnings equation controlling for other factors as ethnicity, gender, urbanization, among others in two forms: simple OLS technique and omission bias corrected regression.

After that, I employ a segmented labor approach to understand in which segment (unemployed, self-employed, informal worker, or formal) this non-linear relationship is more relevant.

Finally, I use the IADB data corrected with a matching algorithm to estimate this earnings equation with information from firms rather than workers. This procedure gives us a detailed view of the main determinants of earnings and the effect of informality³.

3. A simple and preliminary exploration of effects of education on earnings

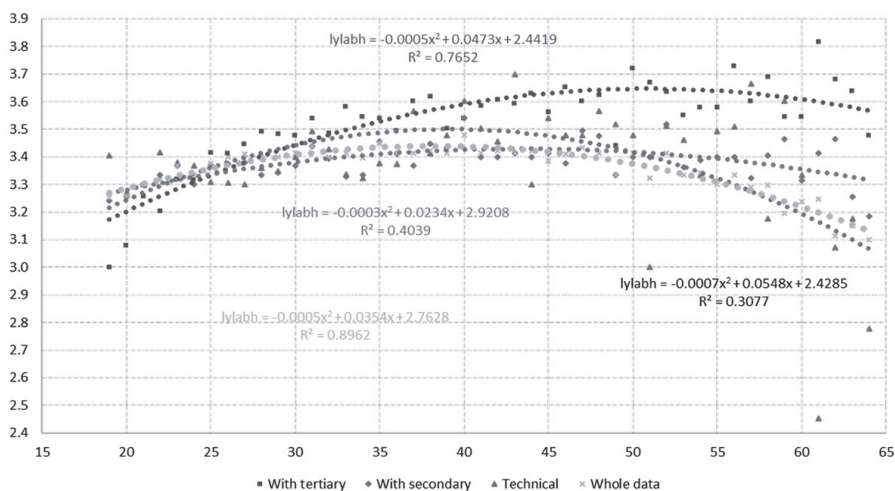
Before the estimation, I made an analysis of years of experience according to the highest educational level attained by individuals. To simplify the analysis and avoid the wide range of earnings, I use the median income for each year of experience.

As Figure 1 shows, there is a similar pattern among median income and experience for each educational level, a non-linear shape that is clearer for the whole data. Then the quadratic form of experience seems appropriate for this set of data.

Following a similar approach, I calculated some statistics of (log) hourly earnings according to educational levels to find out whether different returns to education emerge previous to regression analysis (Table 1). It seems obvious that a higher educational level is associated to a higher income although high variability of earnings for each level do not allow us to reject the alternate hypothesis of different mean earnings between reported levels.

³ These steps are discussed more deeply in subsequent sections.

Figure 1: Median income for each year of experience for people with secondary, tertiary, technical education and whole data



Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Table 1
Log of hourly earnings by educational level

Educational level	Mean	Std. Dev	Freq. (weighted)	Relative Freq
None	1.0548	1.6709	215,265	5.1%
Incomplete primary	1.3650	1.9006	35,990	0.9%
Complete primary	1.7789	1.3053	1,127,916	26.9%
Incomplete secondary	2.1549	1.15593	543,141	12.9%
Complete secondary	2.2912	1.1005	1,206,323	28.7%
Tertiary	2.7912	1.1545	1,071,442	25.5%
Other	1.8298	1.3268	541	-

Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Letting aside this detail, it could be inferred that primary education provides an annual average return of 12% compared to no schooling. Following similar criterion, secondary education adds an annual mean return of 8.5%. Finally, tertiary education represents an average return of 10%. It must be noted that this analysis does not consider the experience factor or other relevant control variables.

The next step is to proceed with the estimation of a Mincerian earning equation. In its simple form, Mincer equation is a relationship between hourly earnings, years of education and a quadratic expression related to experience. The result of the simplest case is the following:⁴

$$\widehat{\text{lylabh}} = \varphi + \underset{(0.0033)}{0.0775} \times \text{edu} + \underset{(0.0028)}{0.0340} \times \text{exp} - \underset{(6\text{e}-005)}{0.0006} \times \text{exp}^2$$

$$N = 13397 \quad \bar{R}^2 = 0.118 \quad \hat{\sigma} = 1.1665 \quad (1)$$

(standard errors in parentheses)

So, this simplest form suggests an annual mean return of schooling of 7.8%, above other estimates, although the exclusion of other control variables clearly gives biased estimates of this parameter. In the case of experience, this initial estimation suggests a concave function of years of experience. Earnings increase until they reach a maximum at 27 years of experience independent of schooling years.

Also, I will estimate as a preliminary exercise a polynomial version of the previous equation to look for non-linearity on returns of education. As I will explain in the next section, I am using a 4th degree polynomial:

$$\widehat{\text{lylabh}} = \varphi + \underset{(0.0412)}{0.16815} \times \text{edu} + \underset{(0.0031)}{0.0334} \times \text{exp} - \underset{(0.0006)}{0.0007} \times \text{exp}^2$$

$$- \underset{(0.0072)}{0.0243} \times \text{edu}^2 + \underset{(0.0005)}{0.0018} \times \text{edu}^3 - \underset{(0.00001)}{0.0007} \times \text{edu}^4$$

$$N = 12969 \quad \bar{R}^2 = 0.1249 \quad \hat{\sigma} = 1.1565 \quad (2)$$

(standard errors in parentheses)

To obtain the average return of education for the whole sample, consider a vector \mathbf{x}_j with a sequence from 0 to 25, where the element $x_k \in [0, 25]$ is a specific year of education, $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$ is the vector of coefficients showed in the former equation and \mathbf{w} is a vector of

⁴ All estimations carried out in this paper are Weighted Least Squares given that INE reports the weights attached to each observation coherent with the previous Census. This is the reason behind this technique rather than a correction of heteroskedasticity as it is discussed in Solon et al. (2015).

populational weights that ponders people with k years of schooling. Additionally, the vector $k = (k \ k^2 \ k^3 \ k^4)$ is part of the matrix $K = k' \otimes I$

Then the average return is given by equation (3):

$$\hat{r} = \sum_{k=0}^{24} w_k \times \hat{\alpha}^k k = w' (\hat{\alpha}^k K) \quad (3)$$

Using this equation, the weighted average return of education is 7.9%, which does not differ from the linear form. However, we will see later that it implies different rates for each educational level.

4. Standard single equation estimation of earnings equations

To isolate with more accuracy the effect of education, I have regressed the hourly earnings according to this specification:

$$\ln \left(\frac{y_i}{h_i} \right) = \alpha + \beta sch_i + \gamma_0 \exp_i + \gamma_1 (\exp_i)^2 + \psi' x_i + u_i \quad (4)$$

Ergo, I have added many other variables that could affect earnings levels with results shown in Table 2. Most of them are included as a 'slope effect' or as a dummy variable multiplied by schooling, rather than just a dichotomous variable for intercept effect. I will explain the most relevant regarding the purpose of the estimation.

One key variable is informality. In fact, formal/informal categories were defined as follows: formal with long-term social security (pension system) and short-term (medical insurance); two categories of semi-formal with or long-term or short-term social security; and informal to those who do not have neither long nor short term social security.

To avoid omission bias I started with the inclusion of a large set of variables given more than enough available degrees of freedom. Then I have left just the significant variables. Using the previous approach, I calculated that the average return to education is around 2%.

Table 2
Estimate of linear multiple control Mincer equation

OLS estimates ($n = 13862$)
 Dependent variable: **lylabh**
 (Heteroskedasticity-robust standard errors)

	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
Intercept	1.89577	0.0739969	25.62	0.0000
Education				
Education (linear form)	0.0217956	0.00425206	5.126	0.0000
Work experience				
Experience	0.0298097	0.00256651	11.61	0.00000
Experience squared	-0.000462078	3.94455e-005	-11.71	0.0000
Occupational category				
Board	0.385090	0.0557273	6.910	0.0000
Professional	0.330586	0.0353976	9.339	0.0000
Technician	0.109476	0.0462356	2.368	0.0179
Agricultural	-0.861809	0.0436431	-19.75	0.0000
Gender				
Slope effect	-0.0120659	0.00395049	-3.054	0.0023
Intercept effect	0.359479	0.0474868	7.570	0.0000
Formality (slope)				
Formal	0.0215399	0.00205583	10.48	0.0000
Semi formal (social security)	0.00831508	0.00253728	3.277	0.0011
Informal	-0.00938036	0.00233991	-4.009	0.0001
Area				
Urban	-0.141810	0.0303211	-4.677	0.0000
Economic sector (slope)				
Mining	0.0240757	0.00404876	5.946	0.0000
Industry	-0.0101920	0.00213115	-4.782	0.0000
Commerce	-0.0229826	0.00252443	-9.104	0.0000
Region (slope effect)				
Chuquisaca	-0.0111043	0.00420093	-2.643	0.0082
La Paz	-0.00543014	0.00169869	-3.197	0.0014
Oruro	-0.0172941	0.00394328	-4.386	0.0000
Potosi	-0.0212310	0.00410886	-5.167	0.0000
Etnicity				
Indigenous (slope)	0.0224272	0.00478657	4.685	0.0000
Indigenous (intercept)	-0.310689	0.0483729	-6.423	0.0000
Other				
Migration to SCZ (slope)	0.0140921	0.00561538	2.510	0.0121

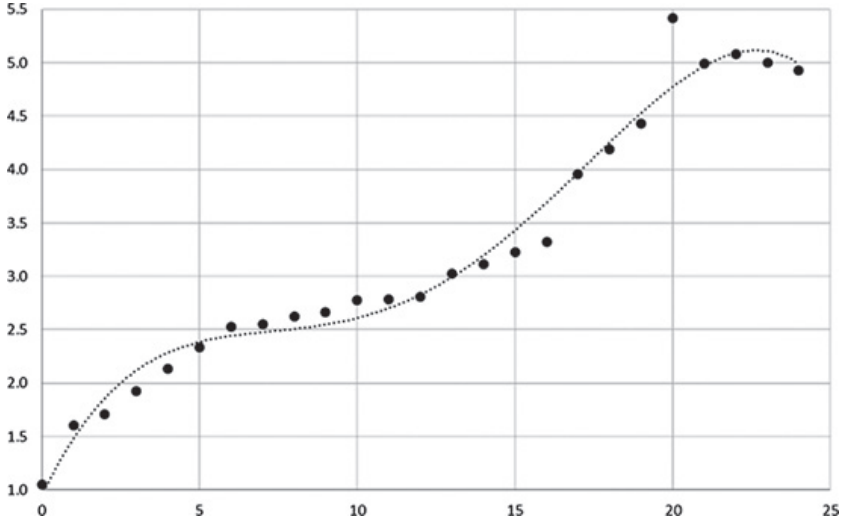
Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

To analyze with more detail the effect of education, I removed the effects of control variables except for education. Thus, I computed the conditional income. Then I calculated the mean for each year of education. A clear pattern of non-linearity also arose showing different rates of return for each year, shown in Figure 2.

$$\overline{\text{lylabh}} = \varphi + 0.945 \times \overline{\text{edu}} - 0.0947 \times \overline{\text{edu}}^2 + 0.0062 \times \overline{\text{edu}}^3 - 0.0001 \times \overline{\text{edu}}^4 \quad (5)$$

$N = 25 \quad \bar{R}^2 = 0.9775$

Figure 2: Conditional mean income and years of education



Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Then I included this polynomial form in the whole equation also corrected by the weights provided by INE to extrapolate results to whole population, the results are reported in Table 3. These results are also consistent with an average return of 2.3%, slightly above regarding the linear effect of education reported in Table 2.

Nevertheless, the pattern differs according to each year of education. As it is showed in Figure 3, year 1 represents a marginal return of 7.2%, probably explained by the effects of writing and reading skills.

Then the marginal return decreases until the first year of secondary education, where there is an inflection point. So, returns to education gradually increase reaching their local maximal around the end of tertiary education. Finally, graduate education is just profitable on

average for short courses. Anyway, cumulative returns differ in statistical terms just for tertiary education given the variation within a year, even controlling for other variables.

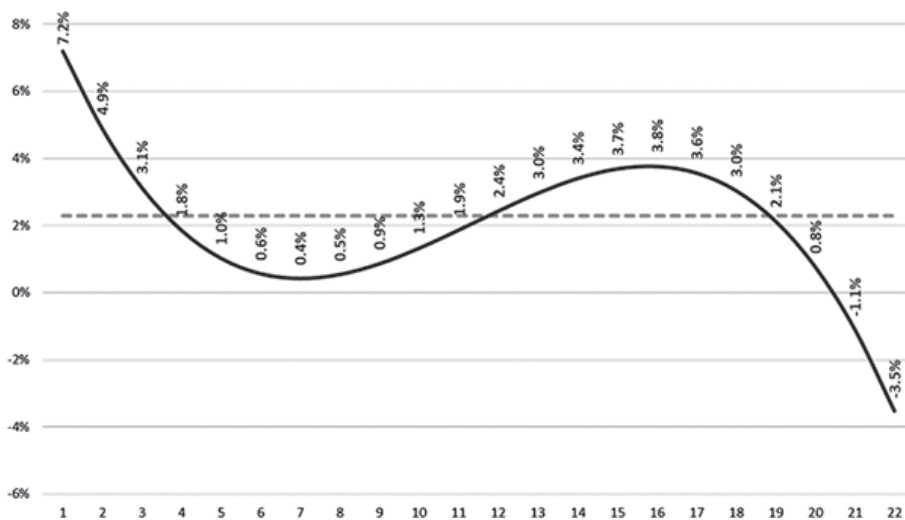
Table 3
Estimate of multiple control non-linear Mincer equation

Weighted OLS estimates ($n = 13862$)
Dependent variable: **lylabh**
(Heteroskedasticity-robust standard errors)

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value
Intercept	1.89337	0.104263	18.16	0.0000
Education				
Education	0.0922082	0.0384059	2.401	0.0164
Education squared	-0.0154355	0.00681914	-2.264	0.0236
Education cubed	0.00111844	0.000476762	2.346	0.0190
Education to the four	-2.54782e-005	1.12915e-005	-2.256	0.0241
Work experience				
Experience	0.0270222	0.00379487	7.121	0.0000
Experience squared	-0.000424753	6.36239e-005	-6.676	0.0000
Occupational category				
Board	0.351987	0.0621866	5.660	0.0000
Professional	0.269781	0.0540348	4.993	0.0000
Agricultural	-0.880443	0.0490456	-17.95	0.0000
Gender				
Slope effect	-0.0157492	0.00512113	-3.075	0.0021
Intercept effect	0.412047	0.0613735	6.714	0.0000
Formality (slope)				
Formal	0.0221515	0.00247408	8.953	0.0000
Semi formal (social security)	0.00804239	0.00322162	2.496	0.0126
Informal	-0.00854888	0.00293539	-2.912	0.0036
Area				
Urban	-0.142061	0.0332578	-4.272	0.0000
Economic sector (slope)				
Mining	0.0231564	0.00473534	4.890	0.0000
Industry	-0.0105637	0.00246989	-4.277	0.0000
Commerce	-0.0229858	0.00298396	-7.703	0.0000
Region (slope effect)				
Chuquisaca	-0.0135982	0.00497800	-2.732	0.0063
La Paz	-0.00522771	0.00207051	-2.525	0.0116
Oruro	-0.0170713	0.00471737	-3.619	0.0003
Potosi	-0.0195647	0.00444608	-4.400	0.0000
Ethnicity				
Indigenous (slope)	0.0300788	0.00565018	5.324	0.0000
Indigenous (intercept)	-0.418491	0.0568813	-7.357	0.0000
Other				
Migration to SCZ (slope)	0.0121918	0.00593281	2.055	0.0399

Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Figure 3: Average and marginal return to education for each year of education



Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Other remarkable results related to schooling returns are:

- For each year of education, a formal worker has an additional 2% of return, a semi-formal 1% and an informal -1%.
- For each year of education, commerce represents 2% less of return, industry 1% less and mining 3% more than the average.
- Returns to education are lower than the national average in Chuquisaca (1%), Oruro (1%) and Potosí (2%) for each year of education.
- Migrants to Santa Cruz have 2% more of returns for every year of education.

Finally, I corrected the estimation with the 'selection bias' according to Heckman (1979). I employed a logit model of selection with gender, marital status, ethnicity, and the position of the worker in the family. Then the estimation included the inverse Mills ratio to deliver unbiased estimates, shown in Table 4. Compared with the OLS estimates, it implies an average return of 2.8%, mildly above the linear and non-linear effects of education reported previously.

Table 4
Sample selection corrected non-linear Mincer equation

Heckit estimates ($n = 18422$)
 Dependent variable: **lylabh**
 (QML standard errors)

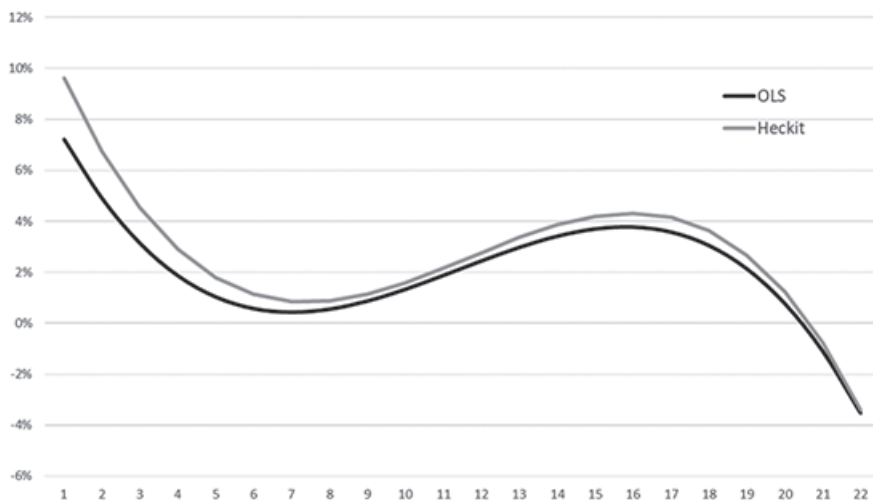
	Coefficient	Std. Error	<i>t</i> -ratio	p-value
Intercept	2.05983	0.0996409	20.67	0.0000
Education				
Education	0.112756	0.0270288	4.172	0.0000
Education squared	-0.0178563	0.00488351	-3.656	0.0003
Education cubed	0.00124924	0.000339883	3.675	0.0002
Education to the four	-2.79493e-005	7.90184e-006	-3.537	0.0004
Work experience				
Experience	0.0241904	0.00308050	7.853	0.0000
Experience squared	-0.000390311	4.80731e-005	-8.119	0.0000
Occupational category				
Board	0.322287	0.0603760	5.338	0.0000
Professional	0.271593	0.0413589	6.567	0.0000
Agricultural	-0.849612	0.0369992	-22.96	0.0000
Gender				
Slope effect	-0.0126229	0.00379830	-3.323	0.0009
Intercept effect	0.233687	0.0531244	4.399	0.0000
Formality (slope)				
Formal	0.0216581	0.00276421	7.835	0.0000
Semi formal (social security)	0.00852058	0.00285439	2.985	0.0028
Informal	-0.00749973	0.00218753	-3.428	0.0006
Area				
Urban	-0.141334	0.0307461	-4.597	0.0000
Economic sector (slope)				
Mining	0.0227316	0.00635700	3.576	0.0003
Industry	-0.00966453	0.00256555	-3.767	0.0002
Commerce	-0.0229621	0.00226633	-10.13	0.0000
Region (slope effect)				
Chuquisaca	-0.0124761	0.00422717	-2.951	0.0032
La Paz	-0.00591073	0.00181014	-3.265	0.0011
Oruro	-0.0177939	0.00395394	-4.500	0.0000
Potosi	-0.0198026	0.00470370	-4.210	0.0000
Etnicity				
Indigenous (slope)	0.0169088	0.00484014	3.493	0.0005
Indigenous (intercept)	-0.260031	0.0471819	-5.511	0.0000
Sample selection parameter				
λ	-0.265455	0.0617428	-4.299	0.0000

Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Besides, it points out that unobservable characteristics of workers imply higher probability of selection for employment if they are highly skilled, according to the interpretation suggested in Narayanan (2015).

The pattern of marginal effect of an additional year of schooling on earnings is like the non-linear estimate but with higher marginal effects at the basic levels of education, as shown in Figure 4.

Figure 4: Marginal return to education for each year of education



Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

To summarize this section, if we analyze returns to education with the standard approach of a single equation estimation, a non-linear approach seems better than the linear one controlling by other factors. The temporal pattern of marginal returns points at least two peaks: one associated to basic reading and writing skill and other to complete undergraduate studies. In the next section we will explore a more suitable approach for segmented markets.

5. A segmented labor market approach

Even the insights of the previous section and a more elaborated version with the sample selection technique could be misleading because Bolivian labor market is not similar to the ones of other developed countries.

In fact, and following Bobba *et al.* (2018), we can consider that the Bolivian labor market has four segments:

- ♦ Formal employees
- ♦ Informal employees
- ♦ Self-employed
- ♦ Unemployed

Then a broader approach must include both the matching and the search processes involved in this estimation procedure.

Table 5
Multinomial logistic regression

Multinomial logit				
Dependent variable Labor status				
<i>(n=13297)</i>				
	Unemployed	Self-employed	Informal employee	Formal employee
Age	0 (.)	0.359* (1.98)	0.115 (0.81)	0.778*** (3.65)
Schooling	0 (.)	-0.342 (-1.89)	-0.146 (-1.03)	-0.509* (-2.39)
Gender	0 (.)	0.540*** (6.37)	0.863*** (10.00)	0.559*** (6.29)
Experience	0 (.)	-0.273 (-1.50)	-0.0975 (-0.69)	-0.697** (-3.26)
(Intercept)	0 (.)	-1.984 (-1.83)	0.586 (0.69)	-8.045*** (-6.27)
Population	185,179	2,068,745	955,560	882,678
Sample	677	6,905	3,484	3,254

Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Even the cited authors employ the Simulated Method of Moments to the complete model estimation, I follow their logic to estimate a multi equation model in two stages. So, I employed the multinomial or categorical response model described in a general approach in Cramer (2003) and with more details in Glewwe (1992) and implemented for a similar case in Gunther and Launov (2006), I estimated this model for these four categories (formal, informal, self-employed and unemployed) taking the last one as the baseline model. Results are shown in Table 5.

With these estimates, I calculated three earnings equations whose results are available in Table 6. Selection bias is only present in the informal earnings equation, where the implied negative relationship (*i.e.*, a positive sign of the correction term) could mean that a higher (lower) productive worker with a higher (lower) chance to be selected in this market has a lower (higher) wage. So, we have a plausible explanation of the low returns due an adverse selection phenomenon in informal market due to information asymmetry as pointed out by Narayanan (2015).

I must mention that the weighted average return of schooling is lower in the self-employed group (6.6%) than informal employees (10.1%) and formal ones (14.9%).

6. Returns according to labor demand from firms

Previous earnings estimates come from different kinds of households. On the other hand, IADB survey is focused in formal firms.

To address the compatibility between these databases I calculated the Mahalanobis distance between them. The results show that taking the whole INE database, IADB is more concentrated around the upper income and education segments. If we focus only on formal sector, there is a clear intersection among them as it is suggested in Figure 5.

To assess this feature, I employed the nearest neighbor matching algorithm based on the Mahalanobis distance taking into account some set of information as age, education, region and gender, leaving aside the income, following the guidelines of Caliendo and Kopeinig (2008). After picking the nearest neighbor, I compared the densities of (log) incomes and carried a Kruskal Wallis test, not rejecting the hypothesis that they come from a similar distribution (Figure 6).

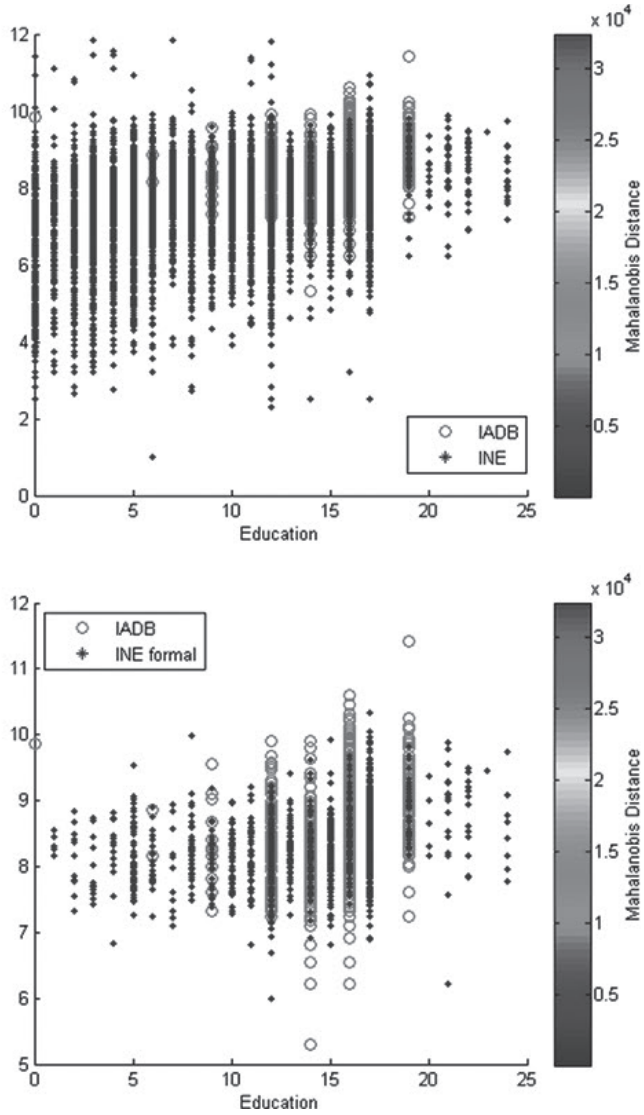
Consequently, I used the micro-data of this survey to try to consider the effects of schooling and informality of labor demand in the Bolivian case but with primary data from the firms, rather than the usual approach of using the Bolivian annual household survey to have an earnings equation.

Table 6
Segmented labor market earnings equations

	(1)	(2)	(3)
	Self-employed	Informal employee	Formal employee
Education	0.0661*** (6.00)	0.101*** (7.51)	0.416*** (3.79)
Education (squared)			-0.0562*** (-5.95)
Education (cubic)			0.00386*** (6.33)
Education (at fourth)			-0.0000842*** (-6.13)
Experience	0.0105 (0.92)	0.0486*** (6.42)	0.0469*** (4.50)
Squared exp.	-0.000403*** (-4.19)		-0.000524*** (-5.74)
Gender	0.0166*** (4.28)		0.00442 (1.73)
λ_2	0.147 (1.94)		
λ_3		0.283*** (5.35)	
λ_4			-0.130 (-1.17)
(Intercept)	1.916*** (4.83)	1.505*** (15.09)	-0.702 (-0.38)
<i>n</i>	6563	3480	3115

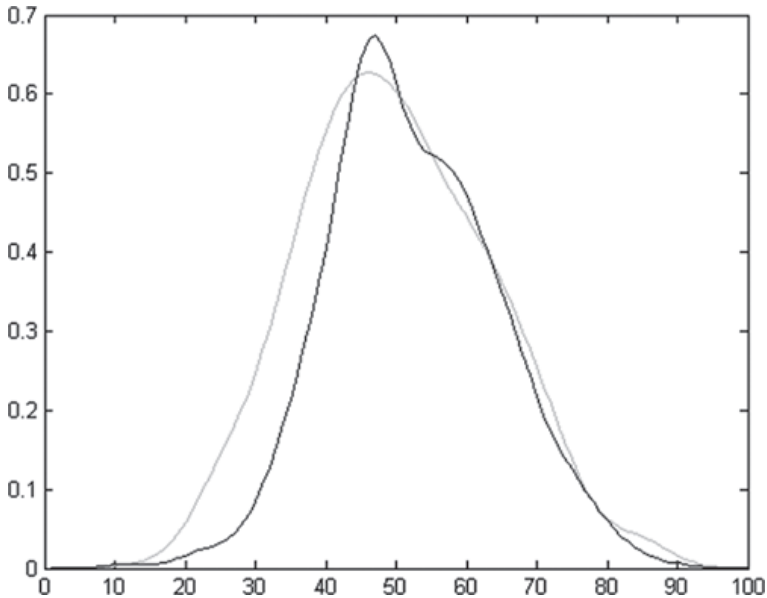
Source: Own calculations based on Encuesta de Hogares 2015.

Figure 5: Comparison of IADB and INE surveys in the log(income) and education space



Source: Own calculations based on INE and IADB surveys.

Figure 6: Densities of IADB and INE matched observations and Kruskal Wallis test



Source	SS	Df	MS	2	Prob>2
Columns	59282.4	1	59282.4	0.81	0.3684
Error	68599819.1	936	73290.4		
Total	68659101.5	937			

Source: Own calculations based on INE and IADB surveys.

Then I used the Heckman approach to estimate both linear and non-linear equations with IADB information (Table 7). Two clear patterns arose: i) the statistical no significance of the factor associated to the selection bias, and ii) a nonlinear shape of the returns to schooling in the formal sector⁵. Besides, weighted average is around 12%, close to the mean return of 15% of the multi-equation approach of the previous section.

To assess the gap between formal and informal workers, I must mention that the matching process described above delivered 72 cases (near 8%) of matched pairs between formal and

⁵ But the last insight must be taken with caution because less than one percent of workers have incomplete secondary. So the return of near 400% of the first degree of schooling seems unreliable in terms of a highly distorted non-linear pattern and the low degree of representativeness of low schooled people.

informal workers. A simple test about the average difference delivered that on average, a formal worker with similar characteristics of an informal has an income 41% higher than the last one.

Table 7
Selection sample correct estimation of formal labor demand

	(1)		(2)	
	Linear		Non-linear	
	(log) hourly income	Selection	(log) hourly income	Selection
Experience	0.0248*** (8.82)	-0.0156* (-2.11)	0.0239 *** (8.51)	-0.0157* (-2.12)
Experience (sqd)	-0.000267*** (-4.26)		-0.000251 *** (-4.00)	
Gender	0.0728*** (4.26)		0.0670 *** (3.92)	
Dummy CBA	0.133*** (6.53)		0.130 *** (6.34)	
Dummy SCZ	0.260*** (13.39)		0.250 *** (12.79)	
Professional	-0.517*** (-23.84)	1.348*** (4.51)	-0.52 8*** (-24.17)	1.347*** (4.51)
Consultant	-0.792*** (-27.72)	1.389*** (4.18)	-0.70 6*** (-21.69)	1.389*** (4.18)
Education	0.0878*** (13.52)	0.0817 (1.95)	4.163 ** (2.98)	0.0814 (1.95)
Education squared			-0.531 ** (-3.27)	
Education cubic			0.0289 *** (3.55)	
Education at fourth			-0.000562 *** (-3.78)	
(Intercept)	3.233*** (28.54)	0.880 (1.16)	-7.541 (-1.72)	0.885 (1.17)
ρ	0.0262 (0.22)		0.0230 (0.20)	
$\log(\sigma)$		-0.741*** (-66.37)		-0.745*** (-66.71)
<i>n</i>		4052		

Source: Own calculations based on IADB 2015.

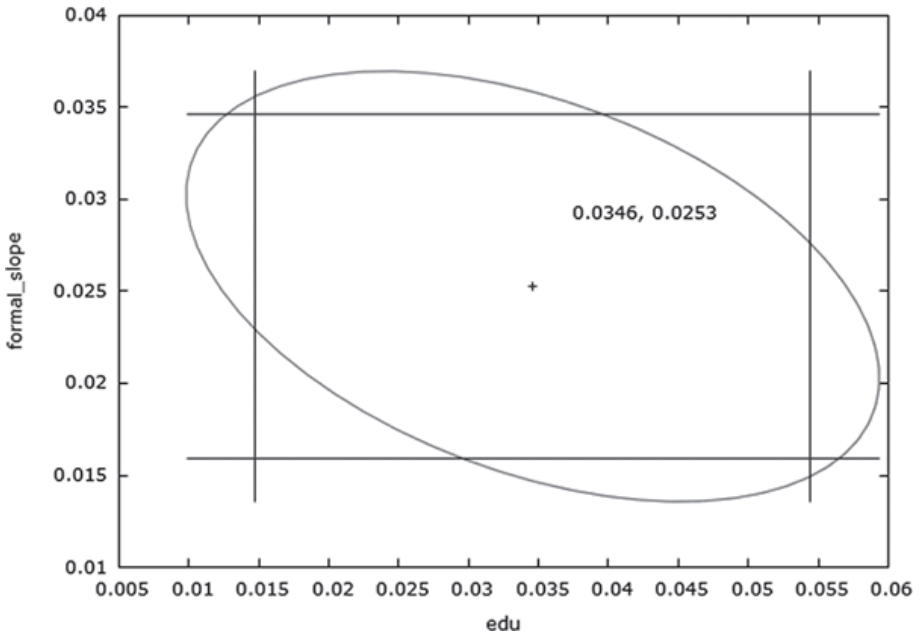
To refine this result, I ran a regression with a slope effect with the following results:

$$\widehat{\text{lylab}} = 7.47622 + 0.0345848 \times \text{education} + 0.0252685 \times \text{formal gap} \quad (6)$$

$n = 938 \quad \bar{R}^2 = 0.0715 \quad \hat{\sigma} = 0.58256$
 (standard errors in parentheses)

As it is implied in Figure 7, the average return gap among formal and informal earnings varies between 2% and 4% for every additional year of schooling. This is coherent with this gap of near 40% mentioned previously

Figure 7: Confidence ellipse between formal and informal matched workers
 95% confidence ellipse and 95% marginal intervals



Source: Own calculations based on INE and IADB surveys.

7. Concluding remarks

I showed that the puzzle of low average returns could be explained by non-linearity in the earnings equation. Specifically, it could be noted that acquiring a college degree or a university degree could give higher income on average.

But with a more careful analysis, I hypothesized that this pattern is due to a segmented labor market where informal and self-employed workers have lower returns than formal ones. Even more, people with similar age, education, gender, and sector have lower returns on schooling.

Even though this finding seems intuitive given the nature of informal markets, further research is needed. The simplest way is to run a non-parametric regression to capture better this nonlinear relationship, while an advanced one is to find the roots behind this earnings distribution and its relationship with schooling is found in Bobba *et al.* (2018).

They built an economic model with segmented markets, where the optimal schooling decision was made before entering the labor market. So, they discuss the distortions in that deliver different returns.

Future research could estimate the model for the Bolivian economy, as they for the Mexican economy. This would give more insights on the issue of why education could be wasted years for a huge part of Bolivian population.

Fecha de recepción: 2 de febrero de 2022
Fecha de aceptación: 18 de abril de 2022
Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

References

1. Andersen, L. (2016, June 13). Does education pay in Bolivia? *Inesad Development Roast*. <https://inesad.edu.bo/developmentroast/2016/06/does-education-pay-in-bolivia/>
2. Bassi, M., Busso, M., Urzua, S. & Vargas, J. (2012) *Disconnected: Skills, Education, and Employment in Latin America*. Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/en/disconnected-skills-education-and-employment-latin-america>
3. Bobba, M., Flabbi, L. & Levy, S. (2018). *Labor Market Search, Informality and Schooling Investments* (IDB Working Paper Series N° 863). <https://publications.iadb.org/publications/english/document/Labor-Market-Search-Informality-and-Schooling-Investments.pdf>
4. Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
5. Card, D. & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746. <https://www.jstor.org/stable/2696477>
6. Cramer, J. S. (2003) *Logit Models from Economics and other Fields*. Cambridge University Press.
7. Glewwe, P. (1992). The Three-Choice Multinomial Probit With Selectivity Corrections. *Econometric Theory*, 8(2), 302-304. <https://www.jstor.org/stable/3532448>
8. Gunther, I. & Launov, A. (2006). *Competitive and Segmented Informal Labor Markets* (IZA Discussion Papers N° 2349). <https://docs.iza.org/dp2349.pdf>
9. Heckman, J., Lochner, L. & Todd, P. (2006). Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond. In E. Hanushek & F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education* (pp. 307-458). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01007-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01007-5)
10. Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161. <https://www.jstor.org/stable/1912352>
11. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research. <https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberbk/minc74-1.htm>

12. Narayanan, A. (2015). Informal employment in India: Voluntary choice or a result of labor market segmentation? *Indian Journal of Labour Economics*, 58(1), 119-167. <https://doi.org/10.1007/s41027-015-0009-9>
13. Solon, G., Haider, S. & Wooldridge, J. (2015). What Are We Weighting For? *Journal of Human Resources*, 50(2), 301-316. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.301>
14. Urquidi, M. (2015). ¿Es suficiente estudiar para lograr un buen trabajo? *Factor Trabajo*. <https://googl/yk4yGM>
15. Vargas, J.P.M. & Garriga, S. (2015). *Explaining inequality and poverty reduction in Bolivia* (IMF Working Papers 15/265). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp15265.pdf>
16. Velasco, D. (2015). Informal Economy in Bolivia: Analysis, Evaluation and Quantification Based on Cash Monetary Effective Demand Approach (period 1994-2014). *Investigación & Desarrollo*, 15(2), 76-89. https://www.upb.edu/sites/default/files/adjuntos/7-I&D215-Velasco-Abs_0.pdf
17. Villarroel, P. & Hernani, W. (2011). *¿La educación todavía paga? La disminución de retornos a la educación en la Bolivia urbana* (Technical report). Fundación ARU.
18. Villarroel, P., Hernani, W. & Eid, A. (2012). *Entrepreneurship and economic mobility. a case of study of Bolivia* (Technical report). Fundación ARU.

Contraste de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J para el caso boliviano durante el periodo 2003-2019

Contrast of the Marshall-Lerner condition and the presence of the J Curve for the Bolivian case during the period 2003 - 2019

*Carlos Bruno Delgadillo Chavarría**

Resumen**

El objetivo del presente estudio es analizar el efecto del movimiento del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones e importaciones para el caso boliviano. Para tal propósito, usando datos del primer trimestre del año 2003 hasta el cuarto trimestre del año 2019, se estiman modelos de vectores autorregresivos con corrección de errores, con la finalidad de contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J. Los resultados encontrados no apoyan el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner ni la presencia de la curva J para el caso boliviano. Por otra parte, se identifica que los bienes exportados que responden positivamente a una depreciación del tipo de cambio real son la

* Magister en Economía de la Universidad Católica Boliviana "San Pablo", consultor independiente en empresas privadas y organizaciones no gubernamentales.
Contacto: carlosdelch89@gmail.com o cbdelgadillo@uc.cl

** Este documento es una versión resumida del trabajo de investigación para optar el grado de magister en economía de la Maestría en Economía de la Universidad Católica Boliviana "San Pablo". Muy agradecido con MSc. Nelson R. Chacón R., PhD. Carlos G. Machicado S. y MSc. Sergio M. Cerezo A. por sus valiosos comentarios, reflexiones y sugerencias para mejorar el presente documento. También con los asistentes y especialmente con el moderador de sala de tesis de maestría, MSc. Joab Valdivia C., en el 14avo Encuentro de Economistas de Bolivia, por sus valiosos comentarios. Asimismo, quedo muy agradecido con el Árbitro Externo de la presente revista académica por sus valiosos comentarios.

madera y el estaño. Y los bienes importados que responden negativamente a una depreciación del tipo de cambio real son los bienes intermedios y materias primas para el sector agrícola, y bienes de capital para la industria y equipos de transporte.

Palabras clave: Condición Marshall-Lerner, curva J, balanza comercial y tipo de cambio real.

Abstract

The aim of this document is to analyze the effect of the movement of the multilateral real exchange rate on exports and imports for the Bolivian case. For this purpose, using data from the first quarter of 2003 to the fourth quarter of 2019, autoregressive vector models are estimated with error correction, in order to calculate price elasticity's of demand for exports and imports for different aggregate and disaggregated categories of goods. This allows us to verify the fulfillment of the Marshall-Lerner condition and the presence of the J curve. The results found support neither the fulfillment of the Marshall-Lerner condition nor the presence of the J curve for the Bolivian case. On the other hand, the exported goods that respond positively to a depreciation of the real exchange rate are wood and tin. While the imported goods that respond negatively to a depreciation of the real exchange rate are intermediate goods and raw materials for the agricultural sector, and capital goods for industry and transport equipment.

Keywords: Marshall-Lerner condition, J curve, trade balance and real exchange rate.

Clasificación/classification JEL: E59, F14, F31

1. Introducción

La economía boliviana se caracteriza por tener un régimen cambiario nominal deslizante del tipo *crawling-peg* desde el tercer trimestre del año 1985 hasta la fecha de realización de este estudio. Desde 1985 hasta el año 2005, la política cambiaria boliviana estaba orientada a la promoción de la competitividad cambiaria, con la finalidad de promover las exportaciones. Este periodo se caracterizó por continuas y graduales depreciaciones nominales de la moneda. A partir del año 2006 hasta octubre del año 2011, la política cambiaria boliviana dio inicio a un periodo de apreciación del tipo de cambio nominal para mitigar la inflación importada. Desde

noviembre del año 2011 hasta el final del año 2019, el tipo de cambio nominal se mantuvo fijo; donde Bs. 6,96 se venden por US\$ 1 dólar estadounidense.

El mantenimiento del tipo de cambio nominal fijo desde finales del año 2011, conjuntamente unos socios comerciales con regímenes de tipo de cambio flexibles que promocionan sus exportaciones, dieron lugar a los movimientos del tipo de cambio real boliviano, donde en la mayoría de los trimestres, desde 2005 hasta 2019, se observa una senda de apreciación del tipo de cambio real boliviano.

Por lo anterior, surge la siguiente interrogante de investigación: ¿cuál es el efecto de un movimiento del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones e importaciones en el corto y largo plazo para el caso de Bolivia, considerando el periodo 2003-2019, y cuáles bienes exportados e importados responden en mayor cuantía?

En ese entendido, la presente investigación contrasta la condición Marshall-Lerner (fenómeno de largo plazo), la presencia de la curva J (fenómeno de corto plazo), y además, lo más novedoso del trabajo, se estiman las elasticidades precio de las demandas de bienes exportados e importados según categorías, agregadas, desagregadas y más específicas. Esto último con la finalidad de que los diseñadores de política económica comercial tomen decisiones más acertadas al respecto de la conveniencia o no de realizar ajustes en el tipo de cambio real vía movimientos del tipo de cambio nominal.

Dadas las características de los datos de series de tiempo, se decidió utilizar un modelo econométrico de series de tiempo denominado “Modelo de Vectores Autorregresivos con Corrección de Errores” (VECM, por sus siglas en inglés).

Entre los resultados más importantes se destaca que no se encontró evidencia empírica que apoye la condición Marshall-Lerner para Bolivia; tampoco se manifiesta empíricamente la presencia de la curva J. Por otro lado, se evidencia empíricamente que la demanda de exportaciones de madera es elástica en relación a movimientos del tipo de cambio real. Asimismo, las demandas de importaciones de bienes intermedios y materias primas relacionadas a las categorías de “combustible y lubricantes” y “agricultura”, así como también las relacionadas a bienes de capital relacionadas a la “Industria” y “Equipos de transporte”, presentan altas elasticidades en relación a movimientos del tipo de cambio real.

El presente documento está dividido de la siguiente manera. Luego de esta introducción se describen los comportamientos de las exportaciones, importaciones y tipo de cambio real multilateral de la economía boliviana. Posteriormente, se exponen los elementos teóricos del enfoque de elasticidades de la balanza comercial. Luego, se da una revisión del estado del arte con estudios a nivel Bolivia al respecto de la temática. En seguida, se describe la metodología econométrica y datos considerados. Posteriormente, se presentan los resultados sobre el contraste del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, la presencia de la curva J y las elasticidades de largo plazo de diferentes categorías agregadas y desagregadas de exportaciones e importaciones. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. Descripción de la balanza comercial boliviana y sus determinantes

De acuerdo a datos del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE), las exportaciones se pueden clasificar en tres categorías: “tradicionales” (gas natural y minerales), “no tradicionales” (soya, madera, castaña, joyería, cuero, azúcar y granos de café, principalmente) y “otras diversas”. Durante el periodo 2003-2019, las exportaciones tradicionales han representado en promedio el 73% del total, de las cuales el 52% corresponde a exportación de gas natural, 15% de zinc, y 10% de plata, entre los más representativos. Por su parte, las exportaciones no tradicionales constituyen el 22% del total, de las cuales la exportación de soya representa el 41%, castaña el 8% y madera el 4%. La mayor representatividad de las exportaciones tradicionales, sumada al hecho de que las exportaciones no tradicionales en su mayoría están compuestas por exportaciones de recursos naturales, denotan que Bolivia posee una estructura productiva poco diversificada y con alta dependencia (Wanderley *et al.*, 2018).

En cuanto a la composición de las exportaciones bolivianas, se clasifican según uso o destino económico (CUODE) y se desagregan en cuatro categorías: “bienes de consumo”, “bienes de capital”, “bienes intermedios y materias primas” y “otros diversos”. Según datos del INE, durante el periodo de estudio, la participación relativa promedio de cada categoría respecto al total de importaciones se da de la siguiente forma: los bienes intermedios y materias primas representan el 49%, de los cuales el 52% son bienes para la industria; los bienes de capital constituyen el 29%, de los cuales el 70% están vinculados a la industria; y los bienes de consumo representan el 22%, de los cuales el 56% son bienes no duraderos (alimentos y prendas de vestir, principalmente). Esta composición denota que los bienes importados son

principalmente un insumo de la industria local, que probablemente produzcan bienes para el mercado local e internacional a precios relativamente bajos, mayormente fortalecidos en momentos en que el tipo de cambio real está apreciado.

Por otra parte, el gráfico 1 muestra el comportamiento del índice normalizado del logaritmo de las exportaciones e importaciones (en bolivianos a precios constantes de 2016). Asimismo, se observa el comportamiento de los índices normalizados del tipo de cambio real multilateral¹ y de los términos de intercambio durante el periodo 2003t1-2019t4.

Se identifica que las exportaciones e importaciones tuvieron una tendencia creciente durante los periodos 2003t1-2014t4 y 2017t3-2019t4, y una tendencia descendente² durante el periodo 2015t1-2017t2. El dinamismo de las exportaciones está mayormente explicado por los incentivos para exploración y explotación de recursos naturales, fomentados por el ascenso de los precios internacionales de hidrocarburos, minerales y alimentos, así como también por la creciente demanda extranjera de los países vecinos, principalmente a través de la suscripción de contratos de gas natural para venta a Brasil y Argentina en los años 1999, 2016 y 2012 (véase más referencias en Jemio, 2008 y Urbasos, 2019).

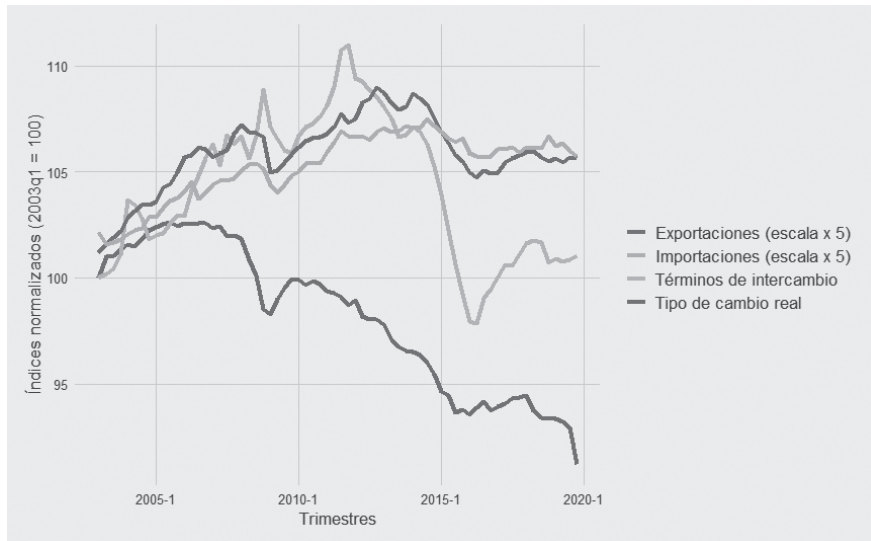
El dinamismo de las importaciones está mayormente explicado por el poder de compra y el crecimiento del sector informal,³ el crecimiento del sector público y privado, el crecimiento económico sostenido, así como la demanda de automóviles, camiones y equipos de construcción, insumos para el sector industrial, carburantes e importación de alimentos (véase más detalles en Jemio, 2013, Muriel, 2015 y Alvarado, 2018).

1 Este índice mide en forma comparada la devaluación e inflación de Bolivia con relación a la devaluación e inflación de sus principales socios comerciales.

2 Es pertinente señalar que la balanza comercial tiene algunos puntos bajos en su comportamiento en los periodos comprendidos entre 2005t1-2006t2 (debido a la incertidumbre que se generó de manera previa y tras la transición de gobierno), 2008t4-2009t4 (debido a la crisis financiera internacional) y 2019t3-2019t4 (debido a la inestabilidad política previa y tras las elecciones de octubre de 2019).

3 El sector informal importa bienes alimenticios, prendas de vestir, electrodomésticos, televisores, equipos de sonido y computadoras. Una parte de estos bienes los importan de manera legal y otra vía contrabando.

Gráfico 1: Comportamiento de las exportaciones, importaciones, índice de tipo de cambio real multilateral e índice de términos de intercambio (2003t1-2019t4)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Bolivia e Instituto Nacional de Estadística
Notas.

El tipo de cambio real multilateral está medido por un índice normalizado (base 2003q1=100).

Los términos de intercambio están medidos por un índice normalizado (base 2003q1=100).

Las exportaciones están medidas en logaritmos naturales.

Las importaciones están medidas en logaritmos naturales.

Las cuatro variables analizadas han sido previamente desestacionalizadas con el programa "X-11-ARIMA-SEAT Seasonal Adjustment Program" en el software R.

En el gráfico 1 también se pueden identificar seis periodos para explicar el comportamiento del tipo de cambio real, mismo que en este caso está representado por el índice de tipo de cambio real multilateral (TCRM);⁴ un ejercicio similar puede encontrarse en Jemio (2015 y 2019). Estos se pueden resumir en tres grandes periodos, marcados por la orientación de los objetivos de la política cambiaria. En el primero, que culmina en el 2006t4, el tipo de cambio real se mueve en una senda de depreciación cambiaria real, pues la política económica boliviana estaba orientada hacia la competitividad cambiaria⁵ favoreciendo las exportaciones (De Sousa y Zeballos, 2015).

4 El índice de TCRM es un indicador que mide la apreciación/depreciación real del tipo de cambio en un país, en relación a los países con los que comercia.

5 La competitividad cambiaria de la economía se mantuvo a través de continuas y graduales depreciaciones nominales de la moneda, en línea con los movimientos cambiarios de los principales socios comerciales, que se traducían hacia depreciaciones reales a fin de mantener un tipo de cambio real constante en relación al tipo de cambio real de los socios comerciales (De Sousa & Zeballos, 2015).

En el segundo periodo, que abarca 2007t1-2010t4, se observa una senda de apreciación del tipo de cambio real, orientada a mitigar la inflación interna, que también favoreció a la remonetización (bolivianización) de la economía (Banco Central de Bolivia, 2009; Franco, 2016). Y posteriormente se produce un periodo de devaluación cambiaria real entre 2009t2 y 2011t1, como consecuencia de la crisis financiera internacional, que dio lugar a una menor entrada de recursos para la economía boliviana, lo que condujo a una menor tasa de inflación y a la apreciación cambiaria real de los principales socios comerciales (Jemio, 2015).

En el último periodo, entre 2011t2 y 2019t4, el tipo de cambio nominal boliviano permaneció fijo desde 2011, así que los movimientos del tipo de cambio real boliviano están principalmente explicados por las políticas de apreciación y devaluación cambiaria nominal de los principales socios comerciales.

Es interesante observar la presencia de una correlación positiva moderada entre los términos de intercambio y la dinámica de las exportaciones e importaciones, denotando que, cuando el índice de términos de intercambio cae, las exportaciones también lo hacen en mayor cuantía que las importaciones. Esto sugiere que el valor de las exportaciones está fuertemente influenciado por sus precios, que son un mayor incentivo que la mejora de las cantidades de exportación. De modo que los ingresos bolivianos por exportaciones son dependientes del movimiento de los precios internacionales y no así de una mejora de su competitividad.

Por último, el gráfico 1 sugiere que, independientemente de los periodos de apreciación o depreciación cambiaria real, las exportaciones e importaciones tendieron a incrementarse y reducirse. Sin embargo, sería un gravísimo error considerar esta sugerencia como evidencia empírica de alguna relación de causalidad, ni siquiera como evidencia de correlación entre el tipo de cambio real y las exportaciones e importaciones, pues las variables consideradas no son estacionarias⁶, a la vez que podrían exhibir relaciones de largo plazo, las mismas que permanecen ocultas a vista del observador. Además, es probable que los movimientos de las exportaciones e importaciones estén influenciados por dinámicas de otros factores, tales como la demanda interna y la demanda externa, así como del ya mencionado tipo de cambio

6 Los resultados de los test de estacionariedad y raíz unitaria que confirman tal afirmación se pueden encontrar en los cuadros 4 y 5 de la sección de anexos.

real y choques coyunturales,⁷ los cuales se asocian con comovimientos tanto en el corto como en el largo plazo.

3. Aspectos teóricos sobre la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial

En esta sección se describen los postulados teóricos que están detrás de la relación dinámica entre el tipo de cambio real y la balanza comercial.

3.1. Enfoque de elasticidad de la balanza comercial

En el largo plazo, el enfoque de elasticidades de la balanza comercial sostiene que la depreciación del tipo de cambio real tiende a mejorar la balanza comercial, siempre y cuando las elasticidades precio de las demandas de exportación e importación sean suficientemente altas; mayores que la unidad conjuntamente. Al cumplimiento de esta condición de largo plazo se lo denomina en la literatura del comercio internacional como “condición Marshall-Lerner”.

3.2. La condición Marshall-Lerner

La condición Marshall-Lerner indica que, en el largo plazo, una depreciación del tipo de cambio real genera una mejora de la balanza comercial, solamente si la suma de las elasticidades precio de las demandas de exportación (ηX_t) e importación (ηM_t) son mayores que la unidad en términos de valor absoluto⁸. Se pueden encontrar las derivaciones matemáticas en los trabajos de Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998) y Bahmani-Oskooee *et al.* (2013).

Detrás del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner se gesta la dinámica entre los efectos precio y volumen de las exportaciones e importaciones, los cuales emergen tras la

7 Algunos ejemplos son los contratos para venta de gas natural, minerales y alimentos (soya y castaña), los choques provocados por las crisis económicas/financieras internacionales y el uso intensivo de minerales o alimentos bolivianos específicos para la fabricación de bienes manufacturados demandados en el mercado internacional.

8 El uso del valor absoluto aplicado a la suma de las elasticidades se justifica debido a que la elasticidad precio demanda de las importaciones es negativa. Si se mantiene en esta forma natural, el efecto de la depreciación/apreciación del tipo de cambio real sobre las exportaciones e importaciones se cancelaría. Poner estas elasticidades en términos absolutos permite ver sobre cuál de las variables, exportaciones o importaciones, se tiene un mayor efecto tras la depreciación/apreciación cambiaria.

depreciación del tipo de cambio real. Cuando ocurre una depreciación del tipo de cambio real, el precio relativo de las importaciones con respecto al precio de los bienes nacionales se encarece en términos de moneda doméstica;⁹ mientras que el precio relativo de las exportaciones con respecto al precio de los bienes en el extranjero se vuelve más barato en términos de moneda extranjera¹⁰ para los residentes de otros países. Por tanto, los residentes locales demandan una menor cantidad de bienes foráneos, dando lugar a un menor volumen de importación; mientras que, ante una mayor demanda externa por los productos, el volumen de exportación se incrementa, pues gran parte de la producción de la economía se vuelca hacia la producción de bienes para exportar (Bustamante y Morales, 2009). De modo que el efecto volumen supera al efecto precio, indicando que el ingreso real por exportaciones es superior al egreso real de las importaciones, mejorando en términos netos la posición de la balanza comercial (Sek y Har, 2014).

3.3. La curva J

Jamilov (2011) sostiene que, a corto plazo, la depreciación del tipo de cambio real da lugar a un deterioro de la posición de la balanza comercial, porque las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones son muy bajas; mientras que, a largo plazo, a medida que el volumen de comercio comienza a responder a la devaluación del tipo de cambio real, se da lugar a una mejor posición de la balanza comercial, debido a que las elasticidades precio de la exportación y la importación son más altas. De modo que, si se grafica el comportamiento temporal de la balanza comercial ante efectos de la devaluación del tipo de cambio real, se encuentra que sigue una forma de “curva J”.

Incluso algunos investigadores como Boyd *et al.* (2001) indican que los movimientos del tipo de cambio real no tendrían ningún efecto o serían muy limitados sobre los precios relativos de exportación e importación, por lo cual no podrían modificar la balanza comercial o lo harían en muy corta medida. Por ejemplo, Bird (2001) insinúa que la devaluación del tipo de cambio real puede dar lugar al incremento de la tasa de inflación importada que, sumado a unos precios relativos de exportación fijos a corto plazo, dan lugar a importaciones más caras y

9 La moneda extranjera se vuelve más cara. Ahora cada unidad de moneda extranjera puede comprar más unidades de moneda local.

10 La moneda local es más barata para los extranjeros. La misma cantidad de moneda extranjera puede ahora comprar más unidades de moneda local.

a exportaciones más baratas, lo cual se traduce en un deterioro notorio de la balanza comercial a corto plazo; tal dinámica se mantendría a largo plazo¹¹.

En el corto plazo, es posible que la depreciación del tipo de cambio real en un inicio de lugar a un deterioro de la balanza comercial. Esto sucede porque el efecto precio actúa antes que el efecto volumen en el corto plazo, debido a que la devaluación del tipo de cambio real solamente modifica los precios relativos de exportación e importación. Sin embargo, los volúmenes de exportación e importación no se modifican porque existen factores poco flexibles, como contratos contraídos en momentos previos a la devaluación, o porque hay desconocimiento de nuevos canales de distribución de los productos y restricciones temporales que entrañan la ampliación de la capacidad instalada de la economía. Por tanto, en términos netos el ingreso real de las exportaciones es inferior al egreso real de las importaciones, dando lugar a un déficit comercial en el corto plazo (Bustamante y Morales, 2009; Jamilov, 2011).

Otra razón por la cual el tipo de cambio real no mejoraría la situación de la balanza comercial en el largo plazo es la que sostienen Bustos y Aguilar (2017) y Banegas-Rivero (2016). Ellos señalan que la estructura de exportaciones de un país puede estar en su mayoría compuesta por recursos naturales, los mismos que no responden a variaciones del tipo de cambio real sino más bien a contratos previamente estipulados en función de los movimientos de sus precios internacionales.

Dornbusch (1993) insinúa que el déficit en la balanza comercial se corregirá a través de un movimiento contractivo de la política fiscal y de una devaluación del tipo de cambio real. La efectividad de la depreciación del tipo de cambio real dependerá de la reorientación de la demanda agregada en la dirección correcta (reorientar la demanda por productos locales en lugar de extranjeros), de la capacidad de la economía nacional para satisfacer la demanda extranjera a través de una mayor oferta y de que el efecto traspaso (*pass-through effect*¹²) de la devaluación nominal hacia la tasa de inflación sea reducida.

11 La depreciación del tipo de cambio real, a criterio del investigador, funciona mejor con un régimen de tipo de cambio flexible; aunque no es una solución ideal, pues las elasticidades de demanda de exportación e importación pueden ser relativamente bajas.

12 El efecto *pass-through* se atribuye a la elasticidad de traspaso de un movimiento del tipo de cambio nominal en relación directa a un movimiento de la tasa de inflación.

4. Revisión de literatura

Una revisión exhaustiva sobre el contraste empírico de la condición Marshall-Lerner se puede encontrar en Bahmani-Oskooee *et al.* (2013), mientras que una síntesis sobre la contrastación empírica de la presencia de la curva J es presentada por autores como Bahmani-Oskooee y Ratha (2004) y Bahmani-Oskooee y Hegerty (2010). En esta oportunidad se resaltan algunos trabajos que reflejan evidencia empírica para el caso de Bolivia.

4.1. Hallazgos empíricos del caso boliviano

A continuación, en el Cuadro 1, se presentan los principales hallazgos de distintos estudios de investigación para el caso boliviano al respecto del contraste del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la curva J.

Los estudios citados arrojan diversos resultados sobre el efecto de la depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial, tanto a corto como a largo plazo. La heterogeneidad de los hallazgos se asocia a diferentes periodos muestrales que se asocian con contextos de aplicación de regímenes cambiarios fijos o un poco más flexibles, la frecuencia de los datos de series de tiempo, el tamaño de la muestra de series de tiempo y los indicadores utilizados para operacionalizar las variables de interés: balanza comercial, exportaciones, importaciones, tipo de cambio real, demanda interna y demanda externa. Estas conjeturas son válidas tanto para estudios internacionales como para estudios del caso boliviano.

En el caso concreto del contraste empírico del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para el caso boliviano, los resultados empíricos son diversos. Por ejemplo, Loza (2000) y Hernández *et al.* (2012) encuentran evidencia del cumplimiento de la condición M-L. Por otra parte, los estudios de Bustos y Aguilar (2017), Banegas-Rivero (2016) y Arandia y Laura (2018), que usan datos trimestrales del periodo 2000 a 2014 y distintas metodologías de cointegración, no encuentran evidencia empírica que apoye la condición M-L.

Es oportuno notar que la condición Marshall-Lerner en Bolivia se cumple cuando en el análisis econométrico se introducen una mayoría de datos de series de tiempo en frecuencia trimestral del periodo 1990q1-2005q4, los cuales se asocian con un régimen de tipo de cambio nominal *crawling peg*, cuyo objetivo era mantener la competitividad de las exportaciones a

través de minidevaluaciones. Por el contrario, la condición Marshall-Lerner no se cumple cuando en el análisis econométrico se usan series de tiempo del periodo 2006-2014, los cuales también se asocian con un régimen de tipo de cambio nominal del tipo *crawling peg*, pero que a partir del año 2012 se parece más a un régimen de tipo de cambio fijo. Durante este último periodo, el régimen de tipo de cambio contribuyó a mitigar la inflación y a generar incentivos para la re monetización de la economía. Este periodo también se caracteriza por presentar un superávit en la balanza comercial en la mayoría de los años. A partir de estos hechos, se deduce que, aunque de forma parcial, la inclusión de datos de series de un periodo o de otro sí tiene efectos sobre el resultado del cumplimiento de la condición M-L; este aspecto debe ser tomado en cuenta en futuras investigaciones sobre la temática.

Otros aspectos que se deben considerar a la hora de realizar el contraste empírico del cumplimiento de la condición M-L para el caso boliviano son los siguientes: 1) se debe contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J en periodos de déficit comercial 2) a excepción del trabajo de Hernández *et al.* (2012) y Arandía y Laura (2018), el resto de estudios no han indagado en la estimación de la presencia de la curva J, 3) es necesario estudiar esta temática a partir de datos desagregados de importaciones y exportaciones, con la finalidad de conocer la cuantía promedio de los movimientos del tipo de cambio real sobre los diferentes bienes.

En ese sentido, lo novedoso del presente estudio es contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J considerando en su muestra de estudio datos correspondientes a un periodo de déficit en balanza comercial, correspondientes a 20 trimestres de un total de 68 trimestres que cubren el periodo (2003t1-2019t4). Asimismo, se estiman las elasticidades precio de la demanda de exportación e importación de largo plazo de diferentes partidas desagregadas y de bienes específicos.

Cuadro 1
Resumen del contraste de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J para el caso boliviano

Investigador	Variables endógenas	Muestra	Metodología	Elasticidad demanda de exportaciones	Elasticidad demanda de importaciones	Resultado
Loza (2000)	Logaritmo natural de las exportaciones/importaciones del índice de tipo de cambio real efectivo, de las importaciones de países de América Latina, de países industrializados y del índice de actividad económica	Datos trimestrales 1990:1-1999:4	VECM	0,745**	-0,28*	Se cumple la condición M-L.
Hernández <i>et al.</i> (2012)	Logaritmo natural de la balanza comercial (ratio exportaciones/importaciones), del tipo de cambio real multilateral, del PIB foráneo y del PIB doméstico.	Datos trimestrales 1992:1-2011:4	VECM	1,78**		Se cumple la condición M-L, pero no se observa curva J
Banegas-Rivero (2016)	Logaritmo natural de exportaciones e importaciones, del tipo de cambio real multilateral, del índice de demanda externa y del índice de demanda interna	Datos trimestrales 2000:1-2014:4.	VECM	0,48**	-0,28	No se cumple la condición M-L.
Bustos y Aguilar (2017)	Logaritmo natural de las exportaciones sin gas natural, de las importaciones sin diésel, del índice del tipo de cambio real multilateral, del índice de crecimiento económico de los 15 principales socios comerciales y del PIB doméstico.	Datos trimestrales 2003:1-2014:4	Engle-Granger	0,28	-0,43**	No se cumple la condición M-L.
Bustos y Aguilar (2017)		Datos trimestrales 2003:1-2014:4	VECM	0,61*	-0,32***	No se cumple la condición M-L.
Bustos y Aguilar (2017)		Datos trimestrales 2003:1-2014:4	ARDL	0,02	-0,53***	No se cumple la condición M-L.

Investigador	Variables endógenas	Muestra	Metodología	Elasticidad demanda de exportaciones	Elasticidad demanda de importaciones	Resultado
Arandia y Laura (2018)	Logaritmo natural de las exportaciones reales, importaciones reales, del índice de tipo de cambio real multilateral, PIB de los principales socios comerciales y PIB de Bolivia.	Datos trimestrales 2000:1-2017:4	FMOLS	0,66***	-0,29	No se cumple la condición M-L.
Arandia y Laura (2018)		Datos trimestrales 2000:1-2017:4	VECM	0,56***	-0,24**	No se cumple la condición M-L.
Arandia y Laura (2018)		Datos trimestrales 2000:1-2017:4	ARDL	0,60***	-0,29	No se cumple la condición M-L.
Arandia y Laura (2018)		Datos trimestrales 2000:1-2017:4	VECM	0,006		No se observa la presencia de la curva J.

Fuente: Elaboración propia, con base en los documentos citados.
 Nota: ARDL: "Autoregressive Distributed Lag", FMOLS: "Fully Modified Ordinary Least Square", VEC: "Vector Error Correction".

5. Metodología

En esta sección se describen las características de los modelos econométricos multivariados de series de tiempo usados para contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J para el caso boliviano durante el periodo 2003t1 a 2019t4.

5.1. Descripción de variables, indicadores y fuentes de información

Las variables, indicadores y fuentes de información se describen en el Cuadro 2. Los datos recolectados tienen frecuencia trimestral que cubre el periodo de 2003t1 hasta el 2019t4¹³.

Cuadro 2
Variables, indicadores y fuentes de información

Variable	Indicador	Fuente de información
Valor de exportaciones	Logaritmo natural de las exportaciones totales expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	Banco Central de Bolivia (BCB)
	Logaritmo natural de las exportaciones tradicionales expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de las exportaciones no tradicionales expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de la exportación de gas natural expresada en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de la exportación de soya, madera, castaña expresada en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de la exportación de oro, plata, zinc y estaño, cada uno por separado, expresado en bolivianos a precios constantes de 2006	
Valor de importaciones	Logaritmo natural de las importaciones totales expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	Banco Central de Bolivia (BCB)
	Logaritmo natural de las importaciones en bienes de consumo expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de las importaciones en bienes de capital expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de las importaciones en bienes intermedios y materias primas expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	

13 Los cuales han sido desestacionalizados mediante ARIMA-X11-SEATS, disponible en el software R.

Variable	Indicador	Fuente de información
	Logaritmo natural de las importaciones en bienes intermedios y materias primas de agricultura, industria y combustibles, cada una por separado, expresadas en bolivianos a precios constantes de 2006	
	Logaritmo natural de las importaciones en bienes de capital de industria y equipos de transporte, cada una por separado, expresado en bolivianos a precios constantes de 2006	
Tipo de cambio real	Logaritmo natural del índice de tipo de cambio real multilateral	
Demanda interna	Logaritmo natural del PIB expresado en bolivianos a precios constantes del año 2006 (para este indicador no se consideran exportaciones e importaciones)	
Demanda externa	Logaritmo natural del índice del producto interno bruto de los principales socios comerciales (47 socios comerciales)	OECD
Variables dicotómicas temporales (h_t)	2005t1, 2006t1, 2006t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2015t4, 2016t1, 2016t2 y 2019t4.	Construcción propia

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB y OECD.

5.2. Especificación de modelos econométricos

Se estimó el modelo de vectores autorregresivos con términos de corrección de errores (VECM), porque se identificó que las series de tiempo consideradas en los diferentes modelos presentan relaciones de cointegración¹⁴ y son integradas del mismo orden, lo cual permite vislumbrar las relaciones de corto y largo plazo. Tómese en cuenta que un modelo VECM es en esencia un modelo de vectores autorregresivos (VAR) que permite visualizar la dinámica de corto plazo, que además incorpora un término de corrección de errores para capturar la dinámica de largo plazo (cointegración). Además, el término de corrección de errores presenta una estructura propia que debe ser contrastada e identificada a través de la prueba de cointegración de Johansen (1988). Por tanto, se podrá contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J de la balanza comercial, durante el periodo 2003q1 hasta 2019q4 para el caso boliviano. Asimismo, se estiman las elasticidades

14 La cointegración es un concepto meramente estadístico. Se dice que existe cointegración "si un conjunto de series de tiempo con el mismo orden de integración, digamos $I(1)$, da lugar a una combinación lineal de las mismas con un orden de integración $I(0)$ " (Lütkepohl, 2005; Ouliaris *et al.*, 2018).

precio de la demanda de exportaciones e importaciones de largo plazo para categorías agregadas y específicas de bienes.

5.2.1. Especificación de modelos para contrastar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner

Siguiendo la terminología de Lütkepohl (2005) y Ouliaris *et al.* (2018), la función de demanda de exportaciones en términos del modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores (VECM) se define como en la ecuación 1:

$$\Delta y_t = \alpha \left[\beta' : \eta' \right] \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ D_{T-1}^{CO} \end{bmatrix} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + h_t + \mu_t = \Pi^+ y_{t-1}^+ + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + h_t + \mu_t \quad (1)$$

Donde y_t está compuesto por las siguientes variables endógenas: logaritmos de exportaciones totales a precios constantes de 2006 (X_t), logaritmo natural del tipo de cambio real multilateral ($TCRM_t$), logaritmo del índice de demanda externa con 47 socios comerciales (IDE_t). Todas las variables han sido desestacionalizadas mediante ARIMA-X11-SEATS.

h_t : vector de variables dicotómicas temporales asociadas a cada uno de los siguientes periodos por separado: 2005t1, 2006t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t4, 2016t1, 2016t2 y 2019t4.

α : Coeficiente del término de corrección de errores. Indican que tan rápido las observaciones que se desvían vuelven a la relación promedio de largo plazo.

β : Vector de coeficientes de cointegración, son elasticidades transpuestas (parámetros) de largo plazo. Estas deben convertirse en β , para representar elasticidades no transpuestas de largo plazo.

$y_t^+ = \begin{bmatrix} y_t \\ D_t^{CO} \end{bmatrix}$ es un proceso de dimensión K , $rk(\pi) = r$ con $0 < r^{15} < K$ así que $\Pi^+ := \alpha \left[\beta' : \eta' \right] = \alpha \beta^+$, donde α y β son matrices ($K * r$) con $rk(\alpha) = rk(\beta) = r$.

15 r es el número de relaciones de cointegración.

Además, Γ_j ($j=1, \dots, p-1$) son $(K \times K)$ matrices del parámetro y $\mu_t \sim (0, \Sigma \mu)$ son los errores ruido blanco. También, se asume que y_t tiene un proceso de integración de 1, es decir, $I(1)$. Finalmente, D_t^{CO} contiene todos los términos determinísticos que están presentes en las relaciones de cointegración, D_t contiene todos los restantes términos determinísticos, η y C son las matrices de parámetros correspondientes.

Entre los resultados esperados de la estimación del modelo VECM especificado en la ecuación (1), es deseable que el coeficiente de regresión de largo plazo β_j asociado a $TCRM_t$ presente signo positivo y sea estadísticamente significativo. Este resultado sugeriría que una depreciación del tipo de cambio real multilateral da lugar a un incremento de las exportaciones en el largo plazo para el caso boliviano.

La función de demanda de importaciones en términos del modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores se estima de la misma forma que en la ecuación 1, donde lo que cambia es el vector de variables dependientes y el vector de variables dicotómicas temporales fijas.

De modo que este modelo y_t está compuesto por las siguientes variables: el logaritmo natural de las importaciones totales a precios constantes de 2006 (M_t), el logaritmo natural del tipo de cambio real multilateral ($TCRM_t$) y el logaritmo del producto interno bruto (DI_t). Todas las variables han sido desestacionalizadas mediante X-13-ARIMA SEATS.

Asimismo, h_t es el vector de variables dicotómicas temporales asociadas a cada uno de los siguientes periodos por separado: 2005tq1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t3, 2015t4, 2016t1 2016t2 y 2009t4.

Entre los resultados esperados de la estimación del modelo VECM especificado para la función de importación, se espera encontrar que el coeficiente de regresión de largo plazo $\delta_j \beta \delta$ asociado a $TCRM_t$ presente signo negativo y sea estadísticamente significativo. Este hallazgo sugeriría que la depreciación del tipo de cambio real multilateral da lugar a una disminución de las importaciones en el largo plazo.

Una vez estimadas las funciones de demanda de exportaciones e importaciones a través de los modelos VECM especificados según la ecuación 1, se procede a contrastar el

cumplimiento de la condición Marshall-Lerner. Tal condición se cumple si $|\beta_j| + |\delta_j| \geq 1$, lo cual estaría sugiriendo que una depreciación del tipo de cambio real multilateral da lugar a un incremento de las exportaciones y a una disminución de las importaciones en el largo plazo, lo que a su vez implicaría una mejora de la posición de la balanza comercial en el largo plazo.

Por último, utilizando el modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores especificado en la ecuación (1), también se estima el efecto de los movimientos del tipo de cambio real multilateral sobre los movimientos de las exportaciones tradicionales, no tradicionales y de bienes específicos como gas natural, soya, madera, castaña, y los cuatro principales minerales (oro, plata, estaño y zinc), manteniendo constante la demanda extranjera (*ceteris paribus*). Por otra parte, se observa el efecto de una depreciación del tipo de cambio real sobre las importaciones en bienes de consumo, bienes de capital, bienes intermedios y materias primas, así como categorías más específicas como las importaciones de bienes intermedios y materias primas para agricultura, industria, combustibles y lubricantes, y bienes de capital para industria y equipos de transporte.

5.2.2. Especificación de modelos para contrastar la presencia de la curva J

La presencia de la curva J se contrasta a partir de las funciones impulso-respuesta de un modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores, que es de la forma de la ecuación (1), donde lo que cambia son las variables endógenas usadas.

En este caso, y_t está compuesto por: logaritmo natural del ratio de exportaciones totales en miles de bolivianos a precios constantes de 2006 sobre importaciones totales en miles de bolivianos a precios constantes de 2006, logaritmo natural del tipo de cambio real multilateral ($TCRM_t$), logaritmo del índice de demanda externa con 47 socios comerciales (IDE_t) y logaritmo natural del producto interno bruto. La variable h_t , que es el vector de variables dicotómicas temporales, contiene cada uno de los siguientes periodos por separado: 2005t1, 2006t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2009t4, 2015t4, 2016t1 y 2019t4.

Luego se estima la respuesta a lo largo del tiempo de la balanza comercial ante un impulso (un *shock*) positivo (depreciación) del tipo de cambio real multilateral. Por ejemplo, se observa la presencia de la curva J si la depreciación del tipo de cambio real multilateral da lugar a un

deterioro inicial de la balanza comercial en los dos primeros trimestres, para luego derivar en una mejora en el tercer trimestre, que finalmente vuelve a su tendencia de largo plazo en el cuarto, quinto y posteriores trimestres.

6. Resultados

Los resultados de los contrastes de raíz unitaria y estacionariedad según la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS), aplicados a las series de tiempo en niveles y en primeras diferencias, se hallan en el Cuadro 8 del anexo. Las pruebas identificaron que las series de tiempo consideradas en niveles presentan raíces unitarias y son no estacionarias. Asimismo, estas pruebas sugieren que las series de tiempo en primeras diferencias no presentan raíces unitarias y son estacionarias.

Seguidamente, se identifican periodos de bajones (caídas) pronunciados en el comportamiento de la mayoría de las series de tiempo consideradas. Se observa cuatro periodos de bajones en la mayoría de las series de tiempo. El primero hace referencia al periodo de inestabilidad política entre 2005t1-2006t2. El segundo periodo cubre 2008t2-2009t3 y se asocia a la crisis financiera internacional. El tercer periodo refleja la caída pronunciada de los precios internacionales del gas natural, minerales y alimentos durante 2015t4-2016t3. El cuarto periodo está entre 2019t3-2019t4 y hace referencia a una temporada de inestabilidad política.

Para lograr capturar estos periodos de bajones pronunciados, se crearon variables dicotómicas temporales fijas para cada trimestre del análisis. Estas variables son utilizadas en los análisis posteriores inherentes a la estimación del modelo VECM.

La prueba de cointegración de Johansen sugiere que los modelos VEC sean estimados con un término de cointegración y que la estructura de los mismos sea lineal con intercepto y tendencia, según sea el caso. Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen de máximos autovalores se encuentran detallados en el Cuadro 9 del anexo.

La evidencia empírica de las pruebas de bondad de ajuste sugiere que ninguno de los modelos estimados presenta autocorrelación serial según la prueba Portmanteau. Asimismo, según la prueba ARCH de Engle para residuos heterocedásticos, se rechaza la presencia

de heterocedasticidad en los residuos. Por último, mediante la prueba de normalidad JB multivariante se rechaza la presencia de no normalidad multivariante. Los resultados de estas pruebas pueden consultarse en los Cuadros 10, 11 y 12 de la sección de anexos.

6.1. Resultados del contraste de la presencia de la curva J

Los resultados de las pruebas necesarias para estimar la ecuación 1, así como los diagnósticos de bondad de ajuste, son descritos en los cuadros de anexos, bajo el denominativo de modelo 08.

La estimación del modelo VEC sugiere que el término de corrección de errores da como resultado la siguiente ecuación:

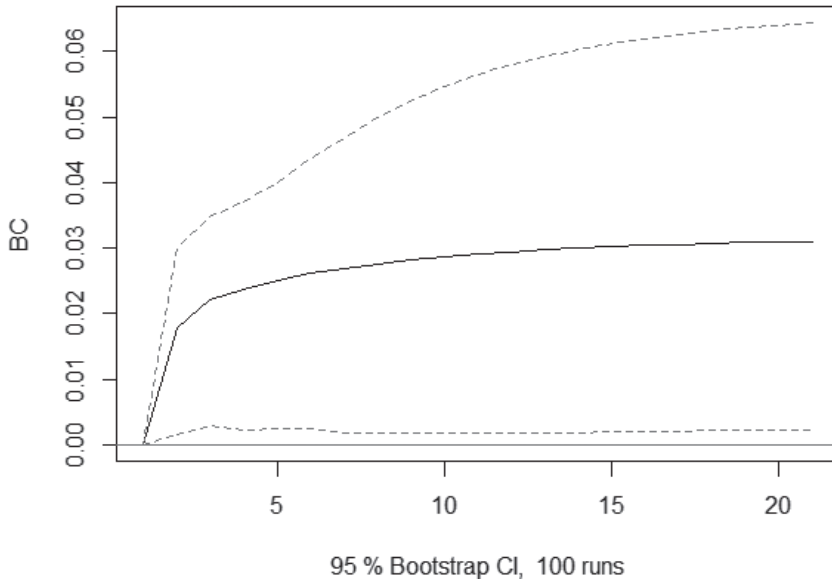
$$\widehat{BC}_t = 0.49 * \widehat{TCRM}_t - 0.39 * \widehat{PIB}_t + 0.75 * \widehat{IDE}_t + 0.51 * \widehat{ITI}_t \quad (2)$$

(2.88) (-0.49) (4.68) (3.46)

Donde los estadísticos t están entre paréntesis. Los coeficientes del tipo de cambio real multilateral, índice de demanda extranjera e índice de términos de intercambio son estadísticamente significativos al 1%.

En el gráfico 2 se presenta la función impulso-respuesta del cambio de la balanza comercial ante variaciones del tipo de cambio real multilateral. Se observa que la curva J no se haría presente para el caso boliviano. De hecho, la depreciación del tipo de cambio real multilateral daría lugar a una mejora de la balanza comercial que duraría entre 1 y 3 meses, y posteriormente este efecto desaparecería.

Gráfico 2: Contraste de la presencia de la curva J a partir de funciones impulso-respuesta del tipo de cambio real sobre la balanza comercial
Shock del TCRM sobre la balanza comercial



Fuente: Elaboración propia, analizando datos en R.

6.2. Resultados del contraste de la condición Marshall-Lerner

Las estimaciones sugieren que, una depreciación del tipo de cambio real multilateral del 1% da lugar a un aumento de las exportaciones totales en 0.39% en el largo plazo; este resultado es estadísticamente significativo al 1% (Cuadro 3). Además, se encuentra que una depreciación del tipo de cambio real multilateral del 1% da lugar a una disminución de las importaciones totales en 0.56% en el largo plazo; este resultado es estadísticamente significativo al 5% (Cuadro 3).

En el Cuadro 3 se presentan las elasticidades precio de demanda de exportaciones e importaciones de largo plazo, las cuales permiten contrastar la condición Marshall-Lerner. En su forma más básica, el contraste de la condición Marshall-Lerner se halla sumando las elasticidades mencionadas de las exportaciones e importaciones totales. Realizando este ejercicio se encuentra que la condición Marshall-Lerner no se cumple, pues tal suma no es

superior a la unidad ($|0.39| + |-0.56| = 0.95 < 1$), sugiriendo que una depreciación del tipo de cambio real multilateral todavía no mejoraría la balanza comercial en el largo plazo en el caso boliviano. Los resultados encontrados están en línea con los hallazgos de Bustos y Aguilar (2017) y Arandia y Laura (2018); aunque expresan una magnitud más alta en la suma de elasticidades.

Cuadro 3
Contraste del cumplimiento de la Condición Marshall-Lerner

Variables	Exportación total		Exportación no tradicional		Importación total		Importación en bienes de consumo		Importación en bienes de capital		Importación en bienes intermedios y materias primas		Cumplimiento de la condición Marshall-Lerner
	Coef.	Pond.	Coef.	Pond.	Coef.	Pond.	Coef.	Pond.	Coef.	Pond.	Coef.	Pond.	
Tipo de cambio real multilateral	0.39	1			0.56	1							0.95
			0.80	0.22	0.56	1							0.74
			0.80	0.22			0.8	0.22	0.76	0.29	0.43	0.49	0.78

Fuente: Elaboración propia con estimaciones propias del modelo VEC.

Nota: El contraste del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para considerar la importancia relativa de los bienes exportados e importados por categorías específicas se calcula multiplicando la elasticidad precio de demanda de exportaciones/importaciones por su respectivo peso relativo promedio respecto al total durante 2003f1-2019f4.

Entre otros resultados interesantes, también se encuentra que la condición Marshall-Lerner no se cumple si solamente se suman las elasticidades de las exportaciones no tradicionales ponderadas por su participación promedio en el total de exportaciones más las elasticidades de las importaciones totales o diferentes versiones de importaciones también ponderadas por su participación promedio relativa con la importación total. Estas sumas se encuentran entre 0.74 y 0.78 (véase el Cuadro 3).

6.3. Resultados de elasticidades de la demanda de exportaciones e importaciones desagregados por actividad industrial

En los Cuadros 4 y 5 se observan las elasticidades precio demanda de exportaciones e importaciones para diferentes categorías desagregadas de bienes. Entre los resultados desagregados por tipo de exportaciones se encuentra que una depreciación del 1% del tipo de cambio real multilateral da lugar a un incremento de las exportaciones no tradicionales del 0.59%; este resultado es estadísticamente significativo al 5%. La estimación señala

que estos bienes son cuasi-elásticos, lo que quizá se deba a una pérdida de competitividad acumulada, posiblemente producto de mantener un tipo de cambio nominal fijo durante un periodo prolongado de tiempo (2011-2019) y a las restricciones a la exportación impuestas a algunos bienes no tradicionales, como azúcar y soya en grano. Ambas medidas posiblemente desincentivaron los ingresos vía exportaciones por competitividad cambiaria.

Cuadro 4
Elasticidades precio de la demanda de exportaciones con relación al tipo de cambio real multilateral y la demanda extranjera

Variables	Tipo de cambio real multilateral			Demanda extranjera			Velocidad de ajuste del modelo		Rezago
	Coef.	Error std.	t-est.	Coef.	Error std.	t-est.	Veloc.	t-est.	
Exportaciones totales	0.39***	0.07	5.84	1.76***	0.44	4.01	-0.03**	2.90	2
Exportaciones tradicionales	0.14***	0.03	4.95	1.93***	0.49	3.93	-0.02*	2.40	2
Exportaciones no tradicionales	0.59**	0.20	2.77	1.22***	0.28	4.35	-0.02*	2.1	2

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OCDE, procesados en el software R.

Nota. * nivel de significancia al 10%, ** nivel de significancia al 5% y *** nivel de significancia al 1%.

En cuanto a las exportaciones tradicionales, se encuentra que una depreciación del tipo de cambio real multilateral del 1% se traduciría en un incremento de las exportaciones tradicionales del 0.14%. Este resultado es estadísticamente significativo al 1%; sin embargo, su magnitud es baja, sugiriendo que estas exportaciones responden en menor cuantía a los movimientos del tipo de cambio real multilateral. Esto posiblemente se deba a que los productos tradicionales de exportación bolivianos, hidrocarburos y minerales, se exportan en función de la suscripción de contratos previamente establecidos.

Entre los resultados desagregados por tipo de importaciones se halla que, un incremento del 1% del tipo de cambio real multilateral da lugar a una disminución de las importaciones de bienes de consumo del 0.80%, una reducción de las importaciones de bienes de capital del 0.76% y una rebaja de las importaciones de bienes intermedios y materias primas del 0.43%. Los coeficientes son estadísticamente significativos al 5% y 10%. Estos resultados sugieren que los diferentes tipos de importaciones son cuasi elásticos a los movimientos del tipo de cambio real multilateral; las magnitudes encontradas en los coeficientes estimados son considerables.

Cuadro 5
Elasticidades precio de la demanda de importaciones con relación
al tipo de cambio real multilateral y la demanda interna

Variables	Tipo de cambio real multilateral			Demanda interna			Velocidad de ajuste del modelo		Rezago
	Coef.	Error std.	t-est.	Coef.	Error std.	t-est.	Veloc.	t-est.	
Importaciones totales	-0.56**	0.21	2.70	0.60***	0.15	4.13	-0.04**	-2.70	2
Importaciones en bienes de consumo	-0.80***	0.21	3.62	0.58*	0.27	2.14	-0.04*	2.32	2
Importaciones en bienes de capital	-0.76*	0.31	2.38	0.59**	0.21	2.70	0.05***	3.03	3
Importaciones de bienes intermedios y materias primas	-0.43***	0.11	4.04	0.54***	0.15	3.67	0.04*	2.37	2

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OCDE, procesados en el software R.

Nota. * nivel de significancia al 10%, ** nivel de significancia al 5% y *** nivel de significancia al 1%.

En todas las estimaciones los coeficientes de regresión asociados a la demanda externa –medida por el logaritmo natural del índice de demanda extranjera– presentan signo positivo y son estadísticamente significativos al 1%. Por otra parte, los coeficientes de regresión asociados a la demanda interna –medida por el logaritmo natural del producto interno bruto– presentan signo positivo y son estadísticamente significativos al 1% y 10%. Tanto los movimientos de la demanda externa como la demanda interna son factores relevantes para explicar el comportamiento de las exportaciones e importaciones en el caso boliviano, y sugieren una relación positiva.

6.4. Resultados de elasticidades de la demanda de exportaciones e importaciones de bienes específicos

En el Cuadro 6 se presenta un resumen de las elasticidades de largo plazo de los movimientos de las exportaciones de bienes específicos con respecto al tipo de cambio real multilateral y la demanda externa.

Es probable que la elasticidad precio de la demanda de exportación de la soya sea baja (0.18), debido a que este sector perdió competitividad por el tipo de cambio nominal fijo y por la senda de apreciación del tipo de cambio real, así como también a las disposiciones de cupos de exportación¹⁶ para garantizar el abastecimiento del mercado interno, lo cual genera bajos incentivos a exportar y generar ingresos por competitividad cambiaria. Asimismo, las estimaciones muestran que la exportación de este producto responde en mayor cuantía a la demanda externa.

Cuadro 6
Elasticidades precio de la demanda de exportaciones por tipo de bienes con relación al tipo de cambio real multilateral y la demanda extranjera

Variables	Tipo de cambio real multilateral			Demanda extranjera			Velocidad de ajuste del modelo	Rezago
	Coef.	Error std.	t-est.	Coef.	Error std.	t-est.	Veloc.	
Exportación de soya	0.18*	0.1	1.80	1.43***	0.34	4.12	-0.01*	2
Exportación de madera	1.11**	0.48	2.29	0.7***	0.19	3.64	-0.02*	2
Exportación de gas natural	0.31***	0.06	5.15	1.62***	0.37	4.36	-0.02*	2
Exportación de oro	-0.38	0.22	-1.66	2.26*	1.10	2.05	-0.03**	2
Exportación de plata	-0.41***	0.13	-3.27	1.95***	0.63	3.71	-0.01*	2
Exportación de zinc	-0.20	0.27	-0.73	1.83***	0.35	5.26	-0.02*	2
Exportación de estaño	0.47***	0.12	3.96	0.96***	0.24	4.01	-0.02*	2

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OCDE, procesados en el software R.

Nota: * nivel de significancia al 10%, ** nivel de significancia al 5% y *** nivel de significancia al 1%.

La elasticidad precio de la demanda de la exportación de madera es bastante alta (1.11), sugiriendo que periodos de depreciación cambiaria del tipo de cambio real dotan de ingresos por competitividad cambiaria a este sector. Sin embargo, este resultado también es alarmante, pues si se mantiene la senda de apreciación cambiaria real, las pérdidas serán considerables.

¹⁶ Es probable que una situación similar se aprecie en las exportaciones de habas (porotos, frijoles y frejoles), que también son afectados por las disposiciones del D.S. N° 1514 y posteriores modificaciones.

El hecho de que las elasticidades precio de exportación del gas natural (0.31) y estaño (0.47) sean bajas y que las elasticidades del oro y zinc sean estadísticamente no significativas, no es sorprendente, pues sus movimientos de exportación están en función de contratos previamente establecidos y de movimientos de la demanda externa.

Las elasticidades de largo plazo asociadas a la demanda externa sugieren que los movimientos de esta variable explican en mayor cuantía los movimientos de las exportaciones de los diferentes tipos de bienes analizados, en comparación con los movimientos del tipo de cambio real multilateral.

En el Cuadro 7 se presenta un resumen de las elasticidades de largo plazo de los movimientos de las importaciones de bienes específicos¹⁷ con respecto al tipo de cambio real multilateral y la demanda interna.

Cuadro 7
Elasticidades precio de la demanda de importaciones por tipo de bienes con relación al tipo de cambio real multilateral y la demanda interna

Variables	Tipo de cambio real multilateral			Demanda interna			Velocidad de ajuste del modelo	Rezago
	Coef.	Error std.	t-est.	Coef.	Error std.	t-est.	Veloc.	
Importación de bienes intermedios y materias primas para agricultura	-0.51**	0.20	-2.52	0.44*	0.22	1.96	-0.03*	2
Importación de bienes intermedios y materias primas para industria	-0.10	0.09	-1.05	0.43***	0.13	3.30	-0.08**	2
Importación de bienes intermedios y materias primas combustibles y lubricantes	-1.19**	0.41	-2.89	0.63***	0.19	3.39	-0.02*	2
Importación de bienes de capital para la industria	-0.88*	0.43	-2.04	0.60***	0.18	3.33	-0.04*	2
Importación de bienes de capital – Equipos de transporte	-0.56***	0.18	-3.13	0.47***	0.10	4.56	-0.01	2

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OCDE, procesados en el software R.

Nota. * nivel de significancia al 10%, ** nivel de significancia al 5% y *** nivel de significancia al 1%.

¹⁷ Se han seleccionado bienes de grupos de importaciones relacionados con el sector manufacturero e industrial.

Las importaciones de bienes de bienes intermedios y materias primas para combustibles y lubricantes presentan una alta elasticidad precio de la demanda de importaciones (-1.19), seguida de una cuasi-elasticidad para la importación de bienes de capital para la industria (-0.88). Las elasticidades precio de importación de bienes intermedios y materias primas para la agricultura y bienes de capital para equipos de transporte presentan elasticidades moderadas.

Las elasticidades precio de la demanda de importaciones de los bienes intermedios y materias primas de combustibles y lubricantes, así como de los bienes de capital para la industria, son altamente afectadas de forma negativa por una depreciación del tipo de cambio real. Esto podría inducir a un decrecimiento económico, pues este tipo de bienes son insumos de las empresas que comercian localmente y que exportan.

Es interesante notar que los coeficientes de las elasticidades precio de las importaciones de los bienes mencionados con respecto a la demanda interna son positivos y estadísticamente significativos, pero expresan menor cuantía que las elasticidades asociadas al tipo de cambio real multilateral. Esto sugiere que una depreciación del tipo de cambio real reduciría de forma efectiva las importaciones mencionadas.

7. Conclusiones

El régimen cambiario boliviano se caracteriza por un esquema del tipo *crawling-peg*, que manejaba minidevaluaciones para procurar la competitividad cambiaria y favorecer las exportaciones durante el periodo 1994 hasta 2005. A partir del año 2006 hasta 2019, el principal objetivo de la política cambiaria fue contribuir a la remonetización y a controlar la inflación. Desde el año 2011 este tipo de cambio se mantuvo fijo, con un precio de venta de Bs. 6.96 por un dólar estadounidense, lo cual incidió sobre el comportamiento de diferentes variables macroeconómicas. En ese sentido, es de importancia dilucidar cuál es el efecto de un movimiento del tipo de cambio real multilateral sobre las exportaciones e importaciones, en el corto y largo plazo, para el caso de Bolivia, considerando el periodo 2003-2019, y en qué partidas de bienes de exportación e importación los movimientos del tipo de cambio real tendrán mayores efectos en el largo plazo.

A partir de estimaciones de modelos de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC) y siguiendo la metodología de Lütkepohl (2005) y Ouliaris *et al.* (2018), con

datos del periodo 2003t1-2019t4, se encuentran resultados interesantes de resaltar. Por una parte, en el corto plazo, a través de la estimación de funciones impulso y respuesta, se dilucidó que una apreciación del tipo de cambio real daría lugar a una mejora de la balanza comercial por un lapso de cuatro trimestres, para luego desaparecer; señalando la ausencia de la curva J. Por otro lado, en el largo plazo se evidencia que la condición Marshall-Lerner no se cumple.

Otro hallazgo interesante a partir de la estimación de las elasticidades de las exportaciones e importaciones ante variaciones del tipo de cambio real desagregados por grupos de bienes y bienes específicos, es que las elasticidades de los bienes importados, tales como bienes de consumo, bienes de capital, bienes intermedios y materias primas, responden negativamente ante una depreciación del tipo de cambio real. De hecho, si se analiza más a fondo, se dilucida que las importaciones de bienes intermedios y materias primas relacionados a combustibles, lubricantes y agricultura, así como las importaciones de bienes de capital de la industria y equipos de transporte, tienen una respuesta considerable frente a la depreciación del tipo de cambio real, y sus elasticidades se mueven en un rango de -0.51 a -1.19.

En el caso de las exportaciones, las de gas natural, estaño y zinc no responden en demasía a los movimientos del tipo de cambio real, pero sí a la demanda externa y a los contratos suscritos con anticipación. Además, las exportaciones no tradicionales totales responden en mayor cuantía a la depreciación del tipo de cambio real. Específicamente, las estimaciones desagregadas insinúan que la exportación de madera tiene una respuesta elástica ante movimientos del tipo de cambio real, mientras que la elasticidad de la soya es muy baja, menor a 0.20, y en el caso de la joyería y castaña no se encontró evidencia empírica de cointegración.

Estos resultados sugieren que, en términos de política monetaria, una depreciación del tipo de cambio real, vía una depreciación del tipo de cambio nominal, no tiene un efecto sustancial sobre las exportaciones, pues las mismas están mayormente compuestas por la exportación de recursos naturales (gas natural, minerales, alimentos y madera, principalmente). Este tipo de bienes responde en mayor cuantía a contratos previamente establecidos y a la demanda externa. Por otro lado, esta depreciación del tipo de cambio real parece tener un efecto significativo sobre el sector importador, dando lugar a un posible escenario inflacionario, debido al encarecimiento de estos bienes. Parece ser que los agentes económicos de estos sectores han anclado sus expectativas del comportamiento de estos mercados basados en la

confianza de que el gobierno no modificará el tipo de cambio nominal, a la vez que reconocen que la política cambiaria de los países de la región y principales socios comerciales es de promoción de las exportaciones, lo cual desincentiva el sector exportador e incentiva el sector importador boliviano.

En definitiva, la promoción de las exportaciones bolivianas parece tener justificación en otro tipo de políticas industriales más estructurales, tales como la generación de instituciones que garanticen y sean favorables para la inversión privadas nacionales y foráneas, la reducción de las tasas impositivas, la generación de más acuerdos comerciales y la búsqueda de mercados en los países más industrializados, el acceso a crédito productivo y la mejora de la infraestructura caminera, por mencionar algunos. Por otro lado, las importaciones bolivianas probablemente estén dando impulso/ventajas a otros sectores de la economía, por ejemplo, construcción, manufacturas, comercio (formal/informal), mismos que podrían estar generando una importante cantidad de fuentes de empleo.

7.1. Algunos elementos para el debate sobre el tipo de cambio nominal fijo

La devaluación del tipo de cambio nominal, traducida en una depreciación del tipo de cambio real, podría ayudar a mejorar la posición de la balanza comercial y con ello mitigar la caída de las reservas internacionales netas¹⁸. Pero esto tiene un costo; a la luz de los hallazgos presentados, las importaciones de bienes de capital y bienes intermedios y materias primas son insumos necesarios de la industria nacional, los cuales subirían de precio e incluso podrían generar un proceso inflacionario. Esto podría ahondar aún más el shock negativo de oferta provocado por la COVID-19. Aunque, de mantenerse las condiciones actuales, existe la posibilidad de una devaluación del tipo de cambio nominal endógena¹⁹.

Se necesita mayor investigación respecto a cuáles son los sectores exportadores y no exportadores que son intensivos en el uso de insumos importados, para conocer con mayor detalle cuáles industrias y empleados ganan o pierden en mayor medida tras una devaluación

18 Las reservas internacionales netas bolivianas se han reducido desde diciembre de 2014, de un monto de 15,122 millones de dólares estadounidenses a un monto de 4,769 millones de dólares estadounidenses. Entre enero del año 2020 y febrero del año 2021 las RIN se han reducido en alrededor de 1,697 millones de dólares estadounidenses. Los datos son del Bolefín Mensual 314 del Banco Central de Bolivia.

19 Hay indicios de que el tipo de cambio nominal fijo tomara un respiro, debido a la emisión inorgánica de dólares estadounidenses (depreciación nominal del dólar) y la creciente demanda externa promovida por China.

del tipo de cambio nominal, y diseñar mecanismos de compensación ante la pérdida de bienestar. También se debe investigar al respecto del efecto *pass-through*, pues no toda la depreciación del tipo de cambio nominal se traduciría en una depreciación del tipo de cambio real.

Fecha de recepción: 2 de febrero de 2022

Fecha de aceptación: 20 de abril de 2022

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Alvarado, J. (2018, 22 de mayo). Bolivia ya debe más de \$us 16 mil millones. *Los tiempos*. <https://www.lostiempos.com/oh/entrevista/20170522/julio-alvarado-bolivia-ya-debe-mas-us-16-mil-millones>
2. Arandia, H. y Laura, L. (2018). Impacto de movimientos cambiarios en el comercio exterior. *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana, II* (2), 87-142.
3. Bahmani, M., Harvey, H. y Hegerty, S. W. (2013). Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: A literature review. *Journal of Economic Studies*, 40(3), 411-443.
4. Bahmani-Oskooee, M. y Ratha, A. (2004). The J-Curve: A literature review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201794>
5. Bahmani-Oskooee, M. y Hegerty, S. W. (2010). The J- and S- curves: A survey of the recent literature. *Journal of Economic Studies*, 37(6), 580-596.
6. Bahmani-Oskooee, M. y Niroomand, F. (1998). Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters*, 61(1), 101-109.
7. Banco Central de Bolivia (2009). *Informe de política monetaria, julio de 2009*. La Paz, Bolivia.
8. Banegas-Rivero, R. A. (2016). Rol de la política cambiaria en el sector externo: la condición Marshall-Lerner en Bolivia. *Economía Coyuntural, Revista de Temas de Perspectivas y Coyuntura*, 1(1), 1-23. <https://ideas.repec.org/a/grm/ecoyun/201601.html>
9. Bird, G. (2001). Conducting macroeconomic policy in developing countries: Piece of cake or mission impossible? *Third World Quarterly*, 22(1), 37-49. <https://doi.org/10.1080/713701139>
10. Boyd, D., Caporale, G. M. y Smith, R. (2001). Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance & Economics*, 6(3), 187-200.
11. Bustamante, R. y Morales, F. (2009). Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: evidencia empírica para el caso peruano. *Revista Estudios Económicos*, (16), 103-126.
12. Bustos, P. y Aguilar, R. (2017). Estimando la condición Marshall-Lerner para la economía boliviana: 2003-2014. *Revista de Análisis del BCB*, 26(1), 103-144.

13. De Sousa, D. y Zeballos, D. E. (2015). La política cambiaria en Bolivia, objetivos y efectividad. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 23, 63-102.
14. Dornbusch, R. (1993). *La macroeconomía de una economía abierta*. Barcelona: Antoni Bosch.
15. Franco, A. (2016). El rol conjunto de la política fiscal, monetaria y cambiaria en el crecimiento económico de Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 25(2), 111-140.
16. Hernández, P., Rivero, A. y Frías, I. (2012). El tipo de cambio real, el ingreso nacional y el ingreso foráneo en la determinación de la balanza comercial en Bolivia: 1992-2011. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, VII(2), 27-46.
17. Jamilov, R. (2011). J-Curve Dynamics and the Marshall–Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan. *Transition Studies Review*, 19(3), 313-323.
18. Jemio, L. C. (2008, 14 de julio). El boom exportador en Bolivia. *Desarrollo sobre la mesa*. <https://inesad.edu.bo/dslm/author/lcjemio/>
19. ----- (2013). *Comportamiento de las importaciones en Bolivia*. <http://dicyt.uto.edu.bo/observatorio/wp-content/uploads/2019/04/CNC-Comportamiento-de-importaciones-Bolivia-2013.pdf>
20. ----- (2015, 3 de agosto). *Apreciación Cambiaria en Bolivia*. *Desarrollo Sobre la Mesa*. <https://inesad.edu.bo/dslm/2015/08/apreciacion-cambiaria-en-bolivia/>
21. ----- (2019). Un régimen cambiario apropiado para Bolivia. *Desarrollo sobre la mesa*. <https://inesad.edu.bo/dslm/author/lcjemio/>
22. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
23. Loza, G. (2000). Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: El caso de la economía boliviana. *Revista de Análisis del BCB*, 3(1), 7-40.
24. Lütkepohl, H. (2005). *Nueva introducción al análisis de series temporales múltiples, Texto original*. Springer-Verlag. <https://www.springer.com/gp/book/9783540401728>
25. Muriel, B. (2015, 9 de marzo). ¿A quiénes beneficia la bonanza económica? *Desarrollo sobre la mesa*. <https://inesad.edu.bo/dslm/2015/03/bmuriel22015/>

26. Ouliaris, S., Pagan, A. y Restrepo, J. (2018). *Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions*. <https://www.eviews.com/StructVAR/structvar.html>
27. Sek, S. K. y Har, W. M. (2014). Testing for Marshall-Lerner Condition: Bilateral Trades between Malaysia and Trading Partners. *Journal of Advanced Management Science*, 2(1), 23-28.
28. Urbasos, I. (2019). ¿Qué hará Bolivia con su gas natural cuando Brasil y Argentina ya no lo necesiten? *Universidad de Navarra, Global Affairs*. <https://www.unav.edu/web/global-affairs/detalle/-/blogs/que-hara-bolivia-con-su-gas-natural-cuando-brasil-y-argentina-ya-no-lo-necesiten>
29. Wanderley, F., Vera, H., Benavides, J., Gantier, M. y Martínez, K. (2018). *Hacia el desarrollo sostenible en la región andina: Bolivia, Perú, Ecuador y Colombia*. Instituto de Investigaciones Sociales y Económicas de la Universidad Católica Boliviana San Pablo.

Anexos

Cuadro 8
Prueba de estacionariedad Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Variables	Niveles/ primeras diferencias	Constante			
		Valor crítico estimado	10%	5%	1%
Exportaciones totales	Niveles	0.35	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.06	0.12	0.15	0.22
Exportaciones tradicionales	Niveles	0.35	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.07	0.12	0.15	0.22
Exportaciones no tradicionales	Niveles	0.24	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.03	0.12	0.15	0.22
Importaciones totales	Niveles	0.37	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.05	0.12	0.15	0.22
Importaciones en bienes de consumo	Niveles	0.35	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.03	0.12	0.15	0.22
Importaciones en bienes de capital	Niveles	0.32	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.09	0.12	0.15	0.22
Logaritmo importaciones en bienes intermedios y materias primas	Niveles	0.36	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.04	0.12	0.15	0.22
Índice de tipo de cambio real multilateral	Niveles	0.23	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.10	0.12	0.15	0.22
Índice de demanda externa	Niveles	0.13	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.05	0.12	0.15	0.22
Demanda interna (PIB sin X y M)	Niveles	0.19	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.07	0.12	0.15	0.22
Balanza comercial	Niveles	0.27	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.09	0.12	0.15	0.22
Exportaciones de gas natural	Niveles	0.34	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.08	0.12	0.15	0.22

Variables	Niveles/ primeras diferencias	Constante			
		Valor crítico estimado	10%	5%	1%
Exportación de oro	Niveles	0.13	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.04	0.12	0.15	0.22
Exportación de plata	Niveles	0.42	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.07	0.12	0.15	0.22
Exportación de estaño	Niveles	0.33	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.04	0.12	0.15	0.22
Exportación de zinc	Niveles	0.23	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.06	0.12	0.15	0.22
Exportación de soya	Niveles	0.24	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.06	0.12	0.15	0.22
Exportación de castaña	Niveles	0.08	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.03	0.12	0.15	0.22
Exportación de madera	Niveles	0.34	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.11	0.12	0.15	0.22
Importación Bns. IMP agricultura	Niveles	0.35	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.03	0.12	0.15	0.22
Importación Bns. IMP industria	Niveles	0.36	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.03	0.12	0.15	0.22
Importación Bns. IMP combustibles y lubricantes	Niveles	0.30	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.04	0.12	0.15	0.22
Importación bienes de capital - industria	Niveles	0.30	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.08	0.12	0.15	0.22
Importación bienes de capital - transporte	Niveles	0.27	0.12	0.15	0.22
	Primeras diferencias	0.06	0.12	0.15	0.22

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OECD, procesados en el software R.

Nota. La hipótesis nula de la prueba KPSS señala que "la serie analizada es estacionaria". Por el contrario, la hipótesis alternativa señala que "la serie analizada no es estacionaria".

Cuadro 9
Prueba de autovalores para elegir las relaciones de cointegración para la estimación de los modelos VEC

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	Relaciones de cointegración	t estimado	10%	5%	1%
Modelo 01	Exportaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2012t4, 2014t1, 2019t4	Tendencia	2	r <= 2	10.15	10.49	12.25	16.26
Modelo 02	Importaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3, 2006t4, 2008t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t1, 2015t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	r <= 1	22.72	16.85	18.96	23.65
Modelo 03	Exportaciones tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2005t2, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t4, 2016t1, 2019t4	Tendencia	2	r <= 2	6.97	10.49	12.25	16.26
Modelo 04	Exportaciones no tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2016t1, 2019t4	Tendencia	2	r <= 1	13.86	16.85	18.96	23.65
Modelo 05	Importaciones en bienes de consumo, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2006t1, 2006t2, 2006t3, 2007t1, 2007t2, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2011t3, 2016t4, 2018t2, 2018t4, 2019t4	Constante	2	r <= 1	13.27	13.75	15.67	20.20
Modelo 06	Importaciones en bienes de capital, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t1, 2007t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	3	r = 0	32.89	19.77	22.00	26.81
					r <= 2	6.40	10.49	12.25	16.26
					r <= 1	9.82	16.85	18.96	23.65
					r = 0	20.47	23.11	25.54	30.34

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	Relaciones de cointegración	† estimado	10%	5%	1%
Modelo 07	Importaciones en bienes intermedios y materia prima, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006i3,2008i4,2009i1, 2009i2,2015i4,2016i1, 2017i4,2019i3, 2019i4	Tendencia	2	r<= 2	8.52	10.49	12.25	16.26
Modelo 08	Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, demanda interna, demanda externa, términos de intercambio	2005i1,2008i3,2008i4, 2009i1,2009i2, 2019i4	Tendencia	2	r<= 1	14.74	16.85	18.96	23.65
Modelo 09	Exportación de gas natural, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005i1,2008i3,2008i4, 2009i1,2009i2, 2019i4	Tendencia	2	r = 0	26.28	23.11	25.54	30.34
Modelo 10	Exportación de soja, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005i1,2008i3,2008i4, 2009i1,2009i2, 2019i4	Tendencia	2	r<= 2	12.61	16.85	18.96	23.65
Modelo 11	Exportación de madera, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005i1,2008i3,2008i4, 2009i1,2009i2, 2019i4	Tendencia	2	r<= 1	14.09	23.11	25.54	30.34
Modelo 12	Exportación de oro, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005i1,2008i4,2009i2, 2009i3,2019i4	tendencia	2	r = 0	41.47	29.12	31.46	36.65
Modelo 13	Exportación de plata, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005i1,2008i3,2008i4, 2009i1,2009i2, 2019i4	Tendencia	2	2	7.63	10.49	12.25	16.26
					1	11.84	16.85	18.96	23.65
					0	41.65	23.11	25.54	30.34
					2	3.24	10.49	12.25	16.26
					1	11.09	16.85	18.96	23.65
					0	40.85	23.11	25.54	30.34
					2	10.31	10.49	12.25	16.26
					1	18.05	16.85	18.96	23.65
					0	36.92	23.11	25.54	30.34
					2	11.55	10.49	12.25	16.26
					1	17.15	16.85	18.96	23.65
					0	28.58	23.11	25.54	30.34
					2	2.45	10.49	12.25	16.26
					1	14.91	16.85	18.96	23.65
					0	39.21	23.11	25.54	30.34

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	Relaciones de cointegración	t estimado	10%	5%	1%
Modelo 14	Exportación de zinc, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	2	7.63	10.49	12.25	16.26
Modelo 15	Exportación de estaño, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	2	4.70	10.49	12.25	16.26
Modelo 16	Importación de bienes IMP –agricultura, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Constante	2	2	6.90	7.52	9.24	12.97
Modelo 17	Importación de bienes IMP – industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2019t4	Constante	2	2	4.87	7.52	9.24	12.97
Modelo 18	Importación de bienes IMP – combustible y lubricantes, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2016t4, 2017t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	2	11.02	10.49	12.25	16.26
Modelo 19	Importación de bienes de capital –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Constante	2	2	14.93	13.75	15.67	20.20
Modelo 20	Importación de bienes de capital – equipos de transporte, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t4, 2007t2, 2007t3, 2008t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2017t4, 2018t3, 2018t4, 2019t4	Ninguno	2	2	4.37	6.50	8.18	11.65
						14.16	12.91	14.90	19.19
						24.47	18.90	21.07	25.75

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OECD procesados en el Software R.
 Nota: La prueba de autovalores para elegir cuántas relaciones de cointegración existen entre las variables endógenas, sugiere que hay al menos una relación de cointegración que debe ser incluida en la estimación de los modelos VEC.

Cuadro 10
Prueba Portmanteau de autocorrelación serial de los modelos VEC estimados

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	P-valor
Modelo 01	Exportaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2012t4, 2014t1, 2019t4	Tendencia	2	0.26
Modelo 02	Importaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3, 2006t4, 2008t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t1, 2015t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.22
Modelo 03	Exportaciones tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2005t2, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t4, 2016t1, 2019t4	Tendencia	2	0.02
Modelo 04	Exportaciones no tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2016t1, 2019t4	Tendencia	2	0.39
Modelo 05	Importaciones en bienes de consumo, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2006t1, 2006t2, 2007t1, 2007t2, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2011t3, 2016t4, 2018t2, 2019t4	Constante	2	0.12
Modelo 06	Importaciones en bienes de capital, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t1, 2007t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	3	0.05
Modelo 07	Importaciones en bienes intermedios y materia prima, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2015t4, 2016t1, 2017t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.08
Modelo 08	Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, demanda interna, demanda externa y términos de intercambio	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.09
Modelo 09	Exportación de gas natural, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.19
Modelo 10	Exportación de soya, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4t, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.45
Modelo 11	Exportación de madera, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.04

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	P-valor
Modelo 12	Exportación de oro, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t4, 2009t2, 2009t3,2019t4	Tendencia	2	0.43
Modelo 13	Exportación de plata, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, t2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.08
Modelo 14	Exportación de zinc, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.15
Modelo 15	Exportación de estaño, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3, 2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.54
Modelo 16	Importación de bienes IMP –agricultura, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t3, 2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Constante	2	0.36
Modelo 17	Importación de bienes IMP – industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2, 2009t3,2019t4	Constante	2	0.20
Modelo 18	Importación de bienes IMP – combustible y lubricantes, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2, 2009t3,2016t4, 2017t4,2019t3,2019t4	Tendencia	2	0.31
Modelo 19	Importación de bienes de capital –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t3,2008t4, 2009t1, 2009t2,2019t4	Constante	2	0.05
Modelo 20	Importación de bienes de capital – equipos de transporte, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t4,2007t2,2007t3, 2008t2,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2017t4, 2018t3,2018t4,2019t4	Ninguno	2	0.07

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OECD procesados en el Software R.

Nota. La hipótesis nula de la prueba de Portmanteau de autocorrelación serial indica que "no se detecta presencia de autocorrelación serial". Los diferentes modelos estimados no rechazan la hipótesis nula al 1% de significancia estadística, por lo cual se concluye que no existe presencia de autocorrelación serial.

Cuadro 11
Prueba de heterocedasticidad ARCH de los modelos VEC estimados

Modelo	VARIABLES ENDÓGENAS	VARIABLES EXÓGENAS	CONSTANTE, TENDENCIA, AMBOS O NINGUNO	REZAGO	P-valor
Modelo 01	Exportaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1, 2009t2,2012t4, 2014t1,2019t4	Tendencia	2	0.61
Modelo 02	Importaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3,2006t4,2008t2, 2008t3, 2008t4,2009t1, 2009t2,2015t1,2015t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.90
Modelo 03	Exportaciones tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2005t2,2008t4, 2009t1,2009t2,2015t4, 2016t1,2019t4	Tendencia	2	0.70
Modelo 04	Exportaciones no tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2,2016t1,2019t4	Tendencia	2	0.39
Modelo 05	Importaciones en bienes de consumo, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2006t1,2006t2, 2006t3,2007t1,2007t2, 2008t4,2009t1, 2009t2, 2011t3,2016t4,2018t2, 2018t4,2019t4	Constante	2	0.65
Modelo 06	Importaciones en bienes de capital, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t1,2007t2,2008t3, 2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	3	0.59
Modelo 07	Importaciones en bienes intermedios y materia prima, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3,2008t4,2009t1, 2009t2, 2015t4,2016t1, 2017t4,2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.66
Modelo 08	Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, demanda interna, demanda externa y términos de intercambio	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.26
Modelo 09	Exportación de gas natural, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.49
Modelo 10	Exportación de soya, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4t, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.52

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	P-valor
Modelo 11	Exportación de madera, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.28
Modelo 12	Exportación de oro, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t4, 2009t2, 2009t3, 2019t4	Tendencia	2	0.92
Modelo 13	Exportación de plata, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, t2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.23
Modelo 14	Exportación de zinc, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.37
Modelo 15	Exportación de estaño, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.84
Modelo 16	Importación de bienes IMP –agricultura, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Constante	2	0.35
Modelo 17	Importación de bienes IMP –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2019t4	Constante	2	0.05
Modelo 18	Importación de bienes IMP –combustible y lubricantes, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2009t3, 2016t4, 2017t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.14
Modelo 19	Importación de bienes de capital –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2019t4	Constante	2	0.44
Modelo 20	Importación de bienes de capital – equipos de transporte, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t4, 2007t2, 2007t3, 2008t2, 2008t3, 2008t4, 2009t1, 2009t2, 2017t4, 2018t3, 2018t4, 2019t4	Ninguno	2	0.25

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OECD procesados en el Software R.

Nota. La hipótesis nula de la prueba de heterocedasticidad ARCH de Tsay (2005) indica que "no se detecta presencia de heterocedasticidad". Los diferentes modelos estimados no rechazan la hipótesis nula al 1% de significancia estadística, por lo cual se concluye que no se detecta presencia de heterocedasticidad.

Cuadro 12
Prueba de normalidad conjunta de los modelos VEC estimados

Modelo	Variables endógenas	Variables exógenas	Constante, tendencia, ambos o ninguno	Rezago	P-valor Prueba JB
Modelo 01	Exportaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2,2012t4, 2014t1,2019t4	Tendencia	2	0.05
Modelo 02	Importaciones totales, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3,2006t4,2008t2, 2008t3,2008t4,2009t1, 2009t2,2015t1, 2015t4, 2019t3, 2019t4	Tendencia	2	0.72
Modelo 03	Exportaciones tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2005t2,2008t4, 2009t1, 2009t2,2015t4, 2016t1,2019t4	Tendencia	2	0.59
Modelo 04	Exportaciones no tradicionales, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2, 2016t1,2019t4	Tendencia	2	0.53
Modelo 05	Importaciones en bienes de consumo, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2006t1,2006t2, 2006t3,2007t1,2007t2, 2008t4,2009t1,2009t2, 2011t3,2016t4,2018t2, 2018t4,2019t4	Constante	2	0.63
Modelo 06	Importaciones en bienes de capital, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t1,2007t2,2008t3, 2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	3	0.92
Modelo 07	Importaciones en bienes intermedios y materia prima, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t3,2008t4,2009t1, 2009t2,2015t4,2016t1, 2017t4,2019t3,2019t4	Tendencia	2	0.93
Modelo 08	Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, demanda interna, demanda externa y términos de intercambio	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.27
Modelo 09	Exportación de gas natural, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.73
Modelo 10	Exportación de soya, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4t, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.26

Modelo	VARIABLES ENDÓGENAS	VARIABLES EXÓGENAS	CONSTANTE, TENDENCIA, AMBOS O NINGUNO	REZAGO	P-valor Prueba JB
Modelo 11	Exportación de madera, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.13
Modelo 12	Exportación de oro, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t4,2009t2, 2009t3,2019t4	Tendencia	2	0.000
Modelo 13	Exportación de plata, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.10
Modelo 14	Exportación de zinc, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Tendencia	2	0.001
Modelo 15	Exportación de estaño, tipo de cambio real multilateral y demanda extranjera	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2,2019t4	Tendencia	2	0.000
Modelo 16	Importación de bienes IMP –agricultura, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2, 2019t4	Constante	2	0.87
Modelo 17	Importación de bienes IMP –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2, 2009t3,2019t4	Constante	2	0.97
Modelo 18	Importación de bienes IMP –combustible y lubricantes, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t4,2009t1, 2009t2,2009t3,2016t4, 2017t4,2019t3,2019t4	Tendencia	2	0.001
Modelo 19	Importación de bienes de capital –industria, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2005t1,2008t3,2008t4, 2009t1, 2009t2,2019t4	Constante	2	0.61
Modelo 20	Importación de bienes de capital – equipos de transporte, tipo de cambio real multilateral y demanda interna	2006t4,2007t2,2007t3, 2008t2,2008t3,2008t4, 2009t1,2009t2,2017t4, 2018t3,2018t4,2019t4	Ninguno	2	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y OECD procesados en el Software R.

Universidad Católica Boliviana “San Pablo”
Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC)
Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico (LAJED)
Política Editorial

1. Sobre la revista

La Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico (LAJED, por sus siglas en inglés) fue presentada por primera vez en septiembre de 2003, por el Instituto de Investigaciones Socio-Económicas de la Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, como iniciativa de un grupo de expertos preocupados por la difusión de investigación e información relevantes que apoyen a las políticas públicas y al sector académico.

La revista LAJED genera dos números por año, los mismos que son publicados en mayo y noviembre. Existen publicaciones no periódicas correspondientes a números especiales, cuyos artículos obedecen a la necesidad de información y/o análisis actualizado y a la coyuntura nacional y regional en un momento determinado del tiempo.

La revista tiene la misión de investigar la realidad económica y social de Bolivia y de la región latinoamericana, con el objetivo de generar debate en la sociedad civil y aportar criterios técnicos a los diversos hacedores de políticas públicas. Está dirigida a académicos en ciencias del desarrollo, hacedores de política pública y sociedad civil.

Los trabajos que se publican son originales y de rigor académico-científico, los cuales cubren una amplia gama de tópicos socio-económicos; trabajos principalmente de naturaleza teórica y aplicada centrados en problemas estructurales y coyunturales de América Latina y el mundo. Las principales líneas de investigación que son abordadas en la revista son:

1. Desarrollo social y económico.
2. Justicia social, desigualdades y pobreza.
3. Macro y microeconomía.
4. Políticas públicas e institucionalidad.
5. Análisis ambiental, desarrollo sostenible y energías.

6. Seguridad y soberanía alimentaria.
7. Relaciones internacionales y comercio.
8. Historia y pensamiento económico.
9. Cohesión social y crecimiento inclusivo.
10. Economía de la innovación, emprendedurismo y micro-financiamiento inclusivo.

La revista cuenta con el registro ISSN, y los artículos publicados son elaborados de acuerdo al sistema de clasificación del Journal Economic Literature (JEL), por lo cual obedecen a los estándares de calidad ISO690. La Revista LAJED está indexada a [Latindex](#), [Repec-Ideas](#), [SciELO Bolivia](#), y está incluida en [Google Scholar](#).

2. Instrucciones a los autores

Todos los autores que deseen remitir un documento para su publicación en la Revista LAJED deben tomar en cuenta las siguientes especificaciones:

A. Consideraciones iniciales

1. Las ideas, opiniones y conceptos emitidos en los manuscritos son de responsabilidad exclusiva del(os) autor(es), por lo que no necesariamente reflejan las opiniones del editor y/o de la revista LAJED.
2. El envío del manuscrito a la revista LAJED implica que los autores acceden a que, en caso de que su artículo sea aceptado para publicación, la Universidad Católica Boliviana “San Pablo” pase a tener los derechos de autor para su divulgación, tanto en formato impreso como electrónico.
3. Es permitida la reproducción total o parcial de los artículos de la revista, siempre y cuando la fuente completa sea citada explícitamente.
4. Los documentos remitidos para su publicación en la revista deben ser originales e inéditos y no podrán encontrarse en proceso de evaluación en ningún otro medio ni haber sido publicados previamente¹.

¹ Para determinar si los artículos son originales e inéditos y no contienen plagio, se hace uso del software anti plagio URKUND.

5. Se acepta la publicación, previa evaluación, de artículos de discusión y difusión del conocimiento, los que no deberán exceder el 20 por ciento del total de publicaciones de la revista.
6. Los documentos de investigación serán evaluados de forma anónima por especialistas en la materia, atendiendo a aspectos como calidad del artículo, originalidad, relevancia, metodología y literatura de sustento.
7. Los artículos recibidos serán evaluados por el Consejo Editorial Interno, el cual se reserva el derecho de determinar si coinciden con el perfil de la revista. En caso de no juntar los requisitos necesarios, los artículos serán rechazados y los autores serán informados de la decisión tomada vía correo electrónico. En caso contrario, los artículos serán preseleccionados, los autores serán notificados de la recepción del artículo por correo electrónico, y el trabajo será enviado a los evaluadores externos (miembros del Comité Editorial Externo). Según los resultados de la revisión, serán devueltos a los autores para que, en un plazo no mayor a dos semanas, reenvíen el artículo con las correcciones sugeridas por el evaluador, especificando en una nota y/o carta las modificaciones realizadas en relación a los comentarios efectuados. Posteriormente el autor será notificado por el Editor respecto a la evaluación final, aceptando o rechazando el artículo enviado.
8. Si el artículo es recibido hasta enero del año en curso, será publicado en el número correspondiente al mes de mayo siguiente; si es recibido hasta julio, la publicación entrará en el número de noviembre, siempre y cuando la lista de espera de artículos no exceda el máximo de documentos para dicho número. De existir excedentes de artículos aceptados para un determinado número, los mismos pasarán automáticamente a considerarse en un siguiente número, de haber sido aceptado el artículo y con la previa aprobación del autor.
9. La revista LAJED no paga ni cobra comisión por publicar artículos; cualquier envío de los artículos es gratuito.
10. Las fuentes de financiamiento de la investigación y/o la pertenencia a un proyecto más amplio (si es el caso), deberán ser especificadas en un pie de página en el documento.
11. El número de identificación ORCID o Google Scholar (si el autor cuenta con uno) deberá ser especificado al editor.

12. El compromiso de buenas prácticas deberá ser llenado y firmado obligatoriamente, y enviado junto con el artículo.
13. Los interesados en enviar un documento deben tener conocimiento de la declaración de ética de la revista.

B. Proceso de revisión y dictamen

La Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico (LAJED) es una revista arbitrada por pares bajo la modalidad “doble ciego”; los artículos son revisados por evaluadores externos luego de la evaluación del Comité Editorial Interno. Como norma general, los evaluadores son miembros del Comité Editorial Externo. El proceso es acompañado por la Academia Boliviana de Ciencias Económicas (ABCE) a partir del número 13, y por la Sociedad de Economistas de Bolivia a partir del número 32, como instancias independientes, con el objetivo de dotar de mayor imparcialidad y calidad técnica a los artículos presentados y evitar cualquier conflicto de intereses por parte de los autores, los evaluadores y la institución, en referencia a aspectos generalmente de tipo económico, institucional o personal.

El proceso de revisión comprende dos fases: el arbitraje interno y externo; la primera tiene una duración aproximada de 15 días hábiles y la segunda comprende más de un mes. Una vez concluida cada una de estas fases se envían notas formales a los autores con el dictamen correspondiente: i) aceptado sin modificaciones, ii) aceptado con modificaciones, o iii) rechazado. En caso de existir controversias en los veredictos de dos árbitros externos, el Comité Editorial Interno tomará la decisión final sobre la aceptación o rechazo del documento en cuestión.

C. Formato del manuscrito

1. Los artículos pueden ser enviados en idioma español o inglés, al siguiente correo electrónico: revista.lajed@acad.ucb.edu.bo. **Junto con el manuscrito se debe enviar el Compromiso de Buenas Prácticas llenado y firmado**, que se puede descargar de la página web www.lajed.ucb.edu.bo en la sección de la “Información para los autores”, o se puede solicitar al editor a través del correo proporcionado. Los documentos también pueden ser remitidos en algún medio magnético o manuscrito a:

Instituto de Investigaciones Socio-Económicas
Universidad Católica Boliviana “San Pablo”
Av. 14 de septiembre 4836, entre calles 2 y 3 de Obrajes
La Paz, Bolivia
Casilla N° 4850

2. El Instituto de Investigaciones Socio-Económicas se reserva el derecho de publicar artículos que estén escritos en idiomas diferentes al español o inglés, dependiendo la rigurosidad y pertinencia de los mismos.
3. El documento debe presentarse en Microsoft Word, papel tamaño carta de 8.5 x 11 pulgadas, letra Times New Roman tamaño 12 e interlineado 1.5. Los cuadros y gráficos que se usen deberán añadirse también en un archivo Microsoft Excel, para efectos de edición, con los datos utilizados. Todas las páginas deben numerarse consecutivamente. Los títulos y subtítulos deben numerarse con números arábigos y en negritas (Ej.: **1. ó 2.1 ó 2.1.1**). Ambos, títulos y subtítulos, deben situarse a mano izquierda acorde al margen de la página.
4. La primera página debe contener la siguiente información: **i) El título del documento (en español e inglés), ii) el(los) nombre(s) del o los autores acompañado(s) de un asterisco llamando a pie de página, el cual contenga información acerca de su afiliación (título, cargo, institución y dirección de correo electrónico de contacto), iii) un resumen de no más de 150 palabras en ambos idiomas (español e inglés), iv) el o los código/s JEL (hasta 5 códigos pueden ser adjuntados al documento), y v) las palabras clave en ambos idiomas (español e inglés)**. En el pie de página se deben especificar las fuentes de financiamiento de la investigación (si es el caso), y/o si forma de parte de un proyecto más amplio.
5. La siguiente página incluirá el título del estudio, pero se omitirá la autoría, para asegurar el anonimato durante el proceso de evaluación.
6. La extensión del documento será de 35 páginas como máximo, incluidos: referencias bibliográficas, anexos, cuadros/tablas, figuras/gráficos y fotografías.
7. Los pies de página serán enumerados consecutivamente acorde al texto, como superíndices y en números arábigos. Los mismos deben estar en letra Times New Roman tamaño 10, interlineado sencillo y justificado.

8. Las fórmulas deben ser procesadas en el editor de ecuaciones de Microsoft Word. También deben estar enumeradas consecutivamente de acuerdo al texto como: (1), (2), etc., a mano derecha conforme al margen de la página.
9. Las figuras/gráficos, fotografías y cuadros/tablas deberán seguir las normas APA y estar en alta definición, para una mejor edición de los mismos.
10. Las referencias bibliográficas deberán seguir la normativa APA y se deberán numerar consecutivamente con números arábigos al lado izquierdo, acorde al margen de la página y en orden alfabético.
11. Todos los documentos deben incluir un archivo Excel con los gráficos y los datos empleados.

3. Para el Consejo Editorial Internacional

Los artículos de la revista LAJED deben ser sometidos a la evaluación de profesionales especializados en el tema objeto de cada artículo. Todos los evaluadores dispondrán de una planilla en la que se registran todos los aspectos que a criterio del Comité Editorial deben cumplir de forma general los artículos para su publicación en la revista. El evaluador calificará el grado de cumplimiento de estas condiciones y emitirá al final una opinión sobre la calidad del artículo por escrito. Algunos aspectos que el evaluador deberá tomar en cuenta son:

1. Originalidad e innovación del artículo.
2. Pertinencia del artículo en relación a la coyuntura actual.
3. Claridad del texto, incluso para no expertos en el tema (la evaluación debe incluir la ortografía y la redacción, con el fin de mejorar la calidad del artículo).
4. Rigor científico y conclusiones fundamentadas.
5. Todo comentario, objeción o crítica debe ser formulado claramente y por escrito.
6. La decisión final del árbitro, aceptando o rechazando el artículo, debe ser sustentada con los argumentos respectivos de manera escrita.
7. El evaluador debe tener presente que otros evaluadores del mismo artículo pueden tener diferentes puntos de vista, y que el editor tomará la decisión de publicarlo con base en informes con diferentes recomendaciones. Por lo tanto, es de gran utilidad para el Editor la explicación de las causas de la decisión propuesta por el examinador.

Bolivian Catholic University “San Pablo”
Institute of Socio-Economic Research
Latin-American Journal of Economic Development (LAJED)
Editorial Policy

1. About the Journal

The Latin American Journal of Economic Development (LAJED) was first presented in September 2003 by the Institute of Socio-Economic Research of the Bolivian Catholic University “San Pablo”, as an initiative of a group of experts concerned about the dissemination of relevant research and information that support debate related to public policies and academia.

The LAJED produces two numbers per year, which are published in May and November respectively. There are non-recurrent special issues that ensemble articles satisfying the needs for information and/or updated analysis, in the national and regional contexts at a specific point in time.

The journal’s mission is to investigate the economic and social reality of Bolivia and the region, aiming to generate debate in civil society and to provide technical criteria available to public policy makers. It is intended for academics in development sciences, decision makers and civil society.

The research work published is original and shows academic-scientific rigor, covering a wide range of socio-economic topics. These are mainly of theoretical and applied nature, focused on structural and cyclical problems of Latin America and the world.

The main lines of research addressed are the following:

1. Social and economic development.
2. Social justice, inequalities and poverty.
3. Macroeconomics and microeconomics.
4. Public policies and institutionality.

5. Environmental analysis, sustainable development and energy.
6. Food security and sovereignty.
7. International relations and trade.
8. Economic History and Economic thought.
9. Inclusive growth and social cohesion.
10. Innovation economics, entrepreneurship and inclusive micro-financing.

The journal has the ISSN register and published articles are categorized according to the classification system of the Journal of Economic Literature (JEL), meeting ISO690 quality standards. The LAJED is indexed to [Latindex](#), [Repec-Ideas](#), [SciELO Bolivia](#), and included in [Google Scholar](#).

2. Instructions for Authors

All authors wishing to submit a document to be published in the LAJED must take into account the following specifications:

A. Initial Considerations

1. The ideas, opinions and concepts expressed in the manuscripts are responsibility of the author(s) and they do not reflect the opinions of the editor and/or the LAJED journal.
2. The submission of a manuscript implies that the authors agree that, in case their article is accepted for publication, the Bolivian Catholic University “San Pablo” acquires the copyright for its dissemination in both print and electronic format.
3. The total or partial reproduction of the articles in this journal is allowed once the complete source is explicitly quoted.
4. Documents submitted must be original and unpublished. The authors must guarantee that their articles have not been previously published and are not in process of evaluation for any other media¹.

¹ In order to evaluate if the research article is original and unpublished, we use URKUND anti plagiarism software.

5. The publication of articles of discussion and dissemination of knowledge (previously evaluated) should not exceed 20% of the total articles in the journal.
6. The documents will be evaluated anonymously by specialists in each field, attending aspects such as quality of the article, originality, relevance, methodology and literature review.
7. The articles will be analyzed by the Editorial Board, which reserves the right to define whether they satisfy the profile of the journal. In case the articles do not meet the necessary requirements, they will be rejected and the authors will be notified via email. Otherwise the authors will be notified also by email, and the manuscript will be sent to the evaluators (members of the External Editorial Committee). According to the review, articles will be returned to the authors so that corrections suggested by the evaluator be included within a period of up to two weeks, specifying in a note and/or letter the changes made in relation to the observations. Then the author will be notified by the editor regarding the final decision, accepting or rejecting the submitted article.
8. If the article is received until January of the current year, it will be published in the number corresponding to May; if it is submitted until July it will be published in the November issue as long as the item waiting list does not exceed the maximum of documents for that number. If there are surpluses of accepted articles for a certain issue, they will be considered for the next with the author 's previous approval.
9. The LAJED does not pay or charge any commission to publish an article, all submissions are free.
10. The authors must specify in a footnote the research funding sources (if they exist) and/or if their investigation is part of a wider project.
11. The authors must inform the editor whether they have an ORCID or Google Scholar identification number.
12. All authors must submit the Good Practices Commitment, completed and signed along with the article.
13. All authors must take the journal's Ethics Statement into account.

B. Review and decision process

The Latin American Journal of Economic Development (LAJED) is a peer-reviewed journal in double-blind mode. Articles are reviewed by external evaluators after the evaluation of the Internal Editorial Board evaluation. As a general rule, the evaluators are members of the External Editorial Board. The process is supervised by the Bolivian Academy of Economic Sciences (ABCE) since the 13th issue and by the Society of Economists in Bolivia (SEBOL) since the 32nd, both as independent instances, to provide greater impartiality and technical quality to the articles presented and to avoid any conflict of interest related to aspects of economic, institutional or personal matters between the authors, the evaluators and the institution.

The revision process has two phases: the internal and the external arbitrage. The first one lasts 15 working days and second lasts more than a month. Once the internal and external arbitration phases are carried out, formal notes are sent to the authors with the corresponding verdict: i) accepted without modifications, ii) accepted with modifications, or iii) rejected. If there are controversies in the verdicts of two external arbitrators, the Internal Editorial Board shall make the final decision.

C. Manuscript format

1. The articles can be sent either in Spanish or English to the following email: revista.lajed@acad.ucb.edu.bo. The Good Practices Commitment should be attached to the articles. This file can be downloaded from the web page: www.lajed.ucb.edu.bo or it can be requested to the editor via email. The documents may also be sent in some magnetic media or handwritten to:
Instituto de Investigaciones Socio-Económicas
Bolivian Catholic University “San Pablo”
14 de septiembre Avenue 4836
La Paz, Bolivia
Casilla N° 4850
2. The Institute of Socio-Economic Research reserves the right to publish articles that are written in languages other than Spanish or English depending on the rigor and relevance of them.

3. The document must be presented in Microsoft Word, paper size 8.5 x 11 inch, Times New Roman font size 12 and line-spacing of 1.5. All pages must be numbered consecutively. Titles and subtitles must be numbered using Arabic and bold numbers (ex.: **1.** or **2.1** or **2.1.1**). Both titles and subtitles must be placed on the left side of the page.
4. The first page must include the following information: **i) the title of the document (in Spanish and English), ii) the name or names of the author(s) followed by an asterisk (*) calling a footnote which contain information about their affiliation (title, position, institution and contact address), iii) an abstract of no more than 150 words in Spanish and English, iv) the JEL code(s) (up to 5 codes can be included) and v) the keywords in both Spanish and English.** The footnote must also specify the research funding sources (if any) and/or whether the investigation is a part of a wider project.
5. The following page will include the title of the study but authorship will be omitted to ensure anonymity during the evaluation process.
6. The maximum document length shall be 35 pages including: bibliographical references, annexes, tables/charts, figures/graphs and photographs.
7. Footnotes must be listed consecutively according to the text as superscript and in Arabic numerals. They should be in Times New Roman size 10, simple line-spacing and justified.
8. Formulas must be processed in the Microsoft Word Equation Editor. They must also be listed consecutively according to the text as: (1), (2), etc. on the right side of the page.
9. Figures/graphs, photographs and tables/charts must follow APA standards and be in high definition for better editing process.
10. Bibliographic references must follow APA regulations and should be numbered consecutively with Arabic numerals on the left side according to the page margin and in alphabetical order.
11. All documents must include an Excel file with graphs, tables, charts and data used for editing purposes.

3. For the External Editorial Board

The articles of the LAJED should be submitted to evaluation by professionals specialized in the subject of each article. All evaluators shall have a form that include all the aspects that the articles must comply to be published in the journal according to the Editorial Board. The evaluators will assess the degree of compliance of these aspects and will give an opinion on the quality of the article in a written note. Some aspects that the evaluator should take into account are:

1. Originality and innovation of the article.
2. Relevance of the article in relation to the current situation.
3. Clarity of the text, even for non-experts in the subject (shall include the evaluation of spelling and writing, in order to improve the quality of the article).
4. Scientific rigor and well-founded conclusions.
5. Any objection, comment or criticism must be clearly formulated in writing.
6. The final decision of the arbitrator, accepting or rejecting the item, must be supported by the respective arguments in writing.
7. The evaluator must bear in mind that other evaluators of the same article may have different viewpoints, and that the Editor will take the decision to publish it on the basis of reports with different recommendations. Therefore, it is very useful for the editor that the reasons behind the decision of the examiner be clearly established.

ISSN: 2074 - 4706

Página web:
www.lajed.ucb.edu.bo

Universidad Católica Boliviana San Pablo