

Lorena Andrea Heller Vilela

Rodrigo Alfonso Burgoa Terceros

Samuel Alarcon Gambarte

**José Antonio Rocha Torrico
José Manuel Rocha Balboa**

Carolina Vera Rivera

**Pablo Cachaga Herrera
José Martín Romero Cuevas**

**Claudia Mabel Bohórquez Coro
Benigno Caballero Claure
Rolando Caballero Martínez**

Medición de las perspectivas de reelección en Bolivia relacionadas a los patrones de calidad de vida

Análisis de efectividad del modelo económico boliviano (2006-2019)

Multiplicador de inversión pública durante el auge y declive de precios internacionales

“Sin sangre en la cara...”: (des) honestidad, normas sociales y procesos económicos

Modelo de riesgo competitivo en los “Senior Workers”: evidencia del mercado laboral chileno

Efecto asimétrico de la actividad económica en la liquidez del sistema financiero boliviano

Análisis de la inflación en Bolivia. Un enfoque Markov-Switching con tres estados



REVISTA LATINOAMERICANA DE

DESARROLLO ECONÓMICO

Latin American Journal of Economic Development

Número 33

Mayo 2020 - Octubre 2020

UNIVERSIDAD CATÓLICA BOLIVIANA "SAN PABLO"

Mgr. Marco Antonio Fernández Calderón
Rector Nacional

Dr. Marcelo Vera Bacarreza
Vicerrector Académico Nacional

Mgr. Antonio Pastor Jordán Jimeno
Vicerrector Administrativo Financiero Nacional

Lic. Flavio Escóbar Llanos
Rector de la Unidad Académica Regional La Paz

Dra. Lourdes Espinoza Vásquez
Decana de la Facultad de Ciencias Económicas y Financieras

Dra. Fernanda Wanderley
Directora del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas

ACADEMIA BOLIVIANA DE CIENCIAS ECONÓMICAS (ABCE)
Dr. Enrique García Ayaviri
Presidente

SOCIEDAD DE ECONOMISTAS DE BOLIVIA (SEBOL)
Dr. Oscar Molina Tejerina
Presidente

HANNS SEIDEL STIFTUNG
Rafael Pfister
Representante Bolivia

Editora

Fernanda Wanderley Ph.D., Universidad de Columbia; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz-Bolivia, fwanderley@ucbedu.bo

Editora asistente

Cecilia Castro Balderrama, Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz-Bolivia, cecilia.castro@ucbedu.bo

Comité Editorial Interno

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

Enrique García Ayaviri Ph.D., Academia Boliviana de las Ciencias Económicas, La Paz-Bolivia.

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

Juan Antonio Morales Ph.D., Universidad Católica de Lovaina; Maestrias para el Desarrollo UCB, Bolivia.

Horacio Vera Cossio M.Sc., Universidad de Nottingham; Banco Mundial, Estados Unidos.

Jean Paul Benavides Ph.D., Universidad de Ciencias y Tecnología Lille 1; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz-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; Escuela de la Producción y Competitividad-Universidad Católica Boliviana "San Pablo", 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 Vásquez 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; Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Chile.

Werner Hernani Ph.D., University of Pennsylvania; Fundación ARU, Bolivia.

Agradecimientos

Fabiola Saavedra Caballero MSc, Universidad EAFIT; Catholic University of Louvain, Bélgica.

Luis González Carrasco MPP, University of Chicago; Ministerio de Hacienda, Chile.

Marcelo Gantier Mita MSc, University of Warwick; Banco Interamericano de Desarrollo, Bolivia.

Pablo Cuba Borda Ph.D., University of Maryland; Federal Reserve Board, Estados Unidos.

Sergio Cerezo MA, ILADES/Georgetown University; Universidad Católica Boliviana "San Pablo", Bolivia.

Responsable de edición:

Cecilia Castro Balderrama

Diagramación:

Jorge Dennis Goytia Valdivia

<http://gyg-design1.blogspot.com/>

Impresión:



Av. Hugo Estrada N° 26 (Miraflores)
Teléfonos: 224 2538 - 222 8593
La Paz - Bolivia

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° 5369

Obrajes, La Paz, Bolivia

Tel.: 278 7234. Fax: 2784159

Casilla: 4850. Correo central.

e-mail: iisec@ucbedu.bo

www.iisec.ucbedu.bo

CONTENIDO

Presentación..... 5

Lorena Andrea Heller Vilela

Medición de las perspectivas de reelección en Bolivia relacionadas a los patrones de calidad de vida.....7

Rodrigo Alfonso Burgoa Terceros

Análisis de efectividad del modelo económico boliviano (2006-2019) 33

Samuel Alarcon Gambarte

Multiplicador de inversión pública durante el auge y declive de precios internacionales..... 79

José Antonio Rocha Torrico y José Manuel Rocha Balboa

“Sin sangre en la cara ...”: (des) honestidad, normas sociales y procesos económicos 105

Carolina Vera Rivera

Modelo de riesgo competitivo en los “Senior Workers”: evidencia del mercado laboral chileno..... 143

Pablo Cachaga Herrera y José Martín Romero Cuevas

Efecto asimétrico de la actividad económica en la liquidez del sistema financiero boliviano 181

Claudia Mabel Bohórquez Coro, Benigno Caballero Claure y

Rolando Caballero Martínez

Análisis de la inflación en Bolivia. Un enfoque Markov-Switching con tres estados 213

CONTENT

Presentation.....	5
Lorena Andrea Heller Vilela Measurement of Reelection Perspectives in Bolivia Related to the Patterns of Quality of Life.....	7
Rodrigo Alfonso Burgoa Terceros Effectiveness Analysis of the Bolivian Economic Model (2006-2019).....	33
Samuel Alarcon Gambarte Public Investment Multiplier during Boom and Decline of International Prices.....	79
José Antonio Rocha Torrico y José Manuel Rocha Balboa “Without Blood in the Face..”: (dis) honesty, social rules and economic processes.....	105
Carolina Vera Rivera Competing Risk Model in “Senior Workers”: Evidence of the Chilean Labor Market.....	143
Pablo Cachaga Herrera y José Martin Romero Cuevas Asymmetric Effect of Economic Activity on the Liquidity of the Bolivian Financial System.....	181
Claudia Mabel Bohórquez Coro, Benigno Caballero Claire y Rolando Caballero Martínez Analysis of Inflation in Bolivia. A Markov-Switching Approach with Three States.....	213

Presentación

La Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico (LAJED, por su sigla en inglés), en 17 años de publicaciones semestrales ininterrumpidas, se ha convertido en un espacio importante de difusión de investigaciones nacionales e internacionales, alcanzando altos estándares de calidad y relevancia, tanto para académicos como para tomadores de decisiones y líderes de la sociedad civil. Éste es el resultado del esfuerzo conjunto del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas de la Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, la Sociedad de Economistas de Bolivia y la Academia Boliviana de Ciencias Económicas, en su afán de promover la investigación y crear incidencia en la opinión pública.

En esta oportunidad se presentan siete artículos con temáticas relacionadas con el análisis macroeconómico, la política económica, la economía monetaria, la economía del comportamiento y la economía laboral en Bolivia y América Latina. El primer documento, *Medición de las perspectivas de reelección en Bolivia relacionadas a los patrones de calidad de vida*, de Lorena Heller Vilela, analiza la relación entre la calidad de vida de los ciudadanos y su decisión de reelegir a los partidos gobernantes en Bolivia, utilizando datos de panel a nivel departamental y municipal correspondientes al periodo 1999-2018. El segundo artículo, *Análisis de efectividad del modelo económico boliviano (2006-2019)*, de Rodrigo Burgoa Terceros, evalúa la efectividad del modelo económico instaurado en Bolivia en 2006, a partir de seis indicadores: nivel de producción, exportaciones, diversificación económica, ingreso *per cápita*, desarrollo humano y medio ambiente.

El tercer estudio, *Multiplicador de inversión pública durante el auge y declive de precios internacionales*, de Samuel Alarcon Gambarte, realiza una medición del multiplicador fiscal de la inversión pública y sus cambios ante períodos de auge y declive de precios externos en Bolivia. La cuarta investigación, *“Sin sangre en la cara...”. (Des)honestidad, normas sociales y procesos económicos*, de José Rocha Torrico y José Rocha Balboa, analiza el grado de (des) honestidad en el que incurrir los individuos mediante experimentos conductuales llevados a cabo en estudiantes de la Universidad Mayor de San Simón. El quinto documento, *Modelo de riesgo competitivo en los “Senior Workers”: evidencia del mercado laboral chileno*, de

Carolina Vera Rivera, examina los patrones dentro del mercado laboral, de los trabajadores que se encuentran cerca o en la edad de jubilación, denominados “Senior Workers”, ante la presencia de un shock exógeno de destrucción de empleo.

El sexto artículo, *Efecto asimétrico de la actividad económica en la liquidez del sistema financiero boliviano*, de Pablo Cachaga Herrera y José Romero Cuevas, estudia el efecto diferenciado de la actividad económica extractiva y no extractiva sobre la liquidez del sistema financiero boliviano, entre 2000 y 2019, haciendo una distinción entre regímenes de alta y baja liquidez. Finalmente, el séptimo trabajo, *Análisis de la inflación en Bolivia. Un enfoque Markov-Switching con tres estados*, de Claudia Bohórquez Coro, Benigno Caballero Claire y Rolando Caballero Martínez, estudia la evolución de la tasa de inflación interanual en Bolivia con tres estados, en el periodo de 1987 a 2017, con datos de frecuencia trimestral y utilizando modelos markovianos.

Expresando nuestro agradecimiento a los autores, los revisores externos, las autoridades nacionales y regionales de la Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, la Sociedad de Economistas de Bolivia, la Academia Boliviana de Ciencias Económicas, y la Fundación Hans Seidel, por su apoyo en la edición y publicación, invitamos a todos a leer el número 33 de la Revista LAJED.

Fernanda Wanderley
Editora LAJED

Cecilia Castro Balderrama
Asistente de edición LAJED

Medición de las perspectivas de reelección en Bolivia relacionadas a los patrones de calidad de vida

Measurement of Reelection Perspectives in Bolivia Related to the Patterns of Quality of Life

*Lorena Andrea Heller Vilela**

Resumen**

El presente documento tiene como objetivo analizar la relación entre la calidad de vida de los ciudadanos y su decisión de reelegir a los partidos gobernantes en Bolivia. Para este propósito, se utilizan datos de panel a nivel municipal y departamental de 1999 a 2018, tomando en cuenta el comportamiento macroeconómico y un “Indicador de calidad de vida”. Esta investigación sigue la estrategia metodológica propuesta por Ward (2015), con la incorporación de un indicador para estimar el bienestar de la población. De esta manera, se elabora un indicador de calidad de vida siguiendo a Cortés, Gamboa y Gonzáles (1999), que utilizan el método de componentes principales para poder resumir la información de los distintos componentes que determinan el nivel de bienestar de un ciudadano. Los resultados muestran que las decisiones electorales no solo están asociadas con el estado macroeconómico, sino también con el bienestar general de los ciudadanos.

Palabras clave: Elecciones; calidad de vida; política económica; bienestar.

* Analista del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
Contacto: loreheller@gmail.com

** El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete a la entidad a la que pertenece.

Abstract:

The purpose of this document is to analyze the relationship between citizens' quality of life and their decision to re-elect the ruling parties in Bolivia. For this purpose, a panel data is used at municipal and departmental level from 1999 to 2018, taking into account macroeconomic behavior and a Quality of Life Indicator. This research follows the methodological strategy proposed by Ward (2015), with the inclusion of an indicator to estimate the well-being of the population. Therefore, a Quality of Life Indicator is developed following Cortés, Gamboa and Gonzáles (1999), who use the principal components method to summarize the information of the different components that determine the level of well-being of a citizen. The results demonstrate that electoral decisions are not only associated to macroeconomic state but also to the general welfare of citizens.

Keywords: Elections; Quality of Life; Political Economy; Well-being.

Clasificación/Classification JEL: D72, I31, H75, C33.

1. Introducción

El desarrollo económico de un país depende en gran manera de las políticas que plantean y llevan a cabo los políticos en mandato. Sin embargo, los hacedores de política, por si solos, no tienen el incentivo de elaborar políticas de calidad, ya que para ellos implica un costo y no una ganancia. Un análisis mucho más detallado muestra que los políticos sí tienen diversos incentivos para realizar políticas relacionadas a mejorar el bienestar de los ciudadanos, y uno de estos es la correspondencia de los votantes para reelegir al actual gobernante en las siguientes elecciones.

Los procesos electorales siempre son controversiales, sin importar el resultado, el lugar geográfico donde se efectúen, ni el propósito de dichas elecciones. Es por esta razón que los temas de política económica cada vez toman más relevancia dentro de los tópicos discutidos en economía. Gran parte de la literatura se enfoca en responder la pregunta: ¿el estado de la economía afecta la decisión de los electores al momento de votar?

Si los ciudadanos al momento de emitir su voto tienen una alta correspondencia hacia las políticas de alta calidad, los gobernantes decidirán elaborar políticas de calidad, avanzando de esta manera en el desarrollo del país. Por el contrario, si la decisión de los ciudadanos está determinada por otros factores (ej. culturales o afinidad con el candidato), los gobernantes actuarán bajo su propio beneficio sin pensar en el bienestar del electorado. Por consiguiente, resulta muy importante analizar el comportamiento de los votantes en el proceso electoral.

Investigar hasta qué punto los propios ciudadanos juzgan el éxito nacional es el foco central de este trabajo. La mayor parte de la literatura sobre votación económica utiliza medidas macroeconómicas para estimar la correspondencia de los ciudadanos a los candidatos; sin embargo, la tesis de este documento es demostrar que el destino electoral de los partidos gobernantes está asociado no solo con estas variables, sino con otras variables a las que los ciudadanos dan mayor peso.

El presente trabajo pretende desarrollar un análisis empírico para demostrar que en Bolivia existe una correspondencia en términos de votos a los gobernantes que generaron una mejora en el bienestar de los ciudadanos. Por lo limitada que sería la muestra al solo tomar datos de las elecciones nacionales, se utilizan los resultados de las elecciones departamentales, municipales y nacionales; analizando el bienestar a nivel municipal. Para medir el bienestar, se estima un “Indicador de calidad de vida” que resume información de tenencias del hogar y características de los miembros del hogar, así como características regionales.

El resto del documento continúa de la siguiente manera. La sección 2 introduce brevemente el marco conceptual, mientras que la sección 3 presenta los datos que serán utilizados en la comprobación teórica de la hipótesis. En la sección 4 se muestra a detalle la metodología utilizada, y los resultados obtenidos se presentan en la sección 5. Finalmente, la sección 6 expone las conclusiones.

2. Marco conceptual

2.1. La hipótesis del votante racional

Una extensa literatura de investigación sobre economía política sustenta la teoría de que el electorado responsabiliza a los gobiernos titulares de los resultados macroeconómicos del

país. Uno de los primeros estudios que relaciona el desempeño económico y el éxito en las elecciones de los actuales gobernantes para ser reelectos es el de Kramer (1971), que encuentra que los votos para reelegir a un candidato electoral están inversamente relacionados a la tasa de inflación y positivamente relacionados a la tasa de crecimiento de la economía. Con posterioridad a estos resultados, gran parte de la literatura intenta encontrar alguna relación entre el porcentaje de votos destinados a reelegir el gobernante de turno y variables macroeconómicas como el desempleo, la inflación y el comportamiento del Producto Interno Bruto (PIB) (Stigler, 1973; Alesina y Rosenthal, 1995; Hibbs, 2000). Estos estudios parten de la hipótesis de que los votantes miran el desempeño pasado del Gobierno para actualizar sus creencias sobre las actuales autoridades y hacer elecciones de voto prospectivas (Besley, Kudamatsu, Merlo, Olken y Nunn, 2006). Este comportamiento de los votantes permite restringir el comportamiento oportunista de los políticos (Barro, 1973; Ferejohn, 1986), y de esta manera conservar en mandato a los políticos que generan buenos resultados, conocidos como políticos de alta calidad.

Bajo el criterio de que los votantes ponderan el desempeño macroeconómico al decidir por quién votar, los políticos van a decidir realizar ciertas medidas que generen ciertos resultados macroeconómicos para ganar votos (Mueller y Dardanelli, 2013). La rendición de cuentas electoral significa que siempre que los beneficios de la reelección sean lo suficientemente grandes, la amenaza de ser expulsados del cargo induce a los políticos a formular políticas en interés de los votantes. Por ejemplo, bajo la teoría de Okun (1981), si el desempleo responde más rápido a los cambios en las condiciones macroeconómicas de los precios, el Gobierno va a manipular la economía para reducir el desempleo en el corto plazo, sabiendo que el proceso inflacionario vendrá en algún periodo posterior. En este caso, si los votantes reeligen a este gobernante se los conoce como votantes miopes, al ignorar o descontar en gran medida la inflación futura. Asumir que los votantes son miopes no permite definir a los actores como racionales, lo que restringe el uso de gran parte de los modelos económicos de decisión pública y el supuesto de expectativas racionales. Es por eso que muchos autores, como Rogoff y Sibert (1988), Lächler (1984), Persson y Tabellini (1994), entre otros, asumen que los votantes no están completamente informados. De todas formas, ya sea que se tome al votante como miope o como racional, todos los modelos esperan que el candidato intente mejorar ciertas variables macroeconómicas con el propósito de ser reelecto.

Aunque gran parte de la literatura se enfoca en variables macroeconómicas como principales determinantes del resultado electoral, existen nuevas corrientes que intentan llegar a explicaciones más profundas. Es por esta razón que se empieza a utilizar la medida de bienestar social para explicar de mejor manera el efecto que tienen cambios de dicho indicador en el resultado de las elecciones. El bienestar no solo es sensible a los principales indicadores macroeconómicos a lo largo del ciclo económico (Di Tella, MacCulloch y Oswald, 2003; Stevenson y Wolfers, 2008), sino también a una serie de factores no materiales pero relevantes para la política, como la salud, la educación, la eficacia de los servicios gubernamentales, las tasas de delincuencia y la corrupción, entre otros (Helliwell, Huang y Wang, 2014).

Este documento utiliza la hipótesis del votante racional, que fue desarrollada inicialmente por Downs (1957) y luego elaborada por Tullock (1967) y Riker y Ordershook (1968). Dicha hipótesis afirma que, al decidir entre dos partidos o candidatos, el votante prevé los diferentes flujos de utilidades en base a las promesas que realiza cada candidato. El votante calcula su utilidad esperada correspondiente a cada candidato y elige al que le ofrece mayor utilidad. En este caso, al tratarse del análisis a ser reelecto, se considera un modelo de agencia básico con dos periodos $t \in \{1, 2\}$ y dos tipos de políticos $i \in \{b, m\}$, b representando a un buen político y m a uno malo. La naturaleza determina el estado del mundo al comienzo de cada periodo y extrae el tipo de político (si es que acaba de ser elegido) de una distribución Pr , donde ambos son observables por el político, pero no por el elector.

En cada periodo, el político toma una decisión política $x_t \in \{0, 1\}$. Los pagos dependen del estado de naturaleza $s_t \in \{0, 1\}$, cada uno de los cuales ocurre con igual probabilidad. Dada la acción $x_t \{s_{t,1}\}$ de los gobernantes, los votantes reciben una recompensa de H , que se interpreta como un cierto nivel de calidad de vida.

Los buenos políticos formulan políticas para maximizar el bienestar de los votantes, pero los malos políticos obtienen un beneficio privado de $r_t \in \{0, R\}$ al elegir $x_t \neq s_t$. La elección de establecer $x_t \neq s_t$ se puede interpretar de muchas maneras, desde políticos que ejercen poco esfuerzo hasta la corrupción absoluta. Este beneficio está por encima de E , que es disfrutado por todos los políticos y puede considerarse como cualquier beneficio psicológico (“renta del ego”) derivado de estar en el cargo, así como un salario básico. El beneficio privado r_t se extrae de cada período de la distribución $G(r)$, cuya media es μ .

El modelo asume que todos los jugadores descuentan el futuro con un factor de descuento $\gamma < 1$ y $R > \gamma(\mu + E)$. La naturaleza luego extrae r_1 de $G(r)$, luego de lo cual el político elige su acción política $x_1(s_{t,1})$, que tampoco es observable por el elector. Al final del período, los votantes observan su bienestar (su recompensa) y votan para reelegir al actual gobernante o para elegir al azar del grupo de candidatos restantes.

En el segundo período, la naturaleza nuevamente toma r de $G(r)$, el político elige su política y los pagos se acumulan para los jugadores. En el período 2 no hay incentivos para la reelección, por lo que cada político tomará su acción preferida: los buenos políticos buscarán maximizar el bienestar de los votantes, mientras que los malos políticos establecerán $x_t \neq s_t$. Por lo tanto, los votantes tienen interés en seleccionar buenos políticos para el segundo período.

Besley *et al.* (2006) resuelven el siguiente juego de forma inversa, mostrando que se puede definir un equilibrio bayesiano perfecto en el cual los votantes observan su bienestar para actualizar sus creencias sobre el actual político en ejercicio. La predicción clave que se evaluará en este documento es que al final del período 1, los votantes reelegirán al titular si reciben un nivel alto de bienestar H , basados en el criterio de que los buenos políticos siempre proporcionan H , mientras que un político malo no proporciona este nivel de bienestar.

La probabilidad de que un mal político logre un nivel alto de bienestar es $\Pr(r_i \leq \gamma(\mu + E))$. Si los votantes observan H y utilizan la regla de Bayes, ellos actualizarán sus creencias sobre el candidato que se encuentra gobernando y votarán para reelegirlo, ya que la probabilidad de que un político sea bueno es mayor que la proporción π de buenos políticos en el grupo restante de candidatos.

$$\Pr(i = g|H) = \frac{\Pr(H|i = g)\Pr(i = g)}{\Pr(H)} = \frac{\Pr(H|i = g)\Pr(i = g)}{\Pr(i = g) + \Pr(i = b)\Pr(r_i \leq \gamma(\mu + E))} = \frac{\pi}{\pi + (1 - \pi)\Pr(r_i \leq \gamma(\mu + E))} \geq \pi \quad (1)$$

2.2. Indicador de calidad de vida como medida de bienestar

Para medir el bienestar, la calidad de vida, o inversamente la pobreza, gran parte de la literatura sigue el enfoque de Amartya Sen (1976, 1985 y 1997), que da prioridad a las libertades que pueden ejercer las personas sobre el control de los bienes, antes que a la posesión de éstos. Para este estudio se plantea evaluar la calidad de vida en base a una definición más

amplia a la tradicional, que es bastante limitada para explicar el bienestar. Los indicadores tradicionales, o son univariados, porque dependen simplemente del ingreso de los individuos, o se fundamentan en factores de pertenencia de los hogares, aunque omiten información relacionada al capital humano, capital social, medio ambiente, seguridad, salud y otros. A diferencia de un enfoque utilitarista, el enfoque de Sen se centra en los funcionamientos y las capacidades. En esta medida, los funcionamientos son las cosas que uno logra con sus posesiones, mientras que las capacidades reflejan la obtención de diferentes resultados con la misma cantidad de un bien. Es así que los funcionamientos no son concluyentes para determinar la calidad de vida o el bienestar (Sen, 1976).

Para determinar el estándar de vida de un individuo no solo es necesario conocer su nivel de ingreso o la posesión de ciertos bienes y servicios; se debe conocer el conjunto de elecciones (capacidades) y las elecciones efectivamente realizadas (funcionamientos). Es así que la crítica de Sen a la teoría de funciones de bienestar utilitarias se basa en la consideración de seres humanos heterogéneos (Sen, 1985).

3. Datos

3.1. Resultados de elecciones

La principal variable de análisis es la proporción de votos a autoridades reelectas. La muestra consta de resultados a nivel municipal de cinco elecciones nacionales (1997, 2002, 2005, 2009, 2014), tres departamentales (2005, 2010, 2015) y cinco municipales (1995, 1999, 2004, 2010, 2015). La primera elección a nivel nacional, departamental y municipal en la muestra se usa como control. Los resultados de las elecciones se tomaron del Órgano Electoral Plurinacional (OEP); determinando como votos de la autoridad reelecta, los votos para candidatos previamente electos y los votos correspondientes al partido político electo en la anterior votación.

Debido a la limitación de datos a nivel nacional o departamental, y para lograr obtener resultados concluyentes, con grados de significancia estadística, se calculó la proporción de voto a nivel municipal. Dicha información es buena, no solo por aumentar el tamaño de la muestra, sino también por mostrar de mejor manera la heterogeneidad de los votantes.

3.2. Componentes del “Indicador de calidad de vida”

En este estudio, la principal variable independiente, que explica la propensión de los ciudadanos a votar por el candidato anteriormente electo, es el “Indicador de calidad de vida”. Este indicador variará de acuerdo al objetivo de cada trabajo, ya que no existe un solo conjunto de variables válido. Se toma gran parte de las variables propuestas por Ocampo y Foronda (2007) para Bolivia, que se basan en el Latin American Research Network (LARN), sin poder incluir todas las deseadas por falta de disponibilidad de registros y estadísticos a nivel municipal.

El “Indicador de calidad de vida” (ICV) se construye a partir de un conjunto de 29 indicadores, divididos en tres grupos: (1) Características de los hogares (2) Área geográfica y (3) Características del departamento. El cuadro 1 muestra el detalle de las variables utilizadas en el cálculo del ICV.

Cuadro 1
Indicadores de los tres componentes del ICV

Indicador	Variable	Fuente
Características de los Hogares		
Miembros del hogar	Jefe del hogar con menos de cuatro años de escolaridad	Censos: 1992, 2001, 2012 Encuesta de hogares: 1999-2018
	Número de niños entre 6 y 12 años que no están en la escuela	
	Jefe de hogar con más de 15 años de escolaridad	
	Ingreso <i>per cápita</i> del hogar	
Infraestructura del hogar	Calidad de materiales (paredes)	
	Calidad de materiales (techo)	
	Calidad de materiales (piso)	
	Hacinamiento (número de cuartos utilizados para dormir)	
Acceso a servicios básicos	Acceso al agua	
	Servicio sanitario	
	Servicio de electricidad	
	Combustible para cocinar	
Acceso a servicios	Líneas de teléfono fijas o celular	
	Acceso a internet	

Indicador	Variable	Fuente
Características del municipio		
Crimen y seguridad	Número de crímenes por 1000 habitantes por año	Policía Nacional
Medio Ambiente	Número de desastres naturales	Ministerio de Defensa
Salud	Número de camas de hospitales por 1000 habitantes	Ministerio de Salud
Infraestructura en educación	Número de centros iniciales por 1000 habitantes	Ministerio de Educación
	Número de instituciones de educación primaria por 1000 habitantes	
	Número de instituciones de educación secundaria por 1000 habitantes	
Características del departamento		
Salud	Esperanza de vida al nacer	Censos, Encuesta de hogares
	Tasa de mortalidad infantil	
Crimen y seguridad	Número de accidentes de tránsito por 1000 habitantes	INE
Medio ambiente	Residuos sólidos recolectados (toneladas por 1000 habitantes)	INE
Sociedad	Disturbios civiles registrados	Policía Nacional

3.3. Datos macroeconómicos

Para poder comparar el resultado con la mayor parte de la literatura relacionada a las variables macroeconómicas, se introducen como variables explicativas el PIB *per cápita*, la tasa de desempleo, la inflación y el crecimiento económico a nivel departamental. Cada resultado de las elecciones es relacionado con el valor de estos indicadores para el mismo año.

4. Metodología

4.1. Construcción del “Indicador de calidad de vida”

Para lograr el objetivo principal de este trabajo, lo primero que se debe realizar es la construcción del “Indicador de calidad de vida” (ICV). Siguiendo a Ocampo y Foronda (2007), quienes construyen un ICV para Bolivia a nivel departamental, se estima dicho indicador para los años

1999-2018 a nivel municipal. En base a la metodología presentada por Cortés, Gamboa y Gonzáles (1999), Castaño y Moreno (1994) y Acosta, Guerra y Rivera (2005), se emplea la descomposición por componentes principales para variables cualitativas.

En esta metodología, el primer paso es la selección de las variables, el cual es fundamental para que el indicador refleje las condiciones de vida de las personas. Dichas variables deben estar relacionadas a la posesión de ciertos bienes, la manera de vivir, características propias de la ubicación geográfica del hogar y otros componentes que afectan al bienestar de los individuos. Una vez definidas las variables, se prosigue con la elaboración de los indicadores. Para eliminar un posible efecto de magnitud, donde el indicador podría estar dominado por las variables que tengan la mayor varianza, todas las variables deben estandarizarse; además, se debe cuidar que el sentido o dirección final de éstas sea el mismo.

Es necesario que el ICV compacte toda la información presentada en el cuadro 1 para que pueda ser comparada entre municipios y departamentos. En este caso, el indicador se divide en tres subíndices: uno relacionado a las características propias del individuo, otro a las características del hogar y el último a las características del entorno. En base a la metodología PRINQUAL (Componentes principales cualitativos) que extiende el “Análisis de componentes principales” ordinario a un contexto más general, en el cual se pueden emplear tanto variables cualitativas como cuantitativas, se estima el siguiente modelo:

$$x_{ij} = \sum_{k=1}^c g_{ik} p_{kj} + e_{ij} \quad (2)$$

Donde: x_{ij} es el valor i -ésimo ($i = 1, \dots, n$) y la j -ésima variable ($j = 1, \dots, m$); p_{kj} es la ponderación de la j -ésima variable sobre el k -ésimo componente ($k = 1, \dots, c$), siendo c el número de componentes principales; p_{kj} es el valor del k -ésimo componente principal del i -ésimo municipio y e_{ij} es el error por los componentes principales no considerados en el análisis. Cuando el número de componentes principales es igual al número de variables, se tiene un modelo de componentes completo, donde e_{ij} es igual a cero.

Previo al cálculo de componentes principales, se realizó el test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para determinar que las características de las variables garantizan el análisis de

componentes. Con las variables seleccionadas se obtiene un $KMO=0,667$, lo que refleja una buena adecuación.

Para calcular los componentes principales, se utiliza el método de máxima varianza total (MVT), que determina a los componentes principales, es decir, los que acumulan más varianza total de las variables originales que cualquier otro conjunto de componentes. De esta manera, la ponderación de los componentes es aquella que maximiza la proporción de la varianza explicada por los componentes principales. Posteriormente, se obtiene el componente score o calificación de componentes para cada municipio a partir de la matriz de cargas de componentes rotadas. Para agregar los componentes principales a cada subíndice, se utiliza una suma ponderada de dichos componentes, empleando como ponderador el porcentaje de información explicado por cada uno. Después de obtener el valor para cada subíndice, se debe agregarlos en base a un criterio de valoración para obtener el ICV. En este caso, al tener tres subindicadores, se da el mismo peso a cada uno, que va de acuerdo al criterio utilizado por Ocampo y Foronda (2007), donde se da un mayor peso al subíndice de las características del hogar (60%), que representaría el subíndice de características individuales y del hogar, y menor peso a las características del entorno (40%), argumentando que las características próximas tienen mayor influencia sobre la calidad de vida. Finalmente, se realiza una transformación monótona del indicador para que los valores del mismo estén entre 0 y 100¹.

4.2. Modelos econométricos a estimar

Para evaluar la predicción de que los altos niveles de bienestar se asocian positivamente con el éxito electoral de los candidatos electos previamente, se estimó la siguiente ecuación:

$$V_{it} = \beta_1 ICV_{it} + V_{it-1} + X'_{it} \xi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde V_{it} es el porcentaje de voto recibido por el gobierno que se vuelve a postular en el país (departamento o municipio) i en la elección t ; ICV_{it} es el nivel agregado del ICV en el área geográfica i antes de la elección t ; V_{it-1} es la proporción de votos que estos partidos recibieron colectivamente en la elección anterior y X'_{it} es un vector de controles (como el número de

¹ El resumen estadístico del resultado de la construcción del ICV se encuentra en el anexo.

partidos que se presenta en la elección t). Los efectos fijos del municipio ξ_i , se incluyen en todos los modelos. Finalmente, ε_{it} es un término de error ajustado para la agrupación a nivel de país.

El uso de efectos fijos por municipio y año, así como un vector de controles contextuales, ayuda a reducir el problema del sesgo de variable omitida. Variables que explican el estado de la economía pueden afectar tanto a medidas del bienestar de la población (Di Tella, MacCulloch y Oswald, 2003) como tener un efecto directo en el resultado electoral (Fair, 1996; Kramer, 1971). En este estudio, para intentar demostrar que el ICV tiene un poder explicativo adicional, o que el impacto de las variables relacionadas al desempeño de la economía se puede resumir en las medidas de bienestar, se presenta un modelo en el cual la tasa de crecimiento económico departamental del año electoral es una variable explicativa adicional. Al ser la tasa de crecimiento general solo parcialmente informativa sobre el estado de la economía, se introduce gradualmente el desempleo departamental. Se evitó la inclusión de la tasa de inflación departamental, ya que solamente se tiene disponibilidad de este dato para el año 2008, reduciendo de manera importante el tamaño de la muestra.

Para comprobar que el resultado no está sesgado por la variación del porcentaje de participación en el proceso electoral del total de inscritos, se verifica que el ICV no explique este porcentaje de participación (Dolan, Metcalfe y Powdthavee, 2008; Flavin y Keane, 2012; Frey y Stutzer, 2006). De esta manera, se estima una regresión similar al modelo principal, pero reemplazando el porcentaje de votos por el porcentaje de participación en cada municipio.

Para ampliar la explicación de los resultados, se explora si los votantes son más receptivos al nivel de bienestar observado un periodo antes o a un cambio reciente en el bienestar. Además, se plantea observar un efecto de no linealidad en esta relación. Por lo tanto, se prosigue a la estimación del modelo que, en lugar de usar el nivel del ICV de cada municipio, utiliza el cambio de este indicador como el factor predictivo de la proporción de votos al actual gobernante.

$$V_{it} = \beta_1 \Delta ICV_{it} + V_{it-1} + X'_{it} + \xi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

donde ΔICV_{it} es el cambio en la variable de bienestar de vida agregado que existe en un año, respecto al año calendario anterior al año electoral. El mismo análisis se realiza para estimar la variación durante todo el tiempo que el candidato ejerció su mandato.

Finalmente, se utilizan modelos de regresión por partes o modelos segmentados para verificar la posible existencia de asimetrías en esta relación. Es decir, se trata de determinar si los votantes están más motivados a castigar o recompensar a los titulares por los cambios positivos o negativos de su bienestar. Para ΔICV_{it} que es el principal predictor de la proporción de votos, se crea una *spline* que separa los cambios negativos de los positivos en el ICV , de manera que:

$$V_{it} = \beta_1 \Delta ICV_{it}^+ + \beta_2 \Delta ICV_{it}^- + V_{it-1} + X'_{it} + \xi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde ΔICV_{it}^+ presenta el cambio del ICV cuando éste es positivo (o presenta el valor de cero, en caso contrario), y ΔICV_{it}^- es el cambio de dicho indicador cuando éste es negativo (o en caso contrario, un valor de cero). Para hacer que los coeficientes sean más intuitivos, se utiliza el valor absoluto en los cambios negativos.

5. Resultados

5.1. Resultados principales

Los resultados del modelo base demuestran que la proporción de votos que perciben los partidos gobernantes es sensible al nivel de bienestar de la población medido por el “Indicador de calidad de vida”. Como se muestra en la columna (1) del cuadro 2, el ICV es significativo, por lo cual es un predictor del porcentaje de votos que perciben los candidatos reelectos. Ya que las variables se encuentran estandarizadas, se puede intuir por el modelo (1) que un cambio de desviación estándar en el nivel de calidad de vida genera una variación de alrededor de 1.7 puntos porcentuales en la proporción de votos. En las columnas (2) y (3) se estima la relación que tienen las variables macroeconómicas con la explicación del porcentaje de votos a candidatos titulares, como la mayor parte de los estudios relacionados a esta temática. La columna (2) muestra la relación con el crecimiento económico, siendo significativa y positiva

de acuerdo a la teoría, mientras que en la columna (3) se muestra la relación con el desempleo, que de igual manera es significativa, pero con signo negativo. La proporción de votos de los electores es sensible al nivel de bienestar, al crecimiento económico y al nivel de desempleo de la población. Si el nivel de bienestar es alto, el porcentaje de votos para reelegir al candidato es mayor. La misma relación se cumple para el crecimiento económico, mientras que, si el desempleo es alto, menor proporción de electores decidirán reelegir al candidato.

En los modelos presentados en las columnas (4), (5) y (6) se pretende verificar la robustez de explicación del indicador de calidad de vida con la inclusión de variables macroeconómicas. En la columna (4), además de intentar explicar el porcentaje de votos con el ICV, se incluye el crecimiento económico; en este caso el ICV continúa siendo significativo, mientras que el crecimiento económico pierde su significatividad. Cuando se incluyen al ICV y a la tasa de desempleo en el modelo (5), ambas permanecen significativas, aunque la incidencia del ICV es mayor a la de la tasa de desempleo. Finalmente, en la columna (6) se presenta un modelo con la interacción de las dos variables macroeconómicas y la variable que explica el bienestar. El ICV continúa siendo significativo, al igual que el desempleo, mientras que el crecimiento económico pierde su significancia. Un cambio de una desviación estándar en el ICV y en la tasa de desempleo genera un aumento en 2.2 puntos porcentuales y una disminución de 0.5 puntos porcentuales, respectivamente.

Para todas las estimaciones se utiliza el nivel del "Indicador de calidad de vida" de un periodo previo a la elección, mientras que para las variables macroeconómicas se utiliza el del mismo periodo en el cual se efectuaron las elecciones, siguiendo el procedimiento de Ward (2015). Es importante mencionar que todos los modelos están controlados por la proporción de votos que recibieron los políticos en las elecciones anteriores, es decir, cuando éstos fueron electos, y por variables *dummies* del tipo de elección (nacional, departamental y municipal).

Cuadro 2
Estimación del modelo base

	Proporción de votos a candidatos reelegidos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Indicador de calidad de vida (ICV)	0,1738 (0,0283)***			0,1968 (0,0211)***	0,1985 (0,0373)***	0,2230 (0,0301)***
Crecimiento económico		0,1033 (0,0274)***		-0,0251 (0,0162)		-0,0256 (0,0171)
Tasa de desempleo			-0,0833 (0,0110)***		-0,0502 (0,0051)***	-0,0489 (0,0054)***
Proporción de votos anterior elección	0,5670 (0,1449)***	0,6402 (0,1630)***	0,7315 (0,1502)***	0,5749 (0,1511)***	0,5159 (0,1431)***	0,5241 (0,1497)***
Constante	0,1890 (0,0728)**	0,1090 (0,0744)**	0,0628 (0,0656)	0,1895 (0,0455)**	0,2292 (0,0759)***	0,2299 (0,0769)***
Observaciones	2912	2912	2600	2912	2600	2912
Municipios	336	336	336	336	336	336
R2 conjunto	0,3854	0,4383	0,4668	0,3732	0,3717	0,3577

Errores estándar robustos entre paréntesis. Las regresiones incluyen efectos fijos de los municipios y variables *dummies* por el tipo de elección.

*Nivel de significancia al 10%, ** al 5% y *** al 1%. Todas las variables están estandarizadas (media=0 y desviación estándar=1).

5.2. Estimación del efecto de variaciones

Para ampliar el estudio y no solo quedarse en la importancia del nivel de bienestar de la población, se incorpora un análisis de variaciones. La incorporación de indicadores que presenten la variación del bienestar responde a la noción de que los ciudadanos, a la hora de votar, considerarán el cambio que generó el gobernante en su nivel de bienestar.

En la primera columna del cuadro 3 se presentan como determinantes de la proporción de votos el nivel de bienestar y el cambio en un año de este indicador. El nivel del ICV sigue explicando la proporción de votos reelectos, pero la variación de éste no llega a ser significativa. En la columna (2) se presenta el modelo que relaciona el nivel de PIB *per cápita* y la variación de éste en un año, mostrando que la población toma en cuenta el nivel de ingreso de la economía al momento de elegir, pero también la variación de este ingreso. La columna (3) muestra el efecto conjunto de las variables de bienestar y macroeconómicas. En este caso, el nivel del ICV es significativo, pero su variación no lo es; en cuanto al PIB *per cápita*, con la incorporación del ICV, pierde su poder explicativo, mientras que la variación sigue siendo significativa pero solo al 10%. Un cambio de una desviación estándar en el ICV genera una variación en 1.8 puntos porcentuales al porcentaje de reelección, y un cambio en una desviación estándar en la variación del PIB *per cápita* genera una variación en aproximadamente 0.5%.

El resto de modelos en el cuadro 3 presenta el mismo análisis, pero incluyendo la variación de todo el periodo de mandato del candidato. En este caso, se puede evidenciar que la población toma en cuenta en mayor proporción el nivel actual del ICV, pero que también es importante la variación que se presenta entre el nivel de un año previo a la elección con el nivel que se tenía cuando comenzó su mandato. El siguiente modelo muestra la misma relación para el PIB *per cápita*, siendo tanto el nivel como la variación significativos. La incorporación de los niveles y variaciones del indicador de bienestar y macroeconómico se muestra en la columna (6). Por la incorporación del ICV en nivel y variación, los indicadores macroeconómicos pierden significancia; en este caso, una variación de una desviación estándar en el nivel de calidad de vida implicará un aumento en 1.3 puntos porcentuales a la proporción de votos destinados a los actuales gobernantes.

Cuadro 3
Estimación del modelo en niveles y variaciones

Proporción de votos a candidatos reelegidos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Niveles						
Indicador de calidad de vida (ICV)	0,1696 (0,0307)***		0,1866 (0,0229)***	0,1372 (0,0317)***		0,1278 (0,0221)***
PIB per cápita		0,1034 (0,0265)***	-0,0187 (0,0164)		0,1021 (0,0275)***	0,0100 (0,0173)
Variación						
Indicador de calidad de vida (ICV)	0,0024 (0,0017)		0,002 (0,0014)	0,0083 (0,0013)***		0,0082 (0,0014)***
PIB per cápita		0,0975 (0,0326)***	0,0472 (0,0273)*		0,0821 (0,0119)***	0,0126 (0,0145)
Controles						
Proporción de votos anterior elección	0,5712 (0,1481)***	0,6284 (0,1630)***	0,5720 (0,1525)***	0,5876 (0,1501)***	0,6468 (0,1651)***	0,5857 (0,1531)***
Constante	0,1867 (0,0744)***	0,1168 (0,0750)	0,1903 (0,0747)**	0,1337 (0,0785)*	0,1161 (0,0746)	0,1346 (0,0733)*
Observaciones	2912	2924	2912	2909	2924	2909
Municipios	336	337	336	336	337	336
R2 conjunto	0,3901	0,442	0,3816	0,4342	0,4394	0,4391

Errores estándar robustos entre paréntesis. Las regresiones incluyen efectos fijos de los municipios y variables dummies por el tipo de elección. *Nivel de significancia al 10%, ** al 5% y *** al 1%. Las variables en nivel están estandarizadas (media=0 y desviación estándar=1). Las variables de variación se refieren a los cambios en la variable de nivel estandarizada.

5.3. Estimación del efecto de variaciones por partes

El cuadro 4 pretende mostrar posibles asimetrías a la hora de elegir a los candidatos reelectos; por tanto, se estiman los modelos de regresión con indicadores *spline* o también conocidos como indicadores de variaciones por partes. Se intenta demostrar que en Bolivia los electores son más propensos a castigar a los candidatos si es que éstos tienen resultados negativos antes que a premiarlos si tienen resultados positivos, como lo demuestra gran parte de la literatura relacionada a estos temas (Bloom y Price, 1975; Ward, 2015).

Los primeros tres modelos presentan este análisis por partes con las variaciones de un solo año, para medir la correspondencia de los cambios recientes, mientras que los restantes tres modelos muestran la variación para todo el periodo de gobierno.

En la columna (1) se observa que el nivel del ICV sigue siendo significativo, aun con la adición de las variables *spline*. Por otra parte, la variación positiva del ICV no es significativa, mientras que la negativa sí lo es, pero el cambio en una desviación estándar no genera una disminución importante en el porcentaje de votos, siendo tan solo de 0.1 puntos porcentuales. En el análisis del PIB *per cápita* presentado en la columna (2) se puede ver que el electorado toma en cuenta tanto los cambios positivos como los negativos, y en proporciones similares. El modelo (3) presenta el análisis conjunto de la incidencia de las variables de bienestar y su variación por partes, al igual que de los indicadores macroeconómicos. En este caso, se observa como determinantes al nivel del ICV, la variación negativa de éste y las variaciones tanto negativas como positivas del PIB *per cápita*.

Respecto a las variaciones en el periodo electoral, se puede evidenciar un cambio importante en el comportamiento de los electores. Es así que, aunque el nivel del ICV sigue siendo significativo, la variación negativa del ICV, al igual que la positiva, también explican el porcentaje de votos reelectos en proporciones similares. En cuanto a las variaciones del PIB, se observa una relación diferente; el nivel del PIB *per cápita* y las variaciones negativas son significativos, como lo eran con los cambios recientes, pero la variación positiva no explica el porcentaje de votos hacia los candidatos reelectos. En la columna (6) se puede observar la relación de ambos modelos; en este caso, el ICV en niveles es significativo, al igual que las variaciones tanto positivas y negativas del mismo, como del PIB *per cápita*, mientras que el nivel del PIB *per cápita* no llega a ser una variable explicativa en este modelo.

Cuadro 4
Estimación del modelo a niveles y cambios por partes

	Proporción de votos a candidatos reelegidos					
Niveles	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Indicador de calidad de vida (ICV)	0.1687 (0.0309)***		0.1745 (0.0227)***	0.1347 (0.0306)***		0.1235 (0.0214)***
PIB per cápita		0.1235 (0.0274)***	0.0035 (0.0175)		0.1068 (0.0278)***	0.0146 (0.0174)
Cambios por partes						
<i>Spline</i> : Δ ICV < 0	-0.0050 (0.0024)**		-0.0044 (0.0021)**	-0.0104 (0.0060)*		-0.0122 (0.0064)*
<i>Spline</i> : Δ ICV > 0	0.0002 (0.0023)		0.0004 (0.0022)	0.0076 (0.0015)***		0.0075 (0.0016)***
<i>Spline</i> : Δ PIB < 0		-0.3367 (0.0543)***	-0.2293 (0.0447)***		-0.1544 (0.0296)***	-0.0950 (0.0275)***
<i>Spline</i> : Δ PIB > 0		-0.3796 (0.0585)***	-0.2959 (0.0579)***		0.0150 (0.0341)	-0.0590 (0.0358)***
Controles						
Proporción de votos anterior elección	0.5726 (0.1487)***	0.6168 (0.1612)***	0.5671 (0.1520)***	0.5840 (0.1522)***	0.6424 (0.1651)***	0.5784 (0.1548)***
Constante	0.1930 (0.0737)***	0.1641 (0.0774)**	0.2266 (0.0757)***	0.1455 (0.0831)*	0.1344 (0.0767)*	0.1671 (0.0798)**
Observaciones	2912	2924	2912	2801	2924	2801
Municipios	336	337	336	336	337	336
R2 conjunto	0.3901	0.4685	0.3947	0.4283	0.4361	0.4233

Errores estándar robustos entre paréntesis. Las regresiones incluyen efectos fijos de los municipios y variables *dummies* por el tipo de elección.
*Nivel de significancia al 10%, ** al 5% y *** al 1%. Las variables en nivel están estandarizadas (media=0 y desviación estándar=1). Las variables de variación *spline* son el valor absoluto de la variable de cambio cuando es negativa (positiva) y cero en caso contrario.

6. Conclusiones

Este documento presenta la relación del nivel de bienestar de los ciudadanos con la proporción de votos que reciben los candidatos reelectos. El propósito de medir esta relación se centra en verificar si los ciudadanos tienen un grado de correspondencia con sus gobernantes. Los resultados presentan que la relación del bienestar, medido con un “Indicador de calidad de vida”, con el porcentaje de votos es significativa robustamente y positiva. Es decir, los votantes, al momento de elegir a un nuevo candidato o reelegir al actual gobernante, toman en cuenta su nivel de bienestar.

Esta afirmación se mantiene aun con la inclusión de variables que fueron utilizadas ampliamente en la literatura, como el Producto Interno Bruto y el desempleo. Para medir la correspondencia de los candidatos hacia sus gobernantes, se observa que el bienestar es un mejor predictor y que absorbe la explicación de variables macroeconómicas como el PIB. Además, en relación a las otras variables, el ICV explica en una mayor magnitud la variación en la proporción de votos que perciben los partidos gobernantes que el desempleo.

En relación al análisis de las variaciones del “Indicador de calidad de vida”, se observa que los ciudadanos dan más importancia a la variación total del periodo de mandato, y no así a un cambio reciente, que es diferente a la mayoría de los resultados encontrados en otros estudios. El análisis de asimetrías también demuestra un comportamiento interesante. Para variaciones recientes del ICV, se pueden observar resultados similares a los que plantea la literatura; los ciudadanos castigan de mayor manera los resultados negativos. Sin embargo, para variaciones de todo el periodo de gobierno, se ve que los ciudadanos premian más que lo que castigan.

Los trabajos de investigación en relación al voto retrospectivo, que significa que la población elige a su futuro gobernante de acuerdo a los resultados que obtiene el actual, son muy limitados en Bolivia, mientras que en los demás países son muy extensos. De todas formas, gran parte se centra en solamente el desempeño económico. Pero se debe tener en cuenta que, aunque los gobiernos trabajan en generar resultados económicos positivos, también se concentran en otras áreas, como salud y educación. Para los ciudadanos, estas otras áreas pueden tener mayor relevancia que el crecimiento de la economía, ya que las primeras tienen mayor cercanía a su felicidad que la macroeconomía, a la cual ven distante.

Fecha de recepción: 10 de octubre de 2019

Fecha de aceptación: 10 de marzo de 2020

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Acosta, O; Guerra J. y Rivera, D. (2005). *Acceso de los hogares a los principales servicios públicos y sociales y percepciones de calidad sobre estos servicios*. Serie Documentos, Borradores de investigación N° 76, Universidad del Rosario.
2. Alesina, A. y Rosenthal, H. (1995). *Partisan Politics, Divided Government and the Economy*. Cambridge University Press.
3. Barro, R.J. (1973). The control of politicians: An economic model. *Public Choice*, 14, 19-42.
4. Besley, T; Kudamatsu, M.; Merlo, A.; Olken, B. y Nunn, N. (2006). "Health and Democracy". *American Economic Review*, 96(2), 313-318.
5. Bloom, H. y Price, H.D. (1975). Voter Response to Short-Run Economic Conditions: the Asymmetric Effect of Prosperity and Recession. *American Political Science Review*, 69(4), 1240-1254.
6. Castaño, E. y Moreno, H. (1994). Selección y cuantificación de variables del sistema de selección de beneficiarios, SISBEN. *Planeación y Desarrollo*, 25, 259-283.
7. Cortés, D.; Gamboa, L. y González, J. (1999). ICV: hacia una medida estándar de vida. *Coyuntura Social*, 264, 160-180
8. Di Tella, R.; MacCulloch, R. J. y Oswald, A. J. (2003). The macroeconomics of happiness. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 809-827.
9. Dolan, P.; Metcalfe, R. y Powdthavee, N. (2008). Electing happiness: does happiness effect voting and do elections affect happiness. Discussion Papers in Economics N° 2008/30.
10. Downs, A. (1957). An Economic Theory of Political Action in a Democracy. *Journal of Political Economy*, 65(2), 135-150.
11. Fair, R. C. (1996). Econometrics and Presidential Elections. *Journal of Economic Perspectives*, 10(3), 89-102.
12. Ferejohn, J. (1986). Incumbent Performance and Electoral Control. *Public Choice*, 50(1/3), 5-25.
13. Flavin, P. y Keane, M. J. (2012). Life Satisfaction and Political Participation: Evidence from the United States. *Journal of Happiness Studies*, 13(1), 63-78.

14. Frey, B. y Stutzer, A. (2006). *Environmental Morale and Motivation*. Recuperado de SSRN: <https://ssrn.com/abstract=900370>.
15. Helliwell, J. F.; Huang, H. y Wang, S. (2014). Social Capital and Well-Being in Times of Crisis. *Journal of Happiness Studies*, 15(1), 145-162.
16. Hibbs Jr., D. A. (2000). Bread and Peace Voting in U.S. Presidential Elections. *Public Choice*, 104(1/2), 149-180.
17. Kramer, G. H. (1971). Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964. *The American Political Science Review*, 65(1), 131-143.
18. Lächler, U. (1984). The political business cycle under rational voting behavior. *Public Choice*, 44(3), 411-430.
19. Mueller, S. y Dardanelli, P. (2013). The parliamentary and executive elections in Switzerland. *Electoral Studies*, 32(1), 197-201.
20. Ocampo, M. y Foronda Rojas, C. A. (2007). Estudio de la calidad de vida en Bolivia: metodología y medición. *Investigación y Desarrollo*, 1(7), 24-38.
21. Okun, D. A. (1981). Deteriorating sources deserve concern. *Journal American Water Works Association*, 73(6), 14-14.
22. Persson, T. y Tabellini, G. (1994). Representative democracy and capital taxation. *Journal of Public Economics*, 55(1), 53-70.
23. Riker, W.H. y Ordeshook, P.C. (1968). A Theory of the Calculus of Voting. *The American Political Science Review*, 65(1), 25-42.
24. Rogoff, K. y Sibert, A. (1988). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *The Review of Economic Studies*, 55(1), 1-16.
25. Sen, A. (1976). *Elección colectiva y bienestar social*. Madrid: Alianza.
26. ----- (1985). Well-Being, Agency and Freedom. *The Journal of Philosophy*, 82(4), 169-221.
27. ----- (1997). Maximization and the Act of Choice. *Econometrica*, 65(4), 745-779.
28. Stevenson, B. y Wolfers, J. (2008). Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox. NBER, Working Paper N° 14282.

29. Stigler, G. J. (1973). General Economic Conditions and National Elections. *American Economic Review*, 63(2), 160-167.
30. Tullock, G. (1967). The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies, and Theft. *Economic Inquiry*, 5(3), 224-232.
31. Ward, G. (2015). Is happiness a predictor of election results?. CEP Discussion Paper N° 1343.

Anexo

Estimación del “Indicador de calidad de vida”

Para la medición del “Indicador de calidad de vida” se utiliza el método de componentes principales. El cuadro A1 presenta los componentes que se obtienen para el subíndice de los determinantes externos. Como se observa, se tienen 11 componentes que están ordenados por el que presenta el mayor porcentaje de variabilidad. La regla utilizada para determinar los componentes principales sigue la metodología de Ocampo y Foronda (2007), que determina que se utilizarán los componentes que expliquen al menos el 80% de la información original. Así se determina el uso de seis componentes.

Cuadro A1:
Análisis de componentes principales

(1)	(2)	(3)	(4)
Componente	Eigenvalue	Porcentaje de variabilidad explicada	Porcentaje de variabilidad acumulada
Comp1	3.370310	0.306400	0.306400
Comp2	2.045290	0.185900	0.492300
Comp3	1.265670	0.115100	0.607400
Comp4	1.001330	0.091000	0.698400
Comp5	0.956605	0.087000	0.785400
Comp6	0.733191	0.066700	0.852000
Comp7	0.590838	0.053700	0.905700
Comp8	0.431614	0.039200	0.945000
Comp9	0.289022	0.026300	0.971300
Comp10	0.244276	0.022200	0.993500
Comp11	0.071848	0.006500	1.000000

El siguiente paso es el cálculo de la matriz de las cargas de componentes, que se presenta en el cuadro A2. Estas variables sirven para representar el peso de cada una de variables originales en los seis componentes principales. En el cuadro A3 se presenta la carga de componentes rotados, para poder interpretar los resultados de mejor manera.

**Cuadro A2:
Carga de componentes**

Variable original	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6
Esperanza de vida	0.8934	-0.126	0.0715	0.1831	0.1331	-0.2588
Mortalidad infantil	0.8599	-0.134	0.0405	0.2183	0.1726	-0.2745
Número de camas	0.454	-0.0728	-0.4427	0.0837	0.3746	0.6416
Centros iniciales	0.1822	0.8814	0.0203	0.0049	0.0195	-0.0555
Centros de primaria	0.0436	0.8596	0.1504	-0.1271	-0.0695	0.1256
Centros de secundaria	0.5464	0.6093	0.1301	0.0979	0.0186	0.0371
Desastres naturales	-0.2167	-0.039	0.565	0.6563	0.2229	0.2066
Disturbios sociales	-0.0482	-0.0518	0.3875	-0.5823	0.6987	-0.056
Accidentes de tránsito	-0.6253	0.1883	-0.2214	0.3003	0.4116	-0.2768
Casos de crímenes comunes	-0.7408	0.0109	0.4032	0.0733	-0.0279	0.0872
Toneladas de residuos	-0.5512	0.2818	-0.5849	0.1485	0.2348	-0.1702

**Cuadro A3:
Carga de componentes rotados**

Variable original	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6
Esperanza de vida	0.931	0.0348	-0.24	-0.0172	0.1068	0.0012
Mortalidad infantil	0.9315	0.0124	-0.1746	0.0007	0.1166	0.0005
Número de camas	0.1837	-0.0065	-0.0327	-0.0419	0.9642	-0.0038
Centros iniciales	0.0808	0.8857	0.1379	-0.0529	-0.0262	-0.0233
Centros de primaria	-0.1695	0.8765	-0.0282	-0.0177	-0.0313	0.0327
Centros de secundaria	0.3854	0.7133	-0.1492	0.0429	0.12	-0.0463
Desastres naturales	-0.0272	-0.0215	0.0268	0.9423	-0.0306	-0.0087
Disturbios sociales	-0.0141	-0.0064	-0.0206	0.0019	-0.0071	0.9924
Accidentes de tránsito	-0.2133	-0.0178	0.8352	0.2154	-0.1267	0.0762
Casos de crímenes comunes	-0.62	-0.0772	0.0975	0.4429	-0.3406	0.1147
Toneladas de residuos	-0.297	0.0569	0.8384	-0.1443	0.0572	-0.1143

Posteriormente, se pueden convertir las 11 variables que explican este subíndice en estos seis componentes, mediante la calificación de cada uno de ellos. El subíndice 3 resulta entonces de la suma ponderada de los componentes score y se calcula para cada municipio; este procedimiento se repitió para el subíndice 1 y el subíndice 2.

$$\text{Sub3} = 0.2072 * (\text{CS1}) + 0.1886 * (\text{CS2}) + 0.1403 * (\text{CS3}) + \\ 0.1145 * (\text{CS4}) + 0.0929 * (\text{CS5}) + 0.0928 * (\text{CS6})$$

Análisis de efectividad del modelo económico boliviano (2006-2019)

Efectiveness Analysis of the Bolivian Economic Model (2006-2019)

Rodrigo Alfonso Burgoa Terceros*

Resumen**

El documento analiza la efectividad del modelo económico que se instauró en Bolivia el año 2006 y que tuvo una vigencia de casi 15 años. Para ese propósito, se evaluó el efecto del paradigma sobre seis indicadores de la economía boliviana: nivel de producción, exportaciones, diversificación económica, ingreso *per cápita*, desarrollo humano y medio ambiente. En ese sentido, siguiendo la metodología de control sintético, se construyó una “Bolivia sintética” a partir de la información de 100 países en el período 1991-2017. Se encontró que el modelo tuvo efectos muy modestos en el nivel de producción y el ingreso *per cápita*, casi nulos en el desarrollo humano y negativos en la diversificación económica, las exportaciones y el medio ambiente. De esa manera, se demostró la ineffectividad del modelo económico boliviano; la mejora de los indicadores en los últimos tres lustros se debió al entorno externo favorable, principalmente.

Palabras clave: Modelo económico boliviano; control sintético; nivel de producción; exportaciones; diversificación económica; ingreso *per cápita*; desarrollo humano; medio ambiente.

* Universidad Católica Boliviana “San Pablo”.
Contacto: r.burgoa.f@gmail.com

** Las opiniones, recomendaciones y conclusiones expresadas en este documento corresponden exclusivamente a su autor y no reflejan necesariamente la opinión de las instituciones a las que se encuentra afiliado. Se agradece la colaboración en la elaboración del presente artículo a la asistente de investigación Sofía Vera La Rosa.

Abstract

This paper analyzes the effectiveness of the Bolivian economic model which was adopted in 2006 and was valid for almost 15 years. For that purpose, the effect of this paradigm was evaluated on six Bolivian indicators: production level, exportations, economic diversification, *per capita* income, human development and environment. Following the methodology of synthetic control, a “synthetic Bolivia” was built based on 100 countries in the period 1991-2017. It was found that the economic model had very modest effects on production level and *per capita* income, almost null effects on human development and negative effects on economic diversification, exportations and environment. Therefore, the ineffectiveness of the Bolivian economic model was demonstrated, the improvements in the indicators were caused by a favorable extern situation, mainly.

Keywords: Bolivian economic model; synthetic control; production level; exportations; economic diversification; *per capita* income; human development; environment.

Clasificación/Classification JEL: P1, O54

1. Introducción

La llegada de los años 2000 no solo marcó un cambio de siglo, sino que trajo para Bolivia una situación económica bastante favorable. Alrededor del año 2006, los indicadores económicos comenzaron a mostrar un panorama sumamente auspicioso. A raíz de este suceso, los estudiosos en el tema empezaron a inquirir sobre el motivo de un cambio tan trascendental en la economía boliviana. Desde el gobierno de turno, las autoridades atribuían la bonanza a la adopción de un nuevo modelo económico en Bolivia; dicho paradigma había sido aplicado desde el año 2006. Por otra parte, existían voces disonantes que encontraban la causa del auge en la situación externa positiva; pues, casi de manera simultánea a la adopción del modelo, se dio a nivel internacional un gran ascenso en los precios de los *commodities*, minerales e hidrocarburos, que beneficiaba al sector exportador boliviano.

Pasaron casi tres lustros desde que se dieron los anteriores sucesos, un tiempo adecuado para analizar si el auge económico vivido en Bolivia se debió al modelo que estuvo vigente

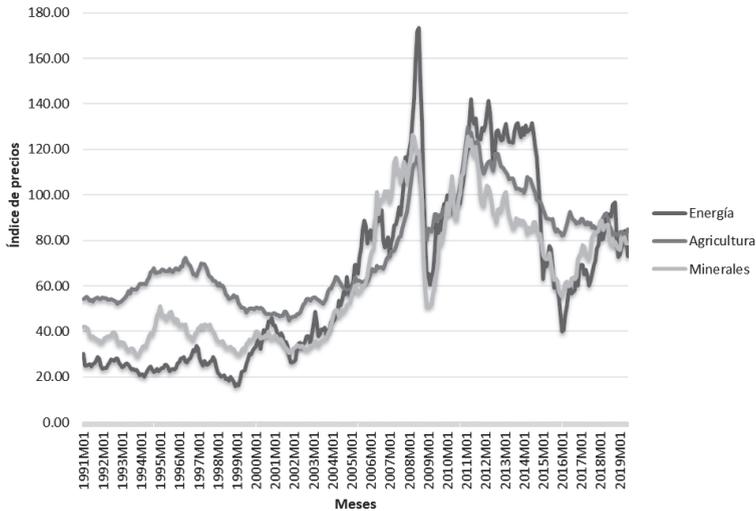
hasta el año 2019. Si bien existen estudios previos¹ que ya consideraron este tema, se hace necesario analizarlo de una forma más exhaustiva, mediante la evaluación de los fundamentos del paradigma económico. Para realizar dicho análisis, el presente documento cuenta con siete partes. Inicialmente, se explicarán los elementos principales del entorno internacional. A continuación, se expondrán las bases del modelo económico adoptado en Bolivia. Posteriormente, se analizarán los principales indicadores económicos del país. Una vez presentada toda la información anterior, se procederá a explicar la metodología que se utilizará para evaluar los efectos del modelo económico. Luego, se realizarán la evaluación correspondiente y el análisis de resultados. Finalmente, se presentarán las conclusiones del estudio.

2. Entorno internacional

En las últimas décadas, el entorno externo ha variado bastante. Ello se ha visto reflejado en la evolución de los precios de los *commodities* en los mercados internacionales. Para un mejor análisis de estos precios, los grupos estudiados serán tres. La primera categoría, de energía, está compuesta por carbón, petróleo y gas natural. El segundo conjunto de bienes primarios se refiere a cereales, granos, aceites y bebidas. Finalmente, el tercer conjunto está constituido por metales y minerales. En el siguiente gráfico se presenta la evolución de los índices de precios de los grupos mencionados en el período 1991-2019.

¹ Entre los estudios ya realizados sobre el tema se encuentran los desarrollados por Arévalo (2016) y Chumacero (2019). En el caso del primer documento, se llevó a cabo una evaluación descriptiva del modelo y se concluyó que el mismo, capitalista con intervención del Estado, fue exitoso. En el segundo caso, mediante la aplicación de tres metodologías (control sintético, datos de panel y equilibrio general) se analizó únicamente el PIB *per cápita*; se halló que la bonanza económica se debió netamente a las condiciones externas favorables.

Gráfico 1: Índices de precios de *commodities* (enero 1991-enero 2019)



Fuente: Banco Mundial.

Puede notarse un drástico ascenso en los precios en el primer lustro del siglo XXI. En el caso de los bienes energéticos, se da un constante incremento desde 2002 hasta 2007, año en el cual alcanza su punto más alto. También es importante resaltar que un ascenso más acelerado en los precios de los energéticos se dio desde 2006. En cuanto a los bienes de agricultura, una mayor alza en sus precios se manifiesta desde el año 2006, alcanzando los valores más altos en 2007 y 2011. Finalmente, en el caso de los metales y minerales, los precios también muestran una tendencia claramente positiva desde el año 2005; al igual que en el caso del grupo anterior, estos precios alcanzaron sus picos más altos en 2007 y 2011.

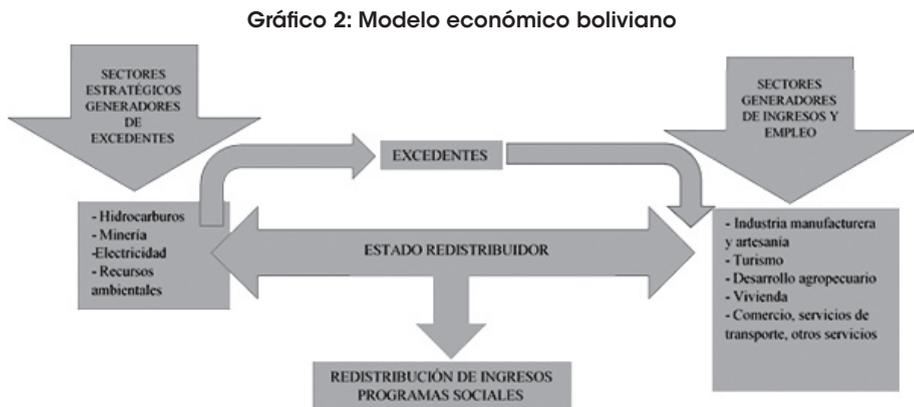
Respecto al año 2008, cabe mencionar que se registró una caída en los precios de los tres conjuntos de bienes primarios debido a la crisis internacional que tuvo su origen en Estados Unidos. Sin embargo, los precios se recuperaron casi inmediatamente, tendiendo al alza desde el año 2009. También es importante señalar que los precios altos se mantuvieron hasta el año 2012 en los casos de agricultura y minerales, mientras que, en los bienes energéticos, se mantuvieron hasta el año 2014.

En conclusión, el alza de los precios de los *commodities* tuvo una duración de aproximadamente una década. Se puede encontrar los inicios de este período entre los años

2002 y 2006, y su finalización entre 2012 y 2014. Claramente, este panorama resultó positivo para los países exportadores de los bienes estudiados, marcando una época de auge. Entre las economías beneficiadas se encontraba Bolivia, que aparte de vivir esta situación favorable, presentó un nuevo modelo económico en el año 2006.

3. El modelo económico boliviano

Como se mencionó en líneas anteriores, en el año 2006 Bolivia adoptó un nuevo modelo que daba al Estado un rol más activo en la economía. El esquema consistía en utilizar los excedentes generados por sectores denominados “estratégicos” para la redistribución de ingresos y para impulsar sectores generadores de empleo. A continuación, se ilustra dicho modelo.



Fuente: Elaboración propia.

A partir del anterior esquema, es posible explicar los pilares del modelo económico boliviano:

- ♦ Sectores estratégicos. Se trata de las industrias de hidrocarburos, minería y electricidad, que son intensivas en capital. En la medida en la que estos sectores generaban mayores excedentes, se podía llevar a cabo los otros elementos del modelo.
- ♦ Sectores generadores de ingresos y empleo. Entre los más importantes, se encontraban las industrias de manufactura, turismo, agricultura, ganadería y servicios; todas ellas, intensivas en mano de obra. Se esperaba que, a través de la transferencia de los excedentes

generados, se pudiera desarrollar de mejor manera esos sectores, creando un mayor número de empleos.

- ♦ Redistribución de ingresos y reducción de pobreza. Se basaba en transferencias condicionales, subvenciones cruzadas y políticas sociales, principalmente. Nuevamente, dicha redistribución se debía realizar con los excedentes obtenidos por los sectores estratégicos.
- ♦ Respecto al medio ambiente. Es importante notar este punto; toda la transformación de la economía boliviana debería darse respetando a la denominada “Madre Tierra”. Es decir, el medio ambiente no tendría que verse afectado (Arce, 2016).

Con base en los aspectos descritos anteriormente, pueden identificarse las variables capaces de reflejar el nivel de éxito del modelo. En las siguientes líneas se describe cada una de ellas.

- ♦ Nivel de producción. Una manera sencilla de analizar la efectividad del modelo es prestar atención al Producto Interno Bruto en términos reales. Tanto por la reinversión de los excedentes al sector estratégico como por la reasignación de recursos a sectores generadores de empleo, debió darse un mayor crecimiento económico.
- ♦ Diversificación productiva. Para analizar el grado de éxito de la redistribución de recursos hacia los sectores generadores de ingresos y empleo, se manejará un indicador de diversificación: el índice de Theil. Si este índice se reduce, es una señal del aumento de la diversificación productiva, y por tanto de la efectividad del modelo; se supone que esto debería haber sucedido gracias al surgimiento de nuevos sectores generadores de empleo.
- ♦ Exportaciones. Otra manera de estudiar la efectividad de la reasignación de recursos hacia sectores alternativos es prestar atención a las exportaciones en términos reales. Se esperaría un incremento en esta variable si la oferta de bienes y servicios aumenta debido a la redistribución de excedentes.
- ♦ Desarrollo humano. Con el objeto de evaluar los resultados de la distribución de ingresos, se apelará al índice de desarrollo humano. Se supone que la redistribución de ingresos mejoraría el nivel de vida de la población, permitiendo un mayor y mejor acceso a salud y educación.

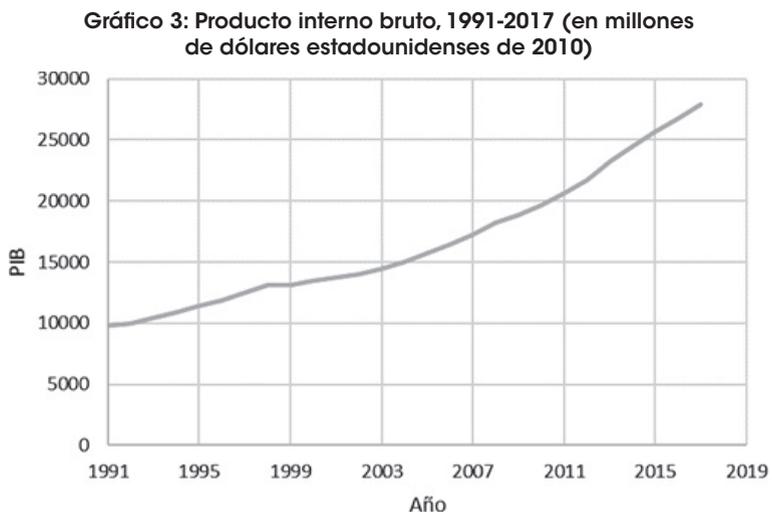
- ♦ Ingreso *per cápita*. Para complementar el análisis, se prestará atención al PIB *per cápita*. Una redistribución de ingresos efectiva debió tener como consecuencia un incremento en el ingreso por habitante.
- ♦ Medio ambiente. Si todo el modelo económico respetó a la “Madre Tierra”, los indicadores de medio ambiente deberían haberse, al menos, mantenido respecto a años anteriores. Para este análisis, se utilizará como *proxy* al área forestal existente en el país.

4. Principales indicadores bolivianos

Para comprender de mejor manera el comportamiento de las variables que permitirán evaluar el modelo económico, en la presente sección se realiza una descripción de las mismas.

4.1. Nivel de producción

En el siguiente gráfico se presenta la evolución del PIB real boliviano entre los años 1991 y 2017.



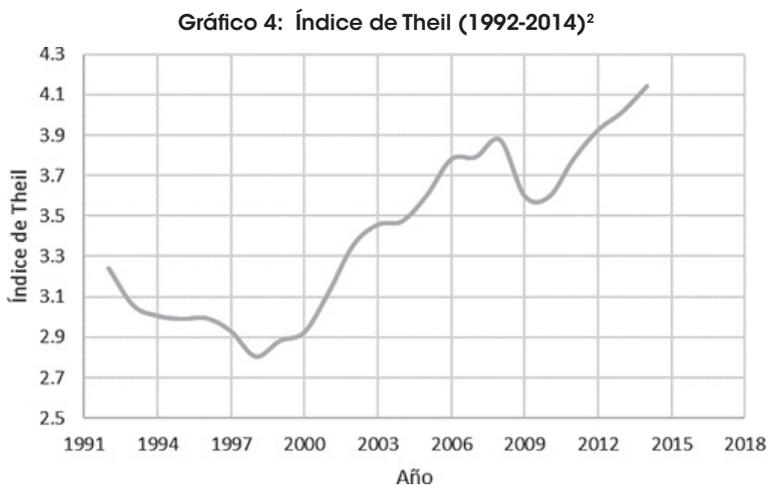
Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

Como se aprecia, el PIB real boliviano ha tenido un constante crecimiento desde el año 1991. Sin embargo, es entre los años 2004 y 2006 cuando se acelera el incremento en el nivel

de producción. Nuevamente, es importante recordar que en ese período se dio tanto el auge económico como el cambio de modelo.

4.2. Diversificación productiva

Como se explicó en líneas anteriores, para el análisis de la diversificación se apelaré al índice de Theil. A través de este indicador se podrá ver el grado de concentración de las exportaciones. En ese sentido, valores más altos reflejan una menor diversificación en los bienes exportados. De ese modo, se aproximará la diversificación productiva en Bolivia.



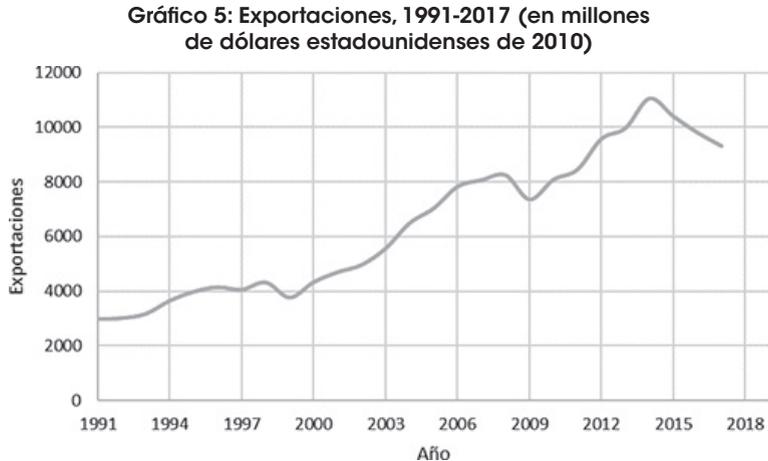
Fuente: Elaboración propia con datos del Fondo Monetario Internacional.

En el anterior gráfico se puede observar una tendencia a la diversificación hasta el año 1998. Luego de dicho año, se aprecia un incremento constante del índice, reflejando una reconcentración de la economía en los bienes tradicionales. Dicha situación no sufrió grandes cambios en el período 2004-2006. Recién en el año 2008 es posible notar un cambio de tendencia hacia la diversificación. No obstante, dos años después se retomó la concentración de los bienes, alcanzando niveles no registrados en el lapso de estudio.

² Debido a la disponibilidad de datos, a diferencia de otras variables, el período de estudio para el índice de Theil será 1992-2014.

4.3. Exportaciones

Una manera complementaria de medir el estado de la economía se encuentra en el comportamiento de las exportaciones.

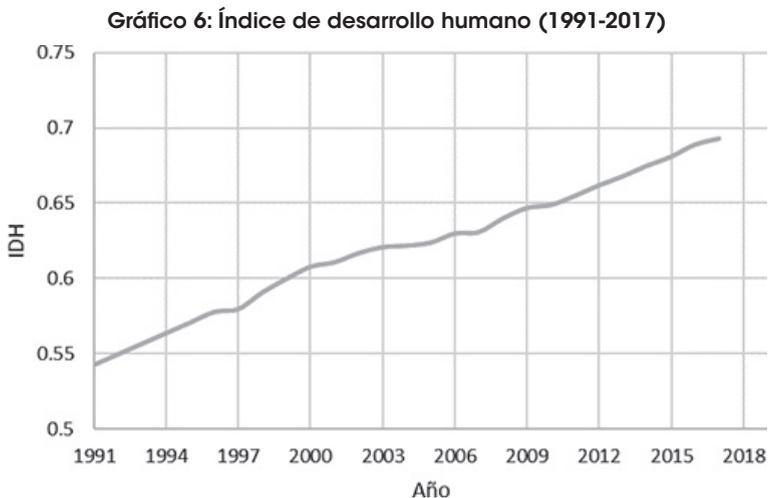


Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

En el gráfico 5 es posible notar una tendencia positiva hasta el año 2008, cuando se registra una caída de las exportaciones en términos reales. Recién en el año 2010 se da una recuperación de esta variable, que, no obstante, no duraría mucho tiempo, pues en el año 2014 se observa una nueva caída. Como se puede ver, la disminución en las exportaciones puede mostrar una reducción en la diversificación productiva.

4.4. Desarrollo humano

Se realizará el análisis a través del Índice de Desarrollo Humano (IDH). Este indicador contempla tres dimensiones: ingresos, educación y salud.

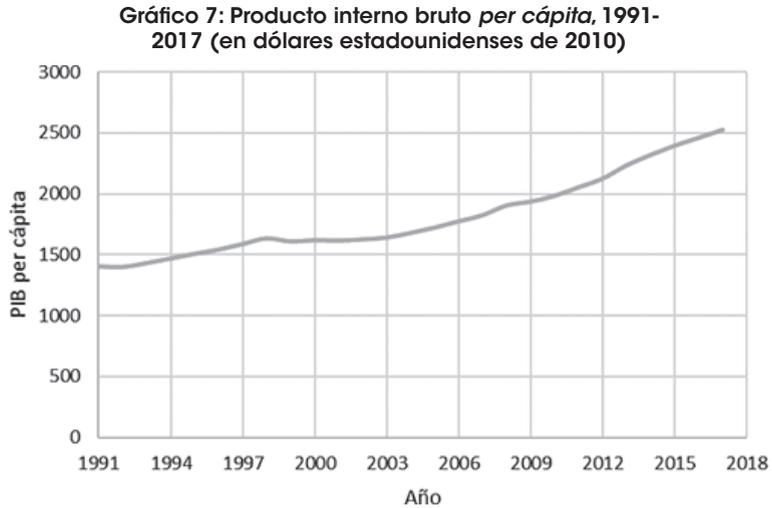


Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

Se observa una mejora constante en el desarrollo humano durante el período de estudio. No es posible notar una variación mayor en los años en los cuales se registraron el auge económico y el cambio de modelo. Para complementar esta conclusión, se procede al análisis del ingreso *per cápita*.

4.5. Ingreso *per cápita*

La medida de esta variable será el PIB real por habitante.

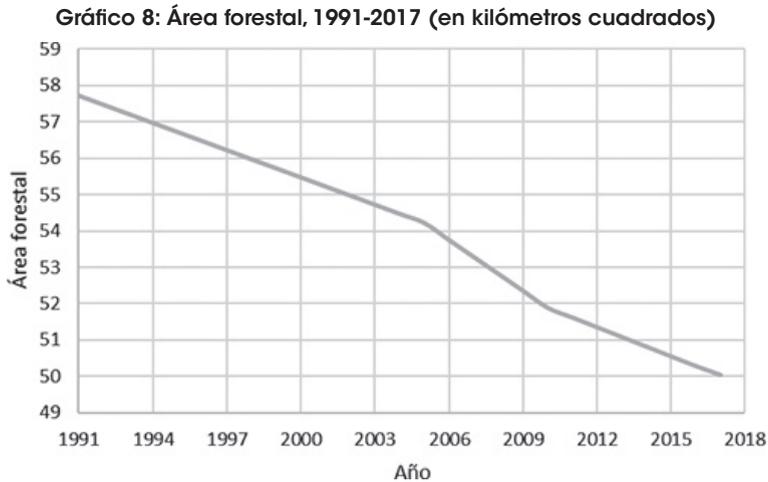


Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

Al igual que en el caso del IDH, el ingreso *per cápita* en términos reales tuvo un constante ascenso en el período de estudio. Sin embargo, a diferencia de la anterior variable, es posible notar una leve disminución en el año 1999 y un incremento más acelerado desde los primeros años del presente siglo; coincidentemente con el auge económico y el cambio de modelo.

4.6. Medio ambiente

Para analizar la situación de esta variable, se utilizará un indicador referente a la extensión de áreas forestales.



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

A simple vista, es posible notar una disminución constante del área forestal en Bolivia. En el año 2006, esta reducción se acelera aún más. Esta situación lleva a asumir que el auge económico o el cambio de modelo ocasionaron una deforestación mayor.

Hasta este punto, se ha podido observar la evolución de los principales indicadores bolivianos, objetos de estudio en la presente investigación. En algunos de ellos se notaron posibles efectos de la bonanza económica y del cambio del modelo. Sin embargo, constatar el resultado del nuevo paradigma económico solamente mediante el anterior análisis descriptivo no es lo óptimo. Por ello, para realizar la valoración del modelo económico boliviano, es necesario recurrir a una metodología de evaluación de impacto, la cual es explicada en el siguiente capítulo.

5. Control sintético

Para estudiar el efecto del modelo sobre la economía boliviana, se utilizará la metodología de control sintético, desarrollada por Abadie y Gardeazabal (2003) y ampliada por Abadie, Diamond y Hainmueller (2015). La misma consiste en la evaluación del efecto de una política sobre alguna variable en específico. En este caso, la política es la implementación del modelo económico en el año 2006. Una vez identificado el tratamiento y su año de implementación,

se deben seleccionar las unidades que constituirán la base para la construcción de la unidad sintética. Para dicha selección es imprescindible tener como criterio que no se haya registrado una política similar en las unidades elegidas. En el presente estudio, las unidades serán las economías de los países; se manejarán 100 naciones en el período 1991-2017³.

Con base en la información de los 100 países y considerando los principales indicadores de Bolivia, se construirá un país denominado “Bolivia sintética”. Las variables que se utilizarán son el tamaño real de la economía, el número de habitantes, el grado de diversificación de las exportaciones, las exportaciones en términos reales, el ingreso *per cápita*, el nivel de desarrollo humano y la extensión del área forestal. A partir de las variables mencionadas, se calcularán ponderaciones para las otras unidades, que minimicen el cuadrado de las diferencias entre los valores antes de la política. Es decir, se buscará que las ponderaciones permitan obtener una tendencia de la “Bolivia sintética” que se ajuste a la de Bolivia antes del tratamiento.

En términos matemáticos,

$$w^* = \operatorname{argmin} \left[\begin{aligned} & \left(Y_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i Y_{it} \right)^2 + \left(X_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i X_{it} \right)^2 + \left(\operatorname{Pop}_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i \operatorname{Pop}_{it} \right)^2 + \\ & \left(\operatorname{Div}_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i \operatorname{Div}_{it} \right)^2 + \left(y_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i y_{it} \right)^2 + \left(Dh_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i Dh_{it} \right)^2 + \left(\operatorname{Afor}_{1t} - \sum_{i=2}^{101} w_i \operatorname{Afor}_{it} \right)^2 \end{aligned} \right] \quad (1)$$

Donde:

w^* es la ponderación óptima.

Y_{1t} es el tamaño real de la economía del país tratado en el período t .

Y_{it} es el tamaño real de la economía del país i en el período t .

X_{1t} son las exportaciones en términos reales del país tratado en el período t .

X_{it} son las exportaciones en términos reales del país i en el período t .

Pop_{1t} es el número de habitantes del país tratado en el período t .

Pop_{it} es el número de habitantes del país i en el período t .

3 Como se mencionó anteriormente, debido a la disponibilidad de datos, el análisis de la diversificación productiva tendrá como período de estudio los años 1992-2014.

Div_{1t} es el grado de diversificación de las exportaciones del país tratado en el período t^4 .

Div_{it} es el grado de diversificación de las exportaciones del país i en el período t .

y_{1t} es el ingreso *per cápita* del país tratado en el período t .

y_{it} es el ingreso *per cápita* del país i en el período t .

Dh_{1t} es el nivel de desarrollo humano del país tratado en el período t .

Dh_{it} es el nivel de desarrollo humano del país i en el período t .

$Afor_{1t}$ es el área forestal del país tratado en el período t .

$Afor_{it}$ es el área forestal del país i en el período t .

Respecto a t , corresponde al período de estudio antes de realizarse el tratamiento, es decir, 1991-2005.

Una vez obtenidas las ponderaciones óptimas y construida la “Bolivia sintética”, se encontrará el efecto de la política, medido por $\hat{\alpha}$:

$$\hat{\alpha} = Z_{1t} - \sum_{i=2}^J w_i^* Z_{it} \quad (2)$$

En este caso, Z representa a las variables sobre las cuales se evaluará el efecto del modelo económico; se trata de las siguientes: el tamaño real de la economía, las exportaciones en términos reales, el nivel de diversificación, el ingreso *per cápita*, el nivel de desarrollo humano y el área forestal.

En cuanto a la bondad de ajuste del modelo, podrá analizarse a partir de la tendencia de la variable de la unidad tratada y la sintética antes del tratamiento. Lo ideal es que la tendencia sea la misma en ambos casos. Por su parte, la significancia de las variables se estudiará mediante las pruebas no paramétricas de placebo. Las mismas consisten en aplicar la misma metodología sobre todas las unidades no tratadas, como si hubieran sido tratadas. Así, se construye la distribución de la variable para contrastar con el comportamiento de la unidad tratada. No deberían existir comportamientos iguales al registrado en la variable del país tratado.

4 Debido a la disponibilidad de datos, esta variable es incluida meramente para el modelo de control sintético de diversificación.

Finalmente, para tener mayor seguridad de los resultados alcanzados, se aplicará una prueba de robustez. La misma consiste en desarrollar el modelo varias veces, excluyendo en cada una de ellas a algún país que sea ponderador de la “Bolivia sintética”. De esa manera, se medirá la sensibilidad del grupo sintético y del comportamiento de la variable respecto a los países que se incluyen como ponderadores⁵.

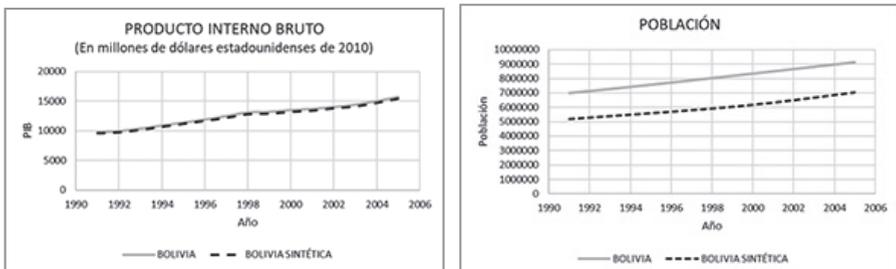
6. Evaluación del modelo

6.1. Nivel de producción

Para el caso del PIB real boliviano, se construyó una “Bolivia sintética” basada en 15 países ponderadores⁶. Entre las naciones que tienen mayor ponderación, se encuentran Gabón (25.2%), Sierra Leona (21,1%), Panamá (13.3%) y Chipre (10%). Con la base de dichos países se obtiene casi el 70% del total de las ponderaciones.

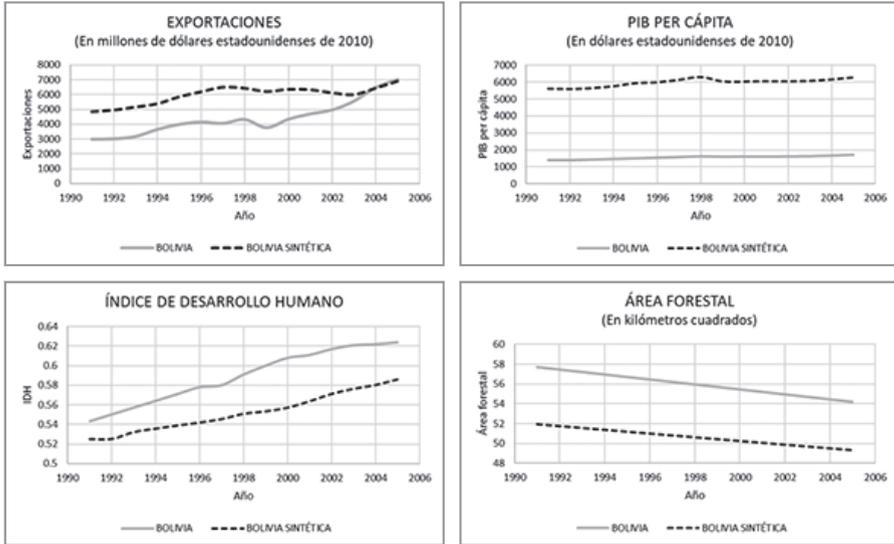
A partir de la “Bolivia sintética”, es posible contrastar el comportamiento del PIB real y de las variables de control respecto a las registradas en Bolivia entre 1991 y 2005.

Gráfico 9: Balance de variables para el PIB



⁵ Tanto las pruebas de placebo como las de robustez se encuentran en los anexos 3 y 4, respectivamente.

⁶ Ver el anexo 2.

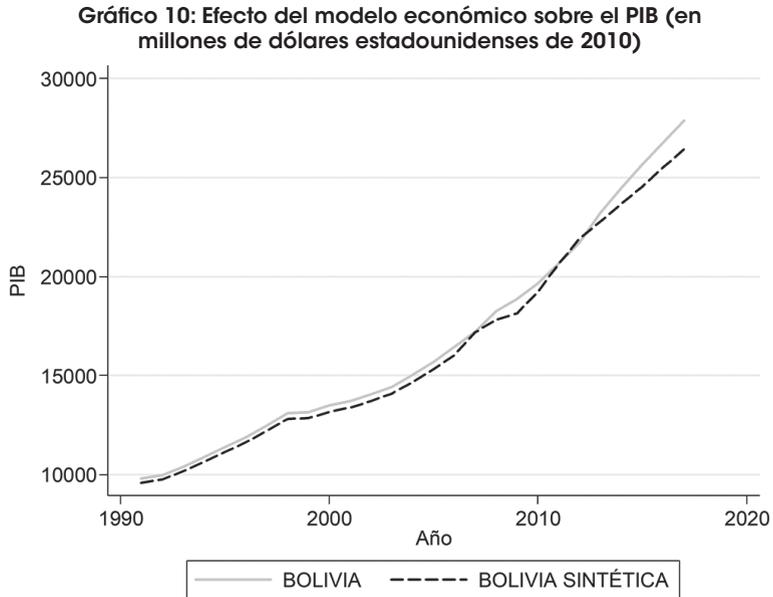


Fuente: Elaboración propia.

Como se aprecia en el gráfico anterior, el grado de ajuste del PIB antes del tratamiento es bastante alto; es decir, tanto el PIB de Bolivia como del país sintético muestran la misma tendencia antes del año 2006. La diferencia entre ambos es de apenas 1.98%, en promedio. Por tanto, es válido realizar el análisis del contrafactual.

Antes de hacer aquello, se realiza una breve descripción del comportamiento de las variables de control; el ajuste no es tan alto como en el caso del PIB. La mayor diferencia se encuentra en el comportamiento del PIB *per cápita*; ello se debe a que los principales países ponderadores cuentan con un ingreso por habitante mayor. Respecto a las exportaciones, los datos registrados en “Bolivia sintética” son más altos en comparación con los correspondientes a Bolivia. Finalmente, las variables restantes también muestran diferencias entre la unidad tratada y la sintética, aunque en menor grado respecto a las dos analizadas previamente. El área forestal sintética es más baja respecto a la variable boliviana. De igual manera, el índice de desarrollo humano y la población registran valores menores en la unidad sintética.

Luego de haber asegurado la bondad de ajuste del modelo, es posible analizar el efecto del tratamiento sobre el nivel de producción boliviano.



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico se observa, nuevamente con claridad, el alto grado de ajuste en el comportamiento de la variable antes del tratamiento. A partir del año 2006 puede notarse que no existe una diferencia sustancial entre el crecimiento económico de Bolivia respecto a su contrafactual. En promedio, la economía de “Bolivia sintética” creció cada año en 4.66% en contraste con el PIB boliviano, que mostró un crecimiento promedio anual de 4.91%; una diferencia de 25 centésimas. Aquello lleva a inferir que, sin la instauración del nuevo modelo, la economía boliviana hubiera crecido casi al mismo ritmo respecto al que se registró con el tratamiento. Por tanto, puede constatarse claramente que el tratamiento no causó un efecto importante en el nivel de producción boliviano; los resultados del modelo fueron casi nulos.

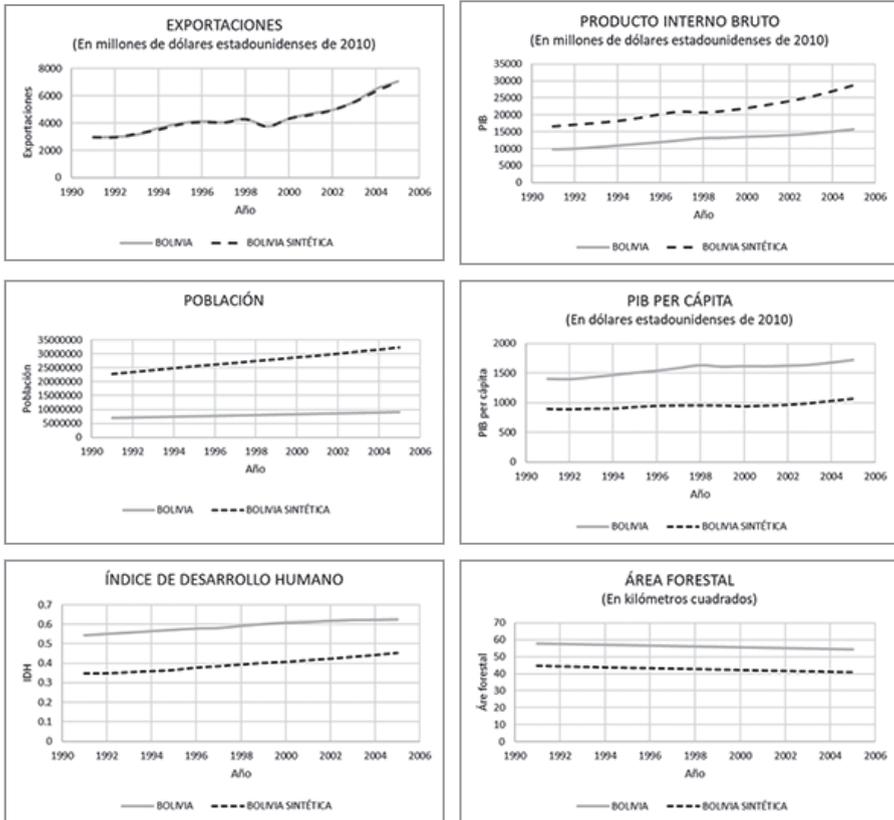
6.2. Exportaciones

De manera similar al caso anterior, se construyó la “Bolivia sintética” con base en los países donde no se dio el tratamiento. Se utilizaron 11 ponderadores⁷; entre ellos, resaltan

⁷ Ver el anexo 2.

Mozambique (40.2%), Tanzania (23.9%) y Mauritania (12.4%). En esos países se concentra casi el 75% de todas las ponderaciones. Para comprobar la relevancia del país sintético, se requiere analizar el comportamiento de las variables de Bolivia respecto a las del país sintético antes del tratamiento.

Gráfico 11: Balance de variables para exportaciones



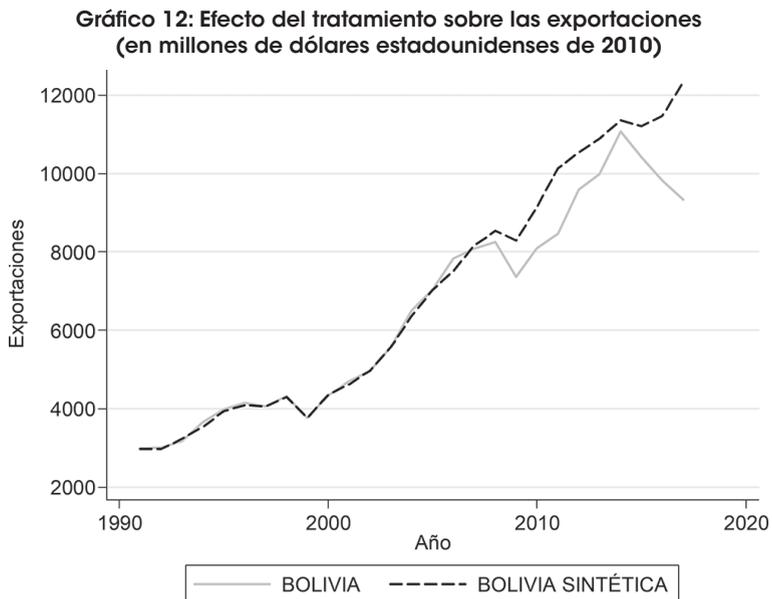
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico anterior muestra que el ajuste es alto en el comportamiento de las exportaciones, la variable estudiada en el presente acápite. En promedio, el comportamiento del contrafactual varió en 0.72% respecto al correspondiente a Bolivia. Esta situación asegura tendencias casi

iguales entre ambos países. Nuevamente, se valida la unidad sintética construida para el estudio del efecto del tratamiento.

En cuanto a las otras variables, el comportamiento de los dos países es similar, aunque no igual. Se registra una mayor diferencia en el número de población; esto se debe a que los países ponderadores cuentan con más habitantes respecto a Bolivia. En los casos del PIB *per cápita*, índice de desarrollo humano y área forestal correspondientes a la unidad sintética, registran valores menores respecto a sus equivalentes bolivianos. Solo en el PIB se evidencia lo contrario, que la variable sintética es mayor respecto a la unidad tratada.

Una vez comprobado el alto nivel de ajuste del comportamiento de las exportaciones, es posible analizar el efecto del modelo económico boliviano sobre dicha variable del comercio exterior.



En el gráfico 12 se observa claramente que el modelo económico instaurado en Bolivia el año 2006 causó un menor crecimiento de las exportaciones. En promedio, la variable registró un crecimiento anual de 2.66% en Bolivia. En cambio, en la unidad sintética se alcanzó un

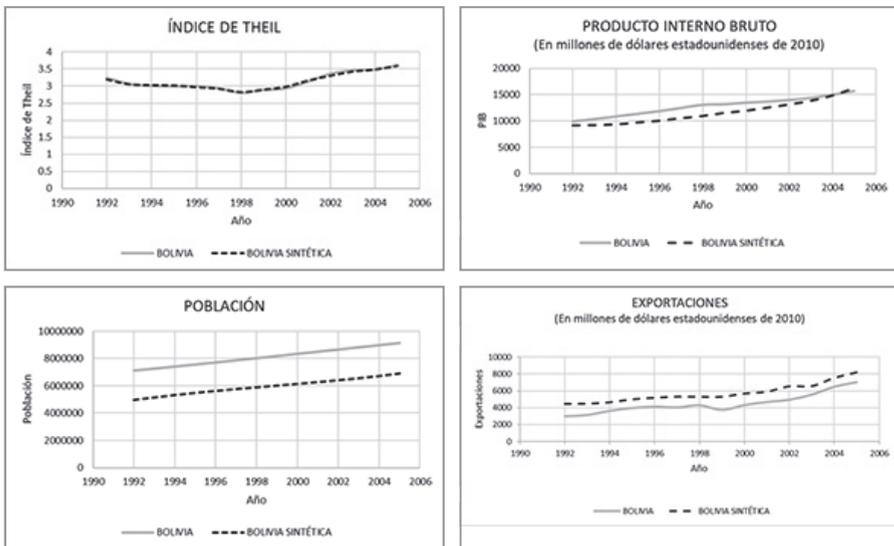
crecimiento promedio de 4.87% cada año. Es decir, no se aprovechó de la mejor manera la situación favorable a nivel internacional. El resultado también lleva a suponer que no existió diversificación productiva, pues las exportaciones en términos reales no se incrementaron en demasía. Sin embargo, este aspecto será analizado con mayor detalle en la siguiente variable.

6.3. Diversificación productiva

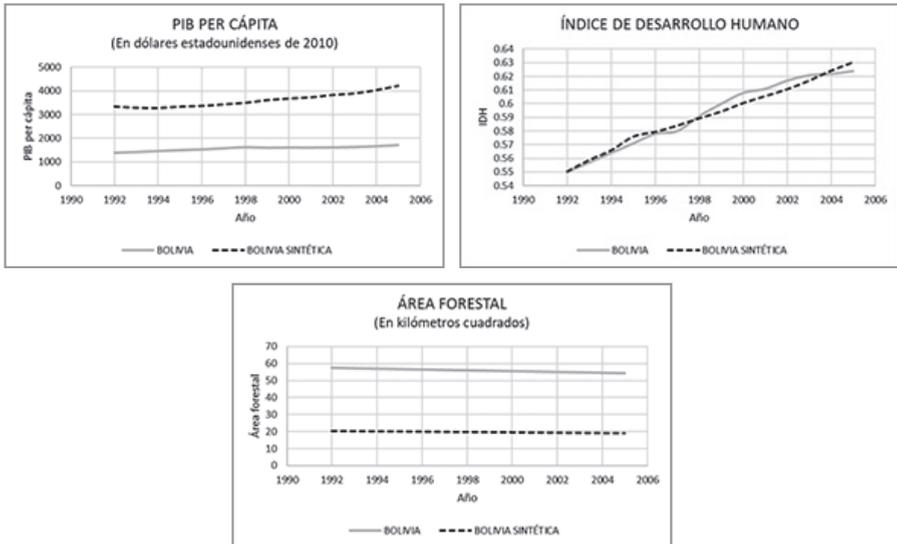
De manera similar a los casos anteriores, se encuentran los países ponderadores para la construcción de la unidad sintética. En este caso, la misma cuenta con nueve ponderadores⁸. Los más importantes son: Jordania (45.1%), Burkina Faso (19%) y Panamá (13.5%). Entre los tres países se alcanza casi el 80% del total de ponderaciones.

Siguiendo con los estudios realizados para validar el modelo, se presenta el balance de las variables utilizadas para el control sintético.

Gráfico 13: Balance de variables para el índice de Theil



8 Ver el anexo 2.

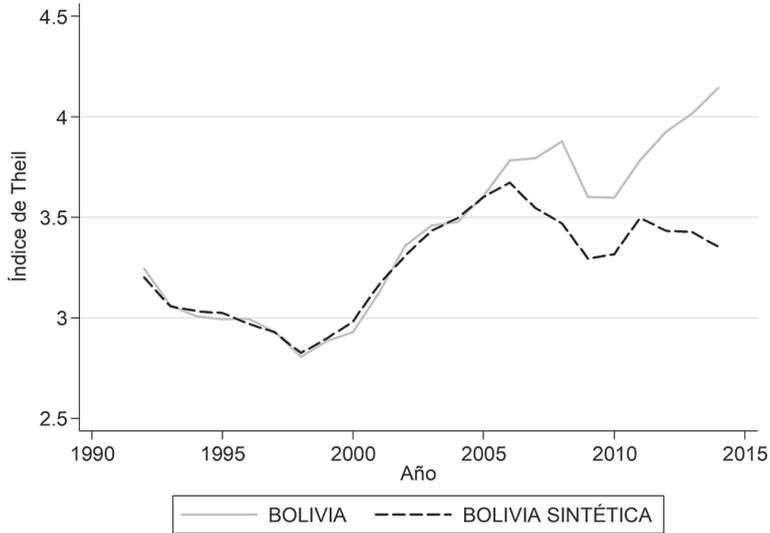


Fuente: Elaboración propia.

Al igual que en las anteriores variables analizadas, el índice de Theil –indicador de diversificación productiva– presenta una bondad de ajuste casi perfecta; la diferencia entre la unidad tratada y la unidad sintética fue de 0.13%, por lo que la tendencia de “Bolivia sintética” es casi igual a la de Bolivia antes del tratamiento. Por ende, la unidad sintética construida es útil para analizar el efecto del modelo económico.

En cuanto a las variables de control, las mayores diferencias se registran en el área forestal. Esta situación se debe a que los países ponderadores registran un menor número de kilómetros destinados a los bosques. Respecto a las otras variables, las diferencias no son tan altas como en el caso anterior. Tanto las exportaciones como el PIB *per cápita* sintéticos muestran valores mayores respecto a las variables bolivianas. Por otro lado, los registros de la población y el PIB de la unidad sintética se encuentran por debajo de la situación boliviana. Finalmente, el ajuste en el IDH es casi perfecto.

Gráfico 14: Efecto del tratamiento sobre el índice de Theil



Fuente: Elaboración propia.

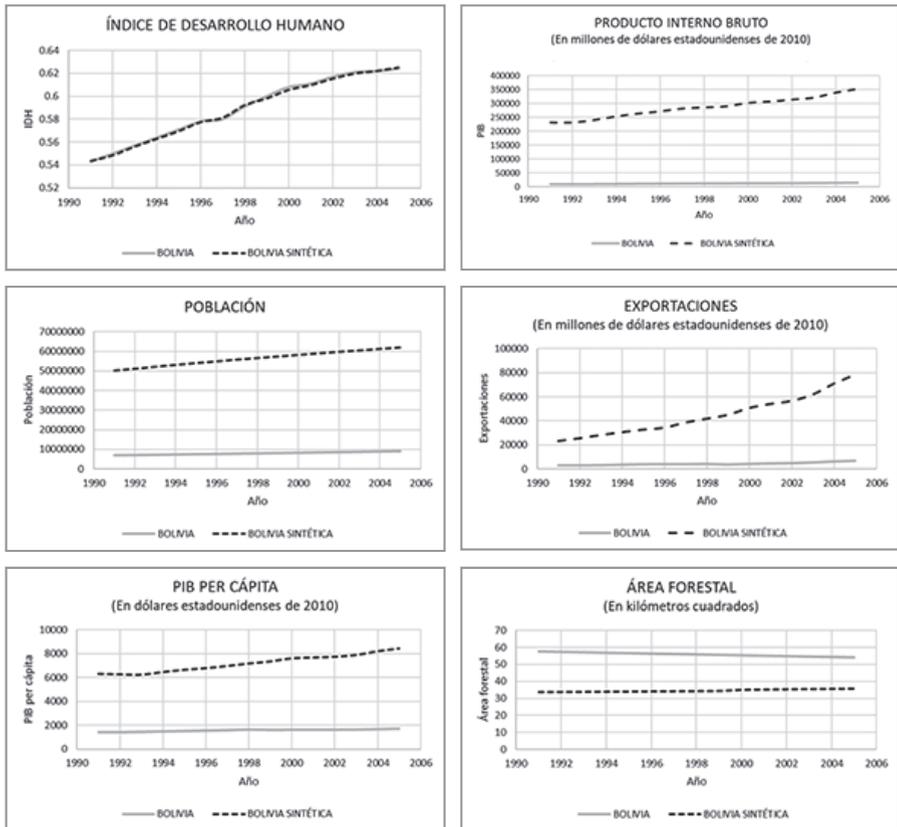
En el gráfico 14 se observa que el índice de Theil se incrementa luego de instaurarse el actual modelo económico. Esta situación, muy lejos de ser positiva, muestra una reconcentración de la economía boliviana en pocos productos. Si no hubiese existido tratamiento, se habría dado una disminución del índice, que reflejaría una mayor diversificación. De hecho, la variación anual promedio del indicador habría alcanzado el -0.75%, en contraste con el registrado, de 1.63%. Por tanto, el modelo económico boliviano instaurado en el año 2006 causó que la diversificación disminuyera drásticamente.

6.4. Desarrollo humano

En este caso, “Bolivia sintética” se construyó a partir de 10 países ponderadores⁹. Los que registran una mayor ponderación son Vietnam (31.6%), Uganda (14%), Brasil (13.5%) y Suecia (11.1%). Entre esas cuatro naciones se encuentra más del 70% del total de las ponderaciones. A continuación, se presenta la bondad de ajuste del modelo:

⁹ Ver el anexo 2.

Gráfico 15: Balance de variables para el índice de desarrollo humano



Fuente: Elaboración propia.

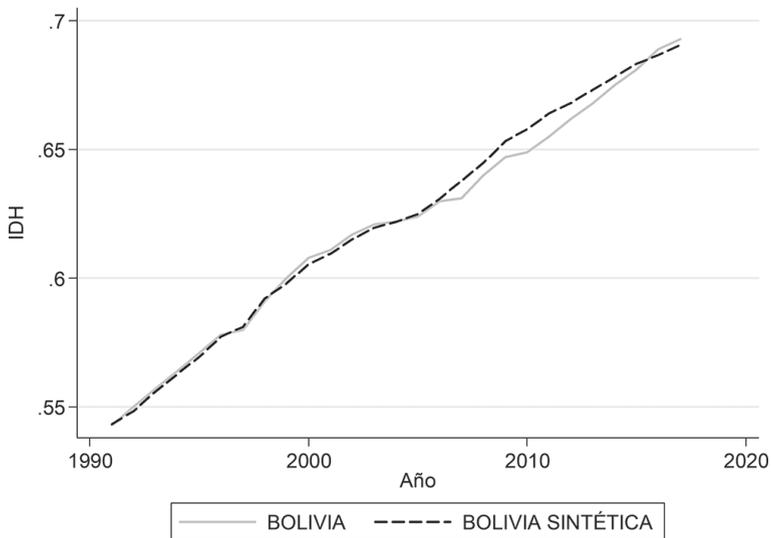
En el gráfico 15 se aprecia un ajuste alto en el caso de la variable bajo estudio. La diferencia en el período pre-tratamiento entre el índice de desarrollo humano de “Bolivia sintética” en comparación al de Bolivia es en promedio de 0.14%. Por consiguiente, la unidad sintética construida es válida para el estudio del efecto del tratamiento.

En cuanto a las otras variables, puede notarse que, a diferencia de los anteriores modelos presentados, las correspondientes a la unidad sintética muestran valores mucho más altos respecto a las registradas en Bolivia. Esta situación se debe a que los países elegidos como ponderadores que minimizan la diferencia respecto al IDH –por ejemplo, Brasil– tienen una

economía mucho más grande que la boliviana. Solo en el caso del área forestal la disparidad no es tan alta. Más allá de lo mencionado anteriormente, puede concluirse que el modelo goza de una bondad de ajuste alta, considerando que la tendencia respecto al índice de desarrollo humano es la misma en el caso de la unidad tratada y la unidad sintética.

En el siguiente gráfico se presenta el efecto del modelo económico boliviano sobre el comportamiento del índice de desarrollo humano.

Gráfico 16: Efecto del tratamiento sobre el índice de desarrollo humano



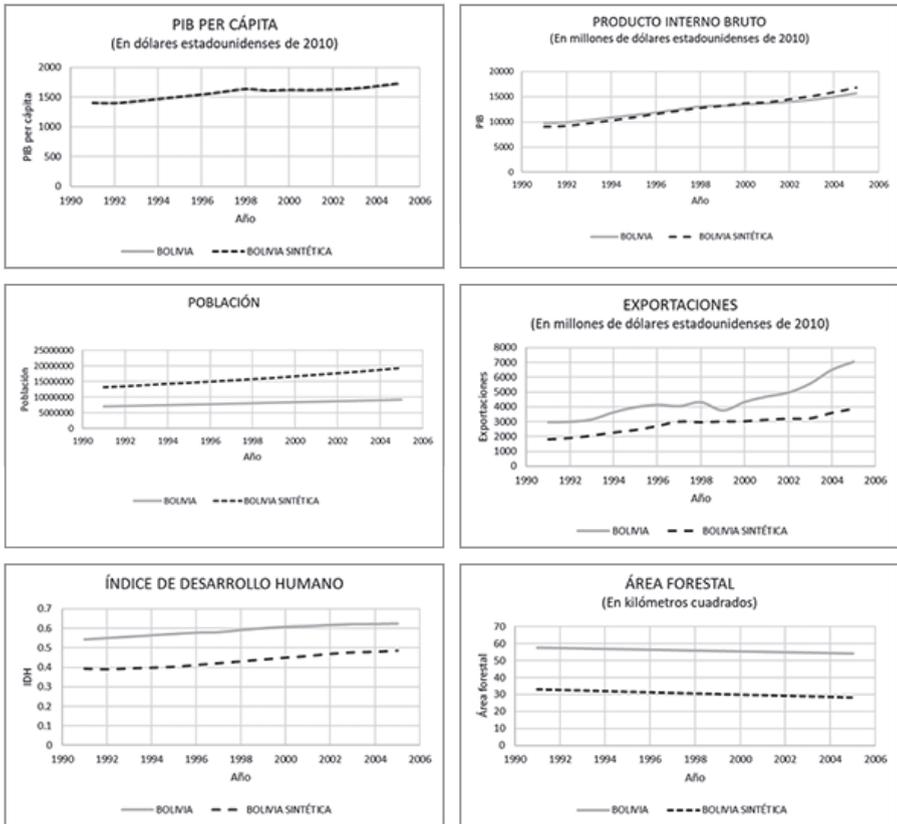
Fuente: Elaboración propia.

Luego de haberse aplicado el tratamiento, el índice de desarrollo humano continuó con su crecimiento, pero a un ritmo menor respecto al contrafactual. Es fácil notar aquello entre los años 2006 y 2015. Solo a partir del 2016 se muestra una mejora en el indicador, alcanzando los valores del contrafactual. En resumen, en promedio, el indicador boliviano mejoró en 0.88% cada año respecto al 0.84% registrado en la unidad sintética en el período 2006-2017. Aquello muestra la poca incidencia del modelo económico sobre el desarrollo humano de los bolivianos.

6.5. Ingreso *per cápita*

Para obtener la “Bolivia sintética”, se consideraron a 14 países ponderadores¹⁰. Entre los países que registran un mayor peso, se encuentran Uganda (52.3%), Sierra Leona (16.3%) y Sri Lanka (9.9%). Casi el 80% del total de las ponderaciones corresponde a dichas naciones.

Gráfico 17: Balance de variables para el PIB *per cápita*



Fuente: Elaboración propia.

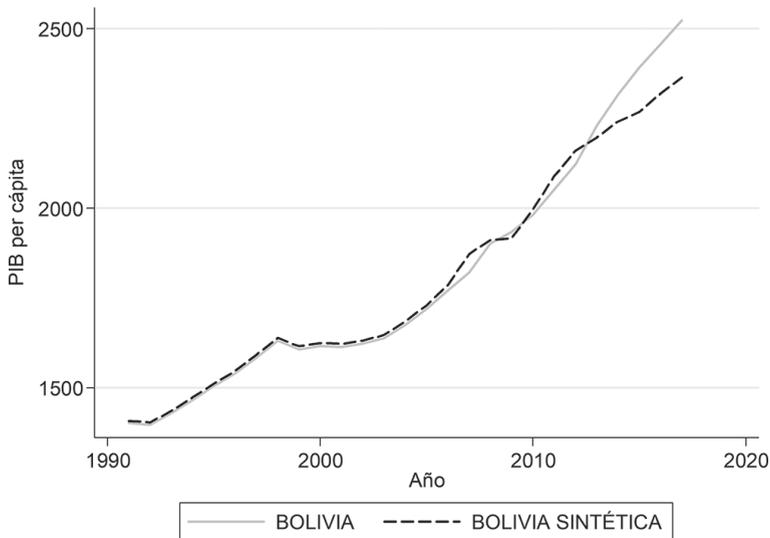
En los gráficos anteriores es posible notar que el comportamiento del PIB *per cápita* es casi igual tanto en la unidad tratada como en la unidad sintética; la diferencia promedio entre

¹⁰ Ver el anexo 2.

ambas variables es de tan solo 0.5%. Aquello implica que existe un importante nivel de ajuste en el modelo. Por tanto, es posible continuar con el análisis del efecto del tratamiento. No obstante, previamente se analiza el balance de las variables de control.

Las principales diferencias se encuentran en la población y en el área forestal. Dichas diferencias se deben a que los países ponderadores utilizados cuentan con mayor número de habitantes y con menor cantidad de área forestal. En cuanto a las variables restantes, las variaciones no son tan altas. En los casos del PIB *per cápita* y del IDH, los valores sintéticos son menores en comparación a los registrados en Bolivia. Finalmente, el PIB muestra un grado de ajuste bastante alto.

Gráfico 18: Efecto del tratamiento sobre el PIB *per cápita* (en dólares estadounidenses de 2010)



Fuente: Elaboración propia.

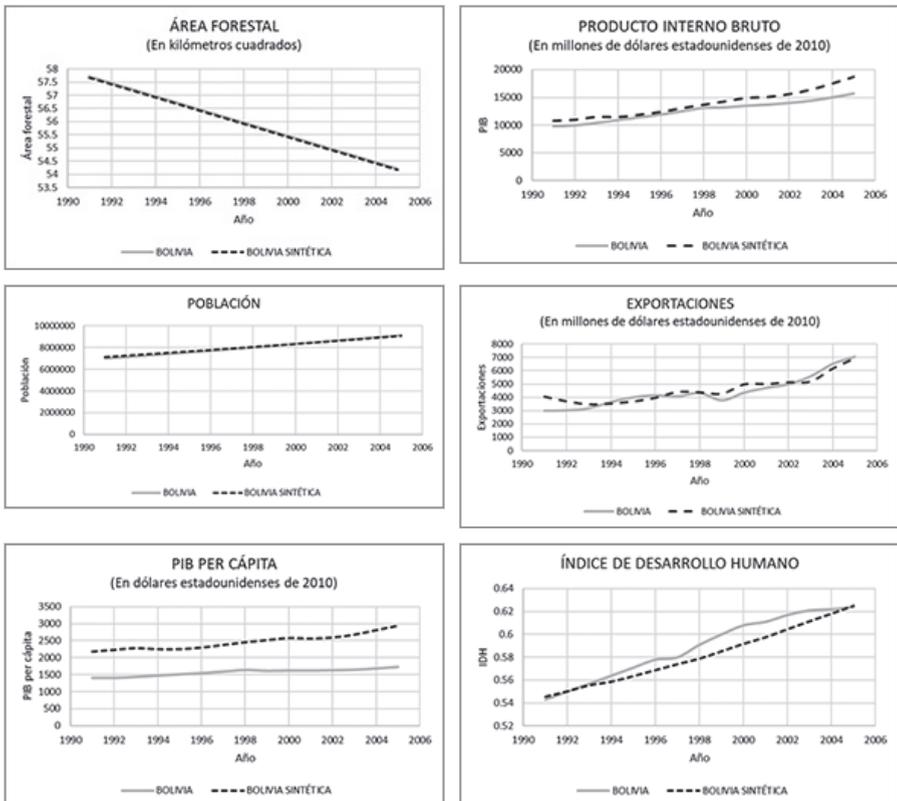
En el gráfico 18 puede constatare un leve efecto del tratamiento sobre el ingreso *per cápita* de los bolivianos. De hecho, se puede notar que, en los primeros años, el contrafactual muestra un mayor crecimiento del PIB por habitante. Recién en el año 2014, la variable en cuestión aumenta en mayor proporción en Bolivia respecto a su par sintético. En promedio, el PIB *per cápita* boliviano creció anualmente un 3.25%, mientras que el contrafactual registra

un aumento promedio por año de 2.64%. Nuevamente, se constata un bajo efecto del modelo económico sobre una variable económica boliviana.

6.6. Medio ambiente

En este caso, la unidad sintética se concentra en 7 naciones¹¹, reportando mayores ponderaciones Zambia (34%), Panamá (24.4%) y Sri Lanka (16.4%). Entre los tres países se alcanza casi el 75% del total de las ponderaciones.

Gráfico 19: Balance de variables para el área forestal



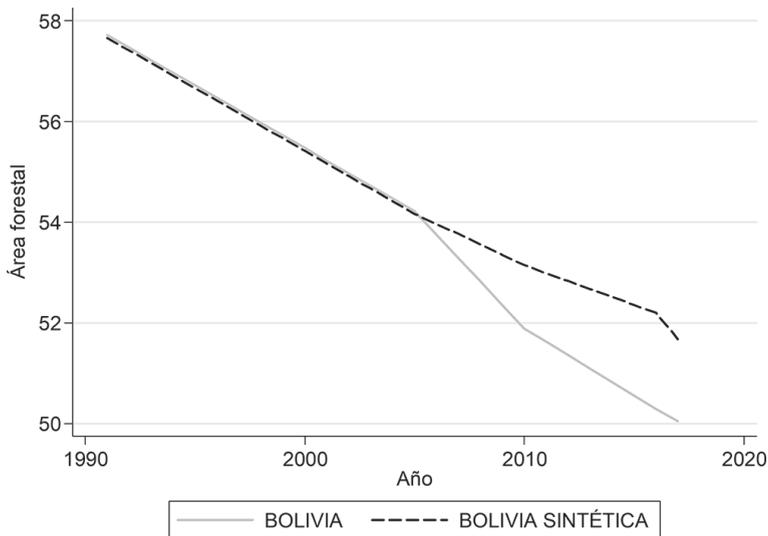
Fuente: Elaboración propia.

¹¹ Ver el anexo 2.

Al igual que en los anteriores casos, en el gráfico 19 se advierte que el comportamiento de la variable de área forestal en “Bolivia sintética” se ajusta casi a la perfección a su equivalente en la unidad tratada. La diferencia en el comportamiento de las dos variables mencionadas es de 0.10% en promedio. Esta situación valida el manejo del modelo para el cálculo del contrafactual.

En cuanto a las variables de control, existe un comportamiento similar entre el país sintético y el tratado. Las mayores diferencias se encuentran en el PIB *per cápita*; los valores de “Bolivia sintética” son mayores respecto a los registrados en Bolivia. Asimismo, la unidad construida muestra un PIB real ligeramente superior al boliviano. En cuanto a la población, el índice de desarrollo humano y las exportaciones, las variables sintéticas se comportan casi de la misma manera que las correspondientes a Bolivia.

Gráfico 20: Efecto del tratamiento sobre el área forestal (en kilómetros cuadrados)



Fuente: Elaboración propia.

Debido al modelo económico adoptado el año 2006, el área forestal disminuyó drásticamente respecto al contrafactual (Gráfico 20). A diferencia de los anteriores casos, no existe una recuperación de la variable boliviana en los últimos años. Recurriendo nuevamente al análisis de promedios del período post-tratamiento, se puede observar que el área forestal

decreció en 0.67% cada año; en cambio, en “Bolivia sintética” la reducción anual fue de 0.39%. De esa manera, puede notarse que el actual modelo económico exacerbó el deterioro ambiental.

Una vez construidos los modelos de control sintético y considerando que los resultados se encuentran validados por las pruebas de placebo y robustez¹², es posible analizar la efectividad del modelo económico boliviano.

7. Análisis de efectividad del modelo económico

Antes de realizar el análisis correspondiente, se presenta un resumen de la evidencia encontrada en el capítulo anterior.

Cuadro 1
Resumen de la evidencia encontrada

Variable	Crecimiento promedio anual post-tratamiento		Efecto del modelo
	Bolivia	“Bolivia sintética”	
Nivel de producción	4.91%	4.66%	0.24%
Exportaciones	2.66%	4.87%	-2.21%
Diversificación	1.63%	-0.75%	-2.37%
Ingreso <i>per cápita</i>	3.25%	2.64%	0.60%
Desarrollo humano	0.88%	0.84%	0.04%
Medio ambiente	-0.67%	-0.39%	-0.27%

Fuente. Elaboración propia.

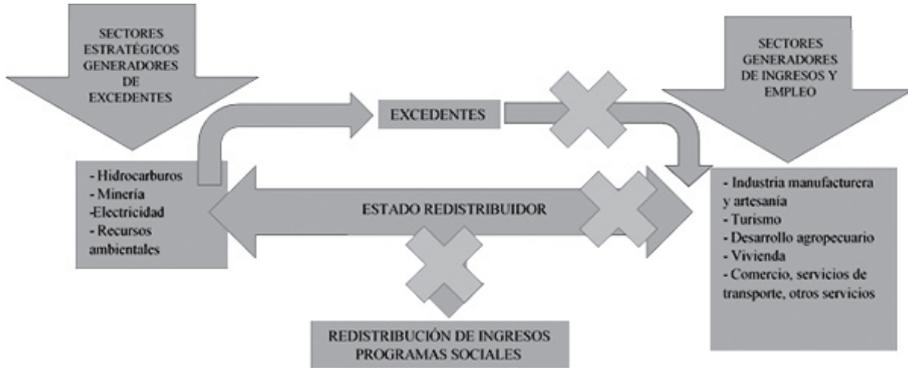
Como se resume en el cuadro 1, el modelo económico boliviano ha tenido resultados bastante modestos. Solo en una variable, en el ingreso *per cápita*, se vio una mejora moderada merced al tratamiento. En los casos de nivel de producción y de desarrollo humano, el efecto del modelo fue muy bajo; llegando a ser casi nulo. Peor fue la situación de las exportaciones, la diversificación y el medio ambiente; el tratamiento causó un serio retroceso. Sin el modelo, dichas variables habrían tenido un mejor desempeño.

La evidencia sintetizada en las líneas anteriores permite concluir que el modelo económico boliviano instaurado el año 2006 falló; no generó los resultados esperados. Lo más alarmante

¹² Ver los anexos 3 y 4.

de esta situación es que, en muchos aspectos, el modelo perjudicó al desempeño económico. En la siguiente figura se ilustran los fallos del modelo económico.

Gráfico 21: Fallos en el modelo económico vigente entre 2006 y 2019



Fuente: Elaboración propia.

Como se expuso en capítulos anteriores, el incremento de los precios internacionales marcó una época de auge en Bolivia debido a los mayores ingresos percibidos en las industrias de hidrocarburos y minería, principalmente. Por ende, la primera parte del modelo sí se cumplió; debido a la buena coyuntura internacional, se generaron excedentes en los sectores denominados “estratégicos”.

El primer problema se encontró en la administración de dichos excedentes. Se suponía que una parte de los mismos se dirigiría a sectores generadores de ingresos y empleo, lo que debía resultar en una mayor diversificación. Esta situación no se cumplió; por el contrario, se causó un retroceso en ese aspecto; se registró una reconcentración de la economía. En este punto, cabe notar lo que hubiera pasado sin el modelo; el índice de Theil habría disminuido, mostrando una mayor diversificación; de igual manera, las exportaciones reales se habrían incrementado en mayor medida.

El segundo fallo del modelo se dio en la redistribución de ingresos. Si bien se generó un impacto positivo en el PIB *per cápita*, el resultado no deja de ser modesto. A su vez, el efecto del modelo sobre el IDH es casi nulo. En resumen, la reasignación de recursos enmarcada en el modelo generó un incremento moderado en el ingreso *per cápita* boliviano, pero no mejoró

el acceso a la salud y la educación. Por tanto, el modelo económico boliviano fue infructuoso en dicho aspecto.

El tercer fracaso está relacionado con el medio ambiente. Pese a que se propugnó como un pilar importante el respeto a la “Madre Tierra”, nada de aquello sucedió en la realidad. Desde su implementación en el año 2006, el modelo económico boliviano aceleró la disminución de áreas forestales; este suceso muestra su carácter ineficiente y depredador. En conclusión, el paradigma económico adoptado no fue amigable con el medio ambiente; por el contrario, lo devastó.

Finalmente, para confirmar la escasa efectividad del modelo basta analizar el comportamiento del PIB real. Como se expuso en el capítulo anterior y se resume en el cuadro 1, el impacto del modelo sobre el nivel de producción es ínfimo. El crecimiento económico sin el modelo se hubiese dado casi al mismo ritmo respecto al registrado en Bolivia desde el año 2006.

8. Conclusiones

A lo largo de la presente investigación, se ha analizado la efectividad del modelo económico adoptado en Bolivia en el año 2006 y vigente por casi 15 años. Es decir, se ha buscado encontrar si las mejoras en los indicadores económicos desde dicho año se dieron por el modelo instaurado. Con ese objeto, se evaluó el modelo mediante el cálculo de su efecto sobre las principales variables económicas bolivianas.

Los resultados del análisis de control sintético mostraron que el nuevo paradigma económico fue muy poco efectivo. El impacto sobre el crecimiento del nivel de producción fue bastante bajo. Sin la instauración del modelo, la economía boliviana, dada la favorable situación internacional, habría crecido casi al mismo ritmo del registrado en la realidad. En cuanto a las exportaciones reales, el tratamiento causó un menor crecimiento de las mismas. De igual modo, el modelo generó un serio retroceso en la diversificación económica, por lo que se dio una reconcentración de la economía.

Los efectos encontrados en las otras variables tampoco son auspiciosos para el modelo. Pese a la redistribución de ingresos que se llevó a cabo, el ingreso *per cápita* aumentó

moderadamente. El impacto sobre el desarrollo humano fue incluso más bajo, llegando a ser casi nulo. De esta manera, se concluye que el modelo económico boliviano no generó ningún impacto significativo en los accesos a educación y salud. Finalmente, mediante la variable referida al medio ambiente, se halló que el tratamiento causó una mayor disminución de áreas forestales, reflejando el carácter depredador del modelo.

Los efectos descritos anteriormente permiten concluir con claridad que el modelo ha sido infructuoso para la economía boliviana. Por consiguiente, las principales mejoras se dieron, casi en su totalidad, merced al incremento de los precios internacionales. De hecho, en muchos casos, el modelo económico causó serios retrocesos. En ese sentido, también es posible concluir que no se aprovechó adecuadamente la coyuntura internacional favorable. Por lo tanto, es necesario contar con un nuevo paradigma económico que realmente tenga efectos positivos sobre la economía boliviana.

Fecha de recepción: 24 de enero de 2020

Fecha de aceptación: 9 de abril de 2020

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Abadie, A; Diamond, A. y Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, 59 (2), 495-510.
2. Abadie, A. y Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country American. *The American Economic Review*, 93 (1), 113-132.
3. Arce, L. (2016). *El modelo económico social comunitario productivo boliviano*. La Paz, Bolivia: SOIPA Ltda.
4. Arévalo, G. (2016). Economía y política del modelo boliviano 2006-2014: Evaluación preliminar, *CENES*, 35 (61), 147-174.
5. Chumacero, R. (2019). Skills vs. Luck: Bolivia and its Recent Bonanza. *Latin American Economic Review*, 28 (7), <https://doi.org/10.1186/s40503-019-0069-1>

Anexos

Anexo 1. Países incluidos en el modelo de control sintético

N°	País
1	Albania
2	Alemania
3	Arabia Saudí
4	Argelia
5	Argentina
6	Australia
7	Austria
8	Azerbaiyán
9	Bahamas
10	Bangladesh
11	Bélgica
12	Belice
13	Benín
14	Bielorrusia
15	Bolivia
16	Botswana
17	Brasil
18	Brunei Darussalam
19	Bulgaria
20	Burkina Faso
21	Camerún
22	Chile
23	Chipre
24	Colombia
25	Corea del Sur
26	Costa Rica
27	Cuba
28	Dinamarca
29	Ecuador
30	Egipto

N°	País
31	El Salvador
32	España
33	Estados Unidos
34	Eswatini
35	Filipinas
36	Finlandia
37	Francia
38	Gabón
39	Grecia
40	Guatemala
41	Haití
42	Honduras
43	India
44	Indonesia
45	Irán
46	Irlanda
47	Israel
48	Italia
49	Japón
50	Jordania
51	Kazajistán
52	Kenia
53	Kirguistán
54	Lesoto
55	Líbano
56	Luxemburgo
57	Macedonia del Norte
58	Malasia
59	Marruecos
60	Mauricio

N°	País
61	Mauritania
62	México
63	Mozambique
64	Namibia
65	Nepal
66	Nicaragua
67	Nigeria
68	Noruega
69	Nueva Zelanda
70	Países Bajos
71	Pakistán
72	Panamá
73	Paraguay
74	Perú
75	Polonia
76	Portugal
77	Reino Unido
78	República Checa
79	República del Congo
80	República Democrática del Congo
81	República Dominicana

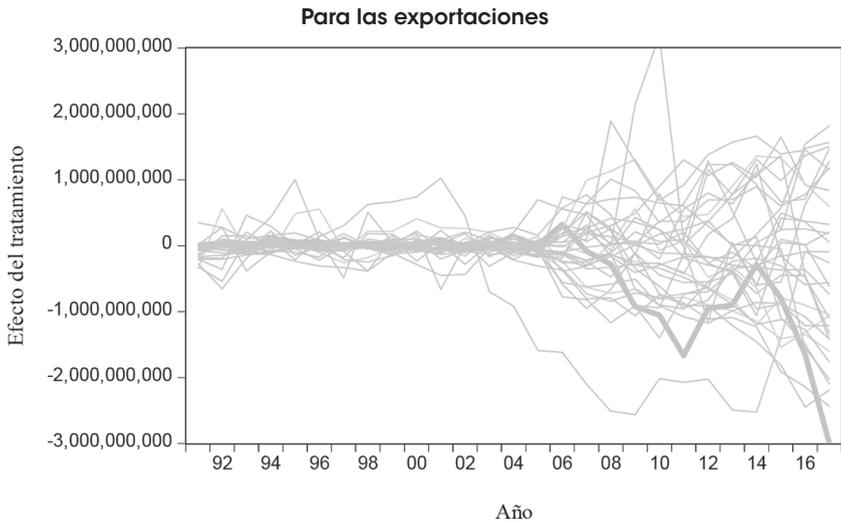
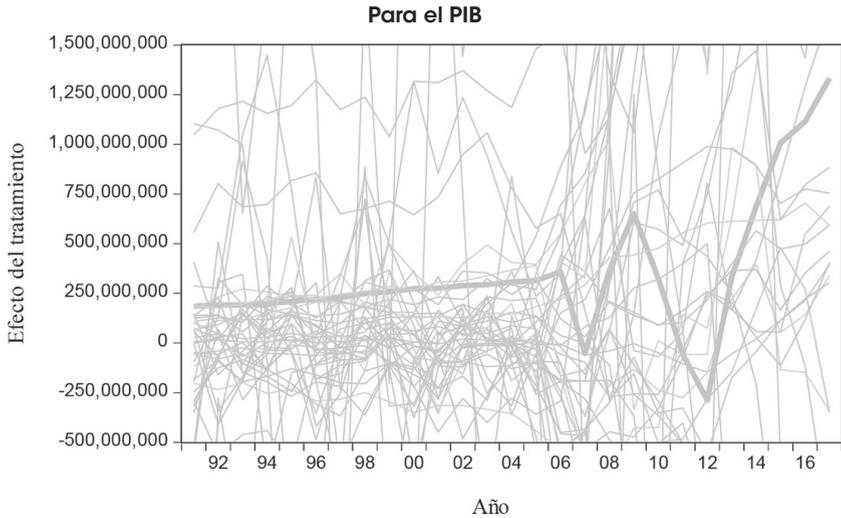
N°	País
82	Ruanda
83	Rumania
84	Rusia
85	Sierra Leona
86	Singapur
87	Sri Lanka
88	Sudáfrica
89	Suecia
90	Suiza
91	Tailandia
92	Tanzania
No	País
93	Togo
94	Túnez
95	Turquía
96	Ucrania
97	Uganda
98	Uruguay
99	Vietnam
100	Zambia
101	Zimbabue

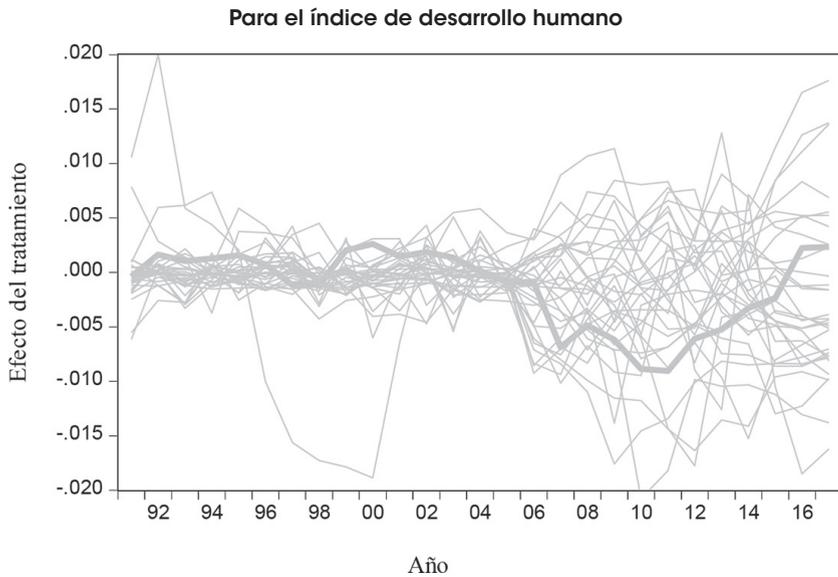
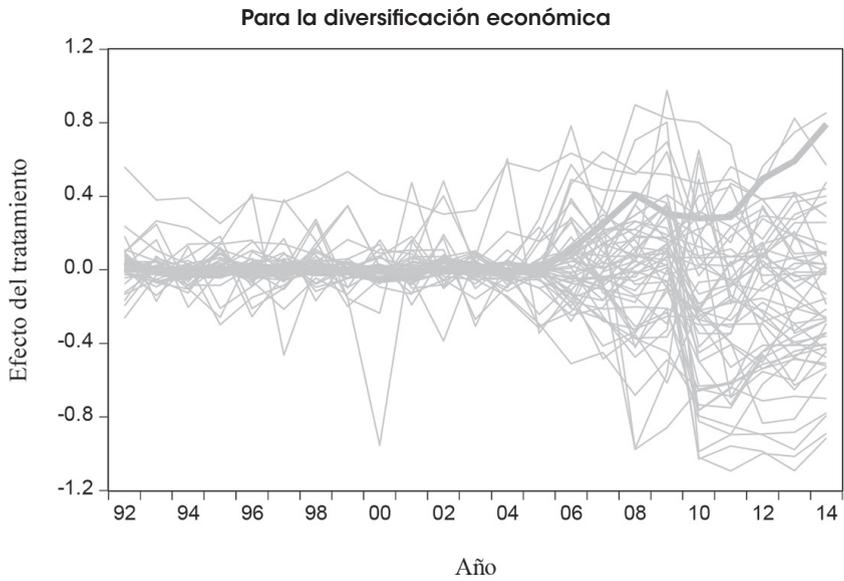
Anexo 2. Ponderadores para la construcción de la unidad sintética

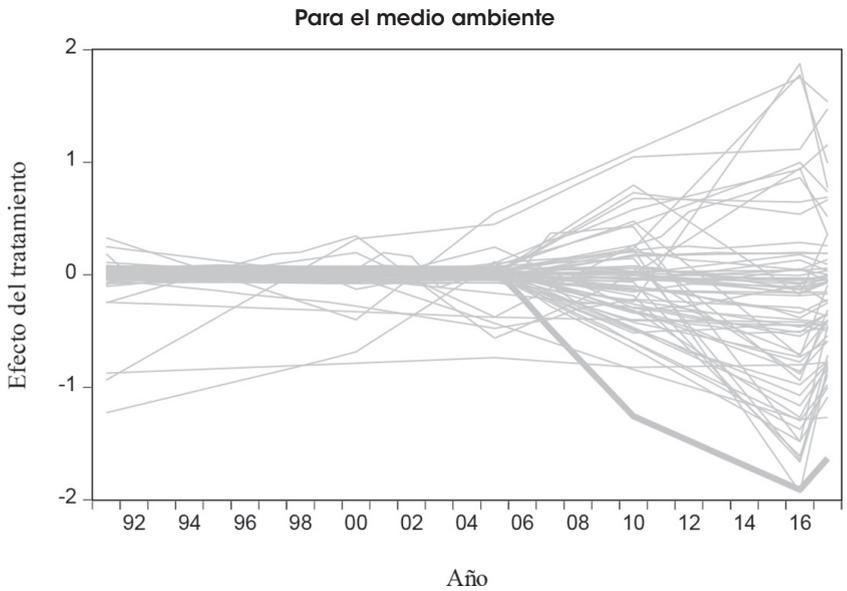
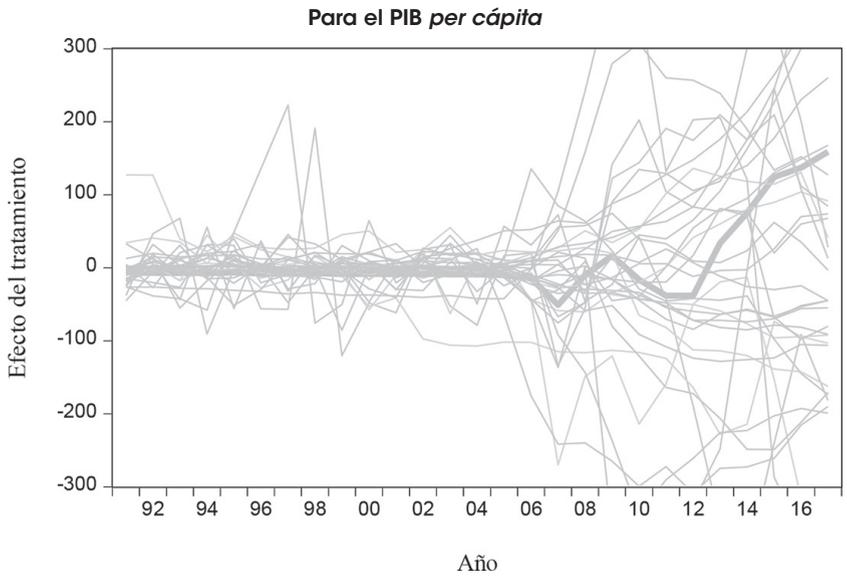
PIB		Exportaciones		Diversificación productiva	
País	Porcentaje	País	Porcentaje	País	Porcentaje
Chipre	10%	Bangladesh	3.4%	Azerbaiyán	7.3%
Costa Rica	3.4%	Bulgaria	0.7%	Bahamas	1.8%
Gabón	25.2%	Ecuador	1.5%	Botsuana	9.3%
Haití	0.1%	Indonesia	1.3%	Brunei Darussalam	0.9%
Irlanda	0.1%	Jordania	3.1%	Burkina Faso	19%
Líbano	1.1%	Mauritania	12.4%	Chipre	0.5%
Mauricio	2.9%	Mozambique	40.2%	Jordania	45.1%
Mozambique	1.5%	Pakistán	3.3%	Mozambique	2.6%
Panamá	13.3%	Paraguay	9.4%	Panamá	13.5%
Polonia	0.1%	Tanzania	23.9%		
Sierra Leona	21.1%	Ucrania	0.6%		
Sri Lanka	6.1%				
Togo	1.1%				
Uganda	8.5%				
Zimbabue	5.3%				

PIB per cápita		Índice de desarrollo humano		Medio ambiente	
País	Porcentaje	País	Porcentaje	País	Porcentaje
Bulgaria	0.7%	Argentina	5.1%	Belice	5.7%
Chipre	1.1%	Brasil	13.5%	Bielorrusia	2.3%
Costa Rica	3.4%	Guatemala	3.9%	Macedonia del Norte	5.3%
Gabón	3%	Lesoto	9.8%	Nicaragua	11.8%
Mauricio	1.2%	Líbano	4.2%	Panamá	24.4%
Panamá	1.3%	Sudáfrica	4.3%	Sri Lanka	16.4%
República Dominicana	0.3%	Suecia	11.1%	Zambia	34%
Ruanda	1.4%	Uganda	14%		
Sierra Leona	16.3%	Vietnam	31.6%		
Sri Lanka	9.9%	Zimbabue	2.4%		
Turquía	0.2%				
Uganda	52.3%				
Uruguay	1.6%				
Zimbabue	7.4%				

Anexo 3. Pruebas del placebo

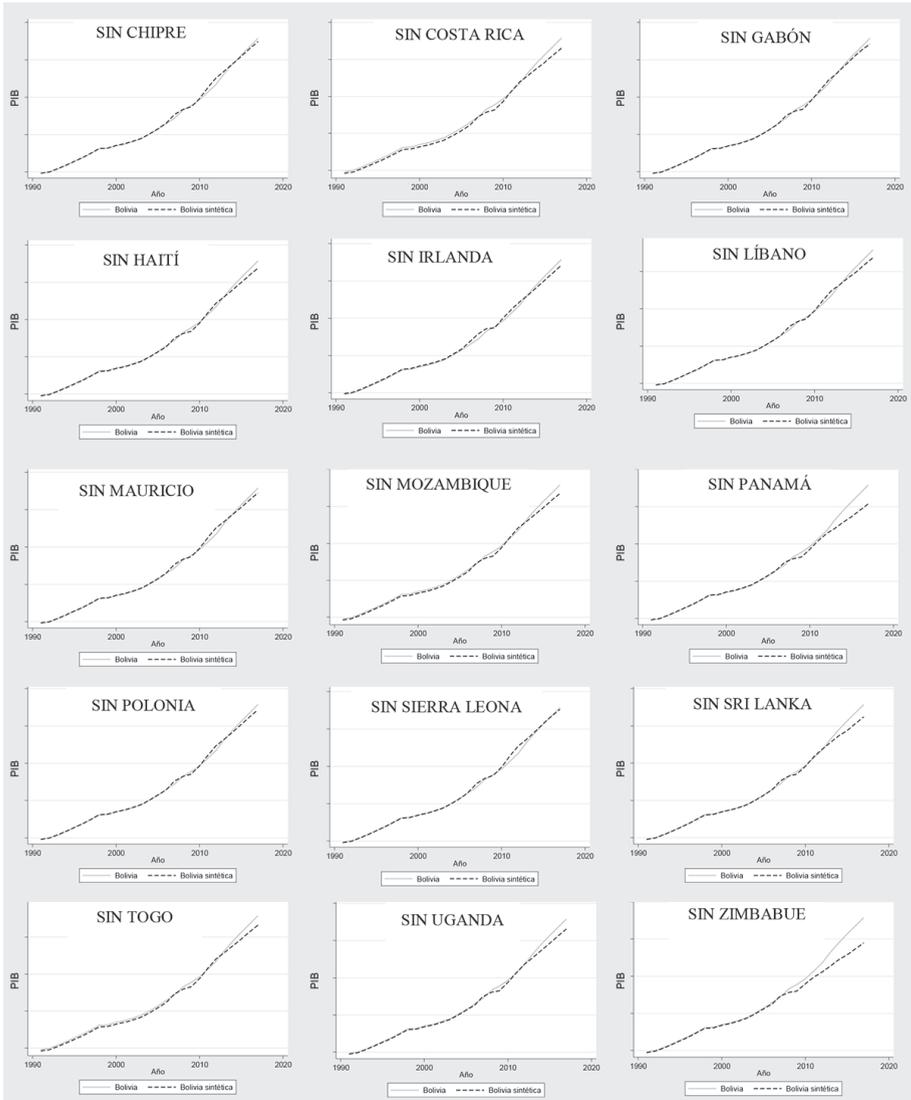




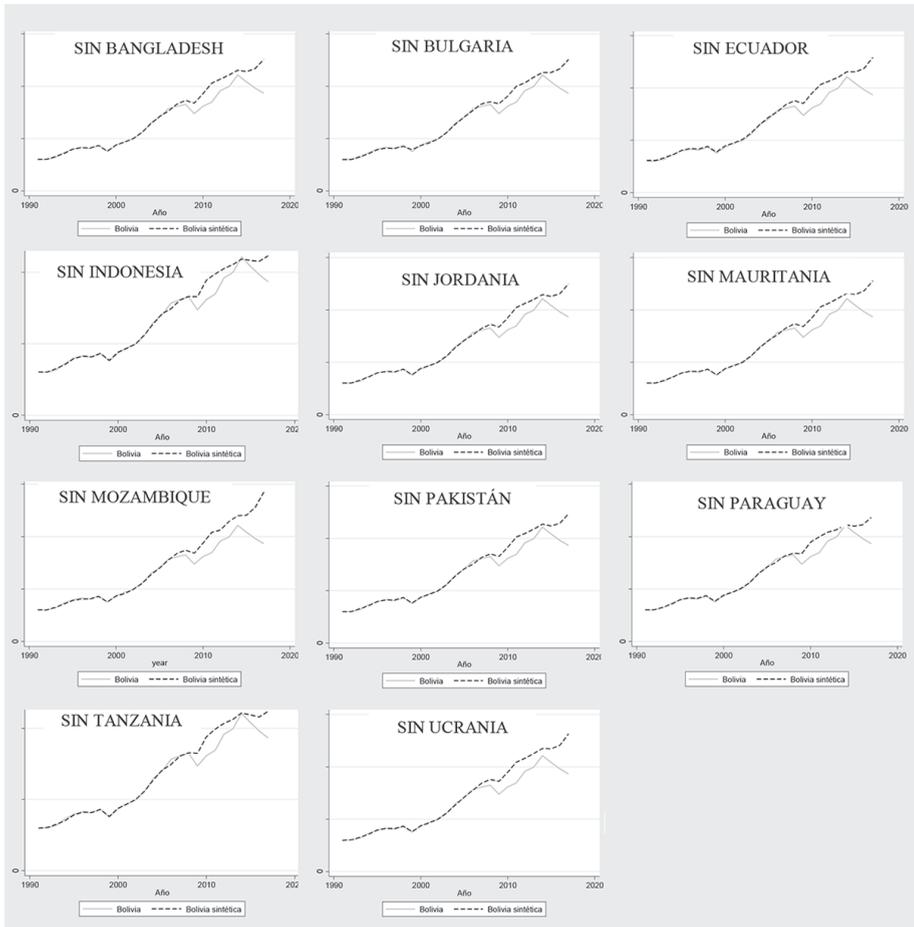


Anexo 4. Pruebas de robustez

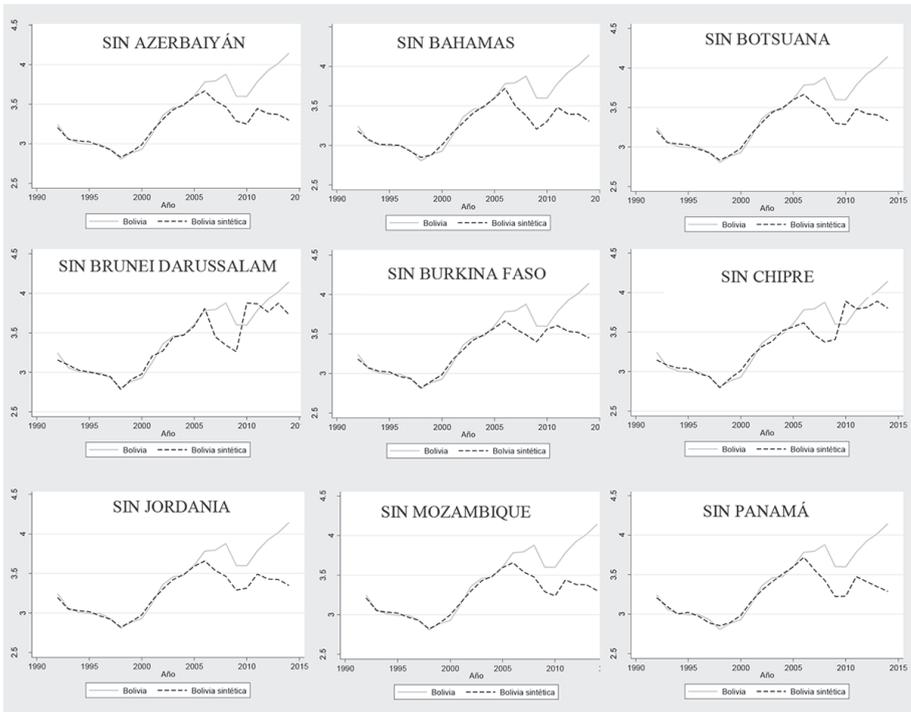
Para el PIB



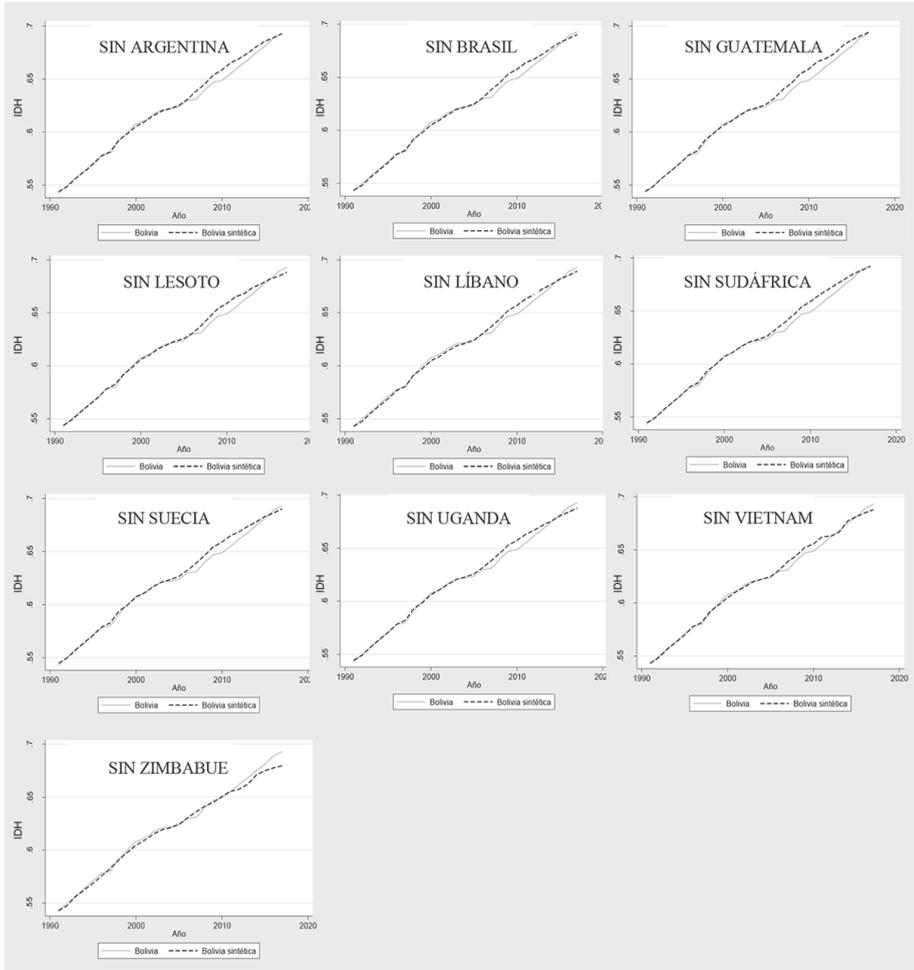
Para las exportaciones



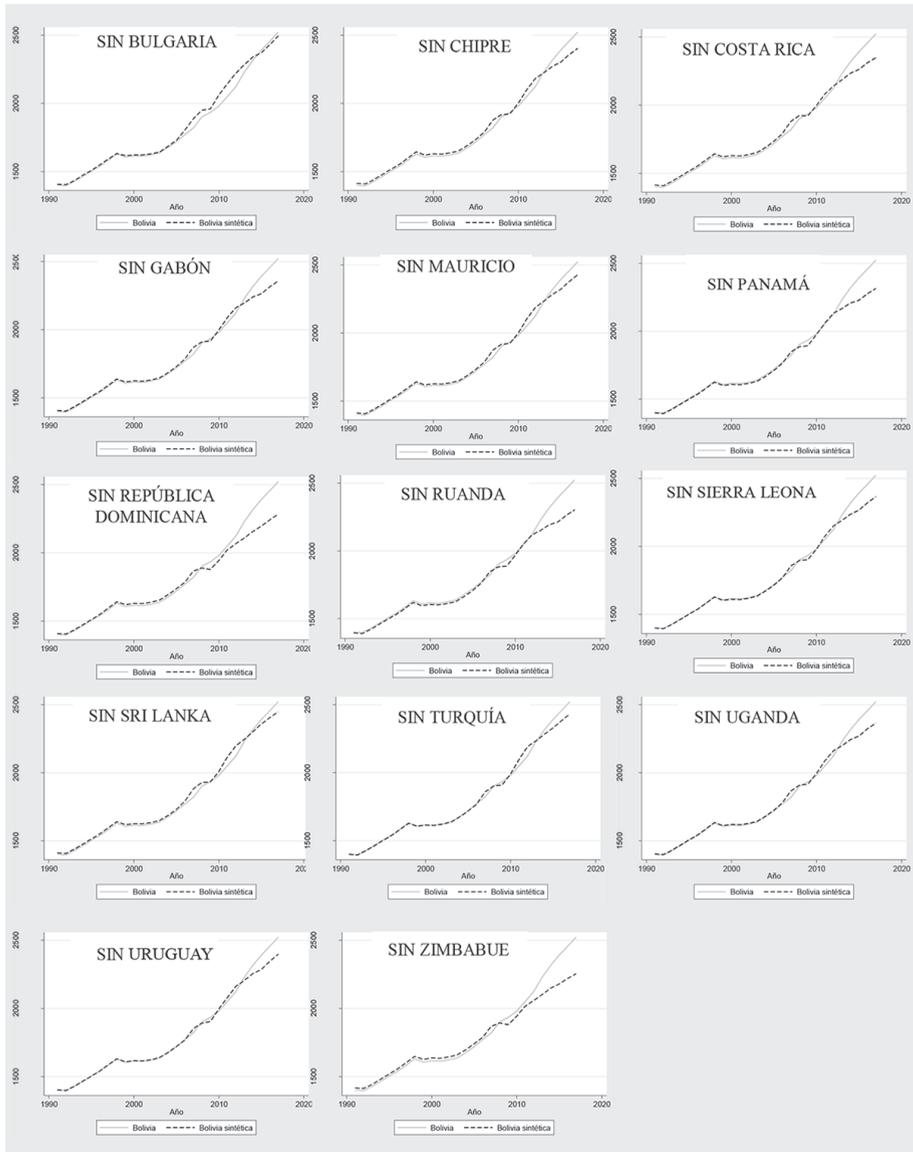
Para la diversificación económica



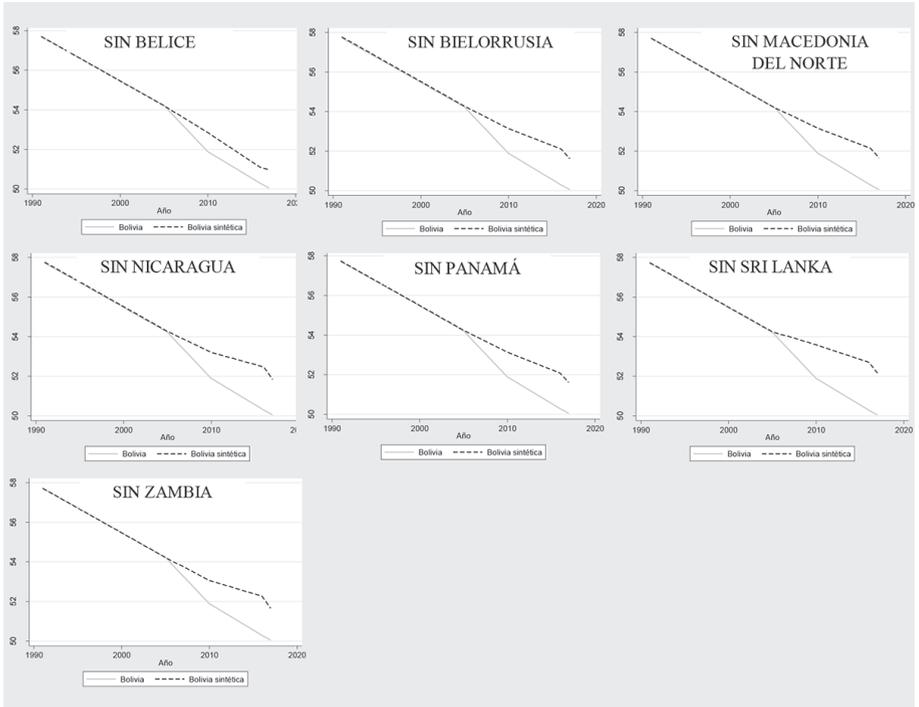
Para el índice de desarrollo humano



Para el PIB per cápita



Para el medio ambiente



Multiplicador de inversión pública durante el auge y declive de precios internacionales

Public Investment Multiplier during Boom and Decline of International Prices

*Samuel Alarcon Gambarte**

Resumen

La presente investigación tiene por objeto la medición del multiplicador fiscal de la inversión pública y sus cambios ante períodos de auge y declive de precios externos. Se utiliza por primera vez el método de proyecciones locales con variables instrumentales en base a Ramey y Zubairy (2018) para el caso de la economía boliviana. Los resultados presentan un multiplicador de inversión pública acumulado de 0.72 hasta el trimestre 12. Asimismo, el multiplicador es de 0.19 al trimestre 12 y 0.97 al trimestre 7 para períodos de auge y declive, respectivamente. Se concluye que el multiplicador es positivo y menor a la unidad; sin embargo, cuando la economía experimenta buenos (malos) precios internacionales, el efecto multiplicador de la inversión pública es menor (mayor) de lo que sugiere una disminución (incremento) de la eficiencia en el gasto de capital del Gobierno.

Palabras clave: Inversión pública; multiplicadores fiscales; proyecciones locales.

* Magíster en Economía, Georgetown University, Investigador y consultor privado.
Contacto: <https://www.samleader.net/>

Abstract

The purpose of this research is to measure the fiscal multiplier of public investment and its changes in times of boom and bust in external prices. The method of Local Projections with Instrumental Variables based on Ramey and Zubairy (2018) is used for the first time in the case of Bolivian economy. The results present a cumulative public investment multiplier of 0.72 up to quarter 12. Likewise, the multiplier is 0.19 at quarter 12 and 0.97 at quarter 7 for boom and bust periods, respectively. It is concluded that the multiplier is positive and less than unity, however, when the economy experiences good (bad) export prices, the multiplier effect of public investment is less (greater), which suggests a decrease (increase) in the efficiency in government capital spending.

Keywords: Public Investment; Fiscal Multipliers; Local Projections.

Clasificación/Classification JEL: E62, H5, F41.

1. Introducción

Como lo señalan Endegnew y Tessema (2019), la inversión pública ha tenido el objetivo de mejorar el nivel de crecimiento económico de Bolivia en el mediano plazo a través de la disminución de brechas de infraestructura y el aumento de la productividad. Actualmente el debate se centra en el diseño de una política fiscal óptima que permita asignar de forma eficiente los recursos públicos destinados al gasto de capital. Una pieza fundamental para lograr este objetivo es una medición correcta del multiplicador de inversión pública.

La estimación del multiplicador de inversión pública permite determinar el impacto de los cambios en el gasto de capital del Gobierno sobre la actividad económica. De esta manera, un multiplicador alto sugiere que los cambios en el nivel de gasto de capital tienen importantes consecuencias en la actividad económica. Bajo este escenario, una política de austeridad fiscal que reduce los niveles de inversión pública puede generar un impacto negativo sobre el crecimiento económico, mientras que medidas expansivas pueden ser efectivas para incrementar la producción. Es importante considerar que los multiplicadores fiscales están condicionados por el ciclo de precios externos, dado que Bolivia es una economía pequeña,

abierta y tomadora de precios internacionales, donde las cotizaciones del precio del petróleo y minerales son importantes determinantes para la implementación de la política fiscal.

Los avances en la literatura para la medición de los multiplicadores fiscales en Bolivia son limitados. Los principales trabajos de investigación (Puig, 2015 y Molina y Gantier, 2017) utilizan el modelo tradicional de vectores autorregresivos. Sin embargo, a partir de los trabajos de Auerbach y Gorodnichenko (2013) y Ramey y Zubairy (2018), el método de proyecciones locales con variables instrumentales se constituye en un nuevo conjunto de instrumentos econométricos que permiten reducir el sesgo de estimación de los métodos tradicionales, así como analizar la variación del multiplicador a lo largo de cambios de estado en la economía.

La presente investigación propone por primera vez el uso de este nuevo método de estimación de multiplicadores fiscales para Bolivia: Proyecciones locales con variables instrumentales en base a Ramey y Zubairy (2018).

Esta metodología econométrica ha sido ampliamente difundida por la literatura internacional actual debido a su robustez a sesgos de especificación y su adaptabilidad para el análisis de cambios de estado en la economía. Con el uso de esta novedosa metodología se busca responder dos preguntas fundamentales en el diseño e implementación de la política fiscal en Bolivia: i) ¿tiene la inversión pública un efecto multiplicador sobre la producción de la economía?, y ii) ¿el impacto de estímulos fiscales a través de inversión pública está condicionado por ciclos de auge y declive de precios internacionales?

El modelo presenta tres resultados. Primero, existe evidencia empírica para respaldar que la inversión pública genera una expansión de la producción en el corto y mediano plazo, específicamente, el efecto multiplicador es significativo hasta el trimestre 12 con un impacto acumulado de 0.72 unidades monetarias sobre el PIB. Segundo, cuando los precios externos son favorables, el impacto acumulado reportado es de 0.19 hasta el trimestre 12. Tercero, cuando los precios son desfavorables, el impacto sobre la producción final es de aproximadamente 0.97 en el trimestre 7. Como resultado de estas estimaciones se obtienen dos conclusiones.

Primero, en el escenario lineal (sin diferenciar períodos de auge y declive de precios externos), el multiplicador de la inversión pública es menor a la unidad. Un factor importante para explicar este efecto de la inversión pública menos que proporcional sobre el PIB es la importancia del gasto social en la inversión pública ejecutada, como también lo señala Montero (2012). En segundo lugar, cuando la economía experimenta buenos (malos) precios externos, el efecto multiplicador de la inversión pública es menor (mayor), lo que sugiere una disminución (incremento) de la eficiencia del gasto de capital del Gobierno. Una de las razones que podría explicar este comportamiento es que las decisiones de inversión pública del Gobierno durante estos años de bonanza externa priorizaron en menor medida proyectos eficientes de inversión pública.

El resto de la investigación está organizada como sigue: La sección 2 corresponde a una revisión de la literatura respecto a multiplicadores fiscales y el impacto de la inversión pública. En la sección 3 se muestra un resumen de los principales hechos estilizados para la economía boliviana. La sección 4 corresponde a los detalles de la metodología econométrica. Finalmente, los resultados y conclusiones del modelo están en las secciones 5 y 6.

2. Revisión de la literatura

La presente investigación está relacionada principalmente con dos líneas de la literatura. Primero, la estimación de multiplicadores fiscales. Segundo, el análisis del impacto y mecanismos macroeconómicos de transmisión de la inversión pública sobre una economía. Bajo la primera línea, se han utilizado numerosos enfoques empíricos para estimar el efecto de la política fiscal o multiplicadores fiscales, dentro de los cuales están inmersos los multiplicadores de la inversión pública. A continuación, se hace seguimiento de aquellos documentos basados en análisis de series de tiempo o datos de panel a nivel agregado.

El enfoque de series de tiempo requiere una variación exógena en la identificación de los *shocks* de política. Los enfoques principales para identificar esta variación exógena son las autoregresiones de vectores estructurales y los métodos de experimentos naturales, combinados con métodos narrativos que utilizan documentos históricos para crear nuevas series de datos de cambios exógenos.

En ese sentido, el notable trabajo de Blanchard y Perotti (2002) muestra uno de los caminos para identificar estos *shocks* a través de supuestos y estimaciones de parámetros necesarios para calcular los multiplicadores fiscales bajo un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). Empero, tal cual lo señala Ramey (2011), dicha estrategia adolece de una dificultad: la previsión fiscal, es decir, los agentes económicos racionales, puede anticipar cambios en la política fiscal.

Leeper, Walker y Yang (2013) derivaron los sesgos econométricos que surgen cuando existe este tipo de previsión fiscal. Como resultado de este trabajo, la mayor parte de la literatura trata de abordar la anticipación siempre que sea posible, ya sea construyendo medidas de noticias a partir de narrativas, como es el caso de Ramey (2011), o al incluir pronósticos profesionales del gasto público para mitigar el problema, como hacen Auerbach y Gorodnichenko.

Otra cuestión importante a la hora del cálculo de los multiplicadores fiscales es entender cómo se construyen éstos o qué se entiende por multiplicador fiscal. Lo que algunos investigadores llaman “multiplicadores” tiene poco que ver con los multiplicadores de interés para los responsables de la política económica.

La política fiscal tiene efectos dinámicos sobre la producción y los presupuestos gubernamentales. Un plan fiscal típico pondrá en marcha una ruta de gasto o impuestos a lo largo del tiempo, y luego el PIB responderá dinámicamente a esa ruta. El multiplicador debe tener en cuenta tanto los efectos multianuales del plan fiscal sobre el presupuesto del Gobierno, para contar los costos en su totalidad, como los efectos multianuales en el PIB, para contar los beneficios en su totalidad.

Blanchard y Perotti (2002) usaron la palabra “multiplicador”, pero las cantidades que calcularon no eran verdaderos multiplicadores dinámicos; en cambio, Blanchard y Perotti calcularon multiplicadores como el ratio de respuesta del producto en un horizonte particular, o en su pico alto, respecto al efecto de impacto del shock sobre el gasto público. Muchos documentos posteriores adoptaron su método, a pesar del hecho de que no se tuvo en cuenta la trayectoria plurianual del gasto.

Mountford y Uhlig (2009) avanzaron la literatura al introducir los multiplicadores relevantes de política económica, calculados como el valor presente de la respuesta del producto a lo largo del tiempo, dividido por el valor presente de la respuesta del gasto gubernamental a lo largo del tiempo ante el *shock*. En la mayoría de las aplicaciones, las diferentes tasas de interés utilizadas para calcular el valor presente (incluido el uso de una tasa de descuento de cero) dan multiplicadores casi idénticos, con la implicancia de que muchos trabajos sólo consideren el ratio del producto acumulado sobre el gasto acumulado producto del *shock*. Estos multiplicadores a menudo se conocen como valor presente o multiplicadores acumulativos.

Un tercer elemento sobre la literatura empírica de multiplicadores fiscales es la forma de generación de funciones de impulso-respuesta. Normalmente, se utiliza un modelo SVAR de acuerdo a Blanchard y Perotti (2002). Empero, desde el trabajo de Jordà (2005), la reciente literatura en esta área fiscal, por ejemplo, Auerbach y Gorodnichenko (2013) y Ramey y Zubairy (2018), empieza a implementar el método de proyecciones locales para generar dichas funciones. La preferencia de esta metodología respecto al clásico enfoque SVAR radica en que, en el método de Jordà: i) se puede estimar a través de una ecuación única mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), ii) es más robusta a problemas de especificación, iii) su implementación con modelos no lineales es relativamente sencilla, y iv) otros.

Consecutivamente al estudio de los multiplicadores fiscales se han introducido escenarios no lineales, los cuales, acorde a Ilzetzki, Mendoza y Végh (2013) y Ramey (2019), se pueden analizar bajo estados de: i) expansión o recesión de la economía, ii) política monetaria con tasa de interés cercana a cero o no, iii) regímenes de tipo de cambio, iv) apertura comercial, iv) nivel de desarrollo del país, entre otros escenarios.

Respecto al caso de Bolivia, Puig (2015) es el primer trabajo que estima empíricamente el efecto multiplicador del gasto público sobre la producción en la economía boliviana a través del método convencional de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), en línea con Blanchard y Perotti (2002). Como resultado de sus estimaciones, se demuestra que tanto el gasto total como el gasto corriente tienen un efecto multiplicador imperceptible; sin embargo, el gasto de capital tiene un multiplicador muy pequeño y estadísticamente significativo al cabo de 12 trimestres. Asimismo, se encuentra evidencia de un efecto negativo y estadísticamente

significativo del gasto corriente sobre las exportaciones y del gasto de capital sobre la inversión privada.

Por su parte, Molina y Gantier (2017) estudian la causalidad entre el gasto del Gobierno y el producto interno bruto en Bolivia a través de un modelo de vectores autorregresivos. Entre los principales resultados se encuentra que el multiplicador fiscal depende del periodo de tiempo que se considera en la estimación. De esta manera, los autores encuentran evidencia de un multiplicador fiscal negativo para los periodos 1990-2004 y 1990-2015 y uno positivo para el periodo 2005-2015. Según los autores, el efecto multiplicador negativo puede estar relacionado con el peso asignado al gasto social en el gasto público total.

Existe otro conjunto de investigaciones para Bolivia que, si bien emplean metodologías diferentes y en rigor no realizan una estimación del multiplicador fiscal, son importantes con respecto al análisis de la dirección del impacto del gasto público y su mecanismo de transmisión en la economía boliviana.

Bajo esta línea, empleando datos de panel a nivel departamental para Bolivia entre los años 1989 y 2008, Montero (2012) encuentra evidencia de un impacto negativo de la inversión pública social y productiva sobre el producto interno bruto departamental y un efecto positivo cuando se considera la inversión pública en infraestructura. Por su parte, a través de un Modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE), Machicado y Estrada (2012) demuestran que la política fiscal de Bolivia enfocada en transferencias directas a los hogares debe estar acompañada de un gasto de capital público eficiente para poder generar las tasas de crecimiento económico necesarias para reducir las tasas de pobreza.

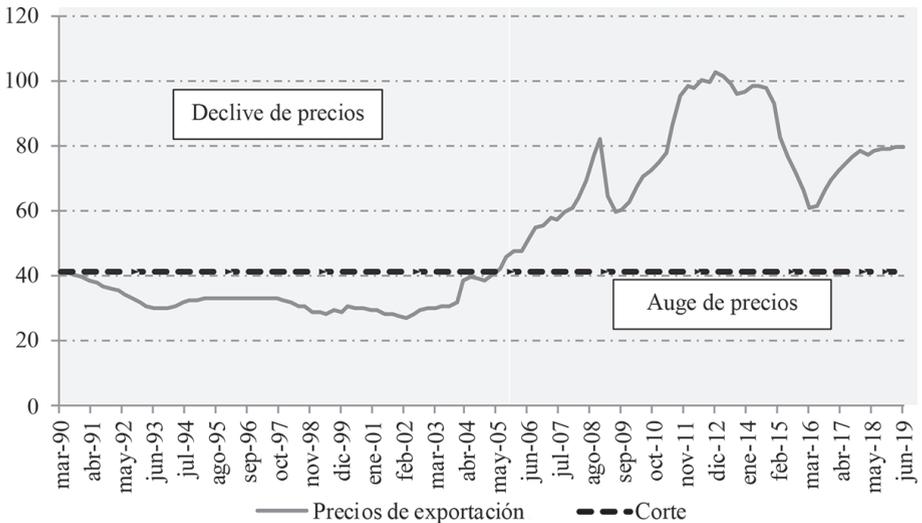
Endegnanew y Tessema (2019) elaboran un DSGE a través del cual sostienen que el gasto en inversión pública tiene un efecto positivo sobre la producción. Sin embargo, en un escenario de disminución paulatina de ingresos por venta de recursos naturales y un programa intensivo de inversión pública se pondría en riesgo la sostenibilidad del endeudamiento público y se requerirán ajustes macroeconómicos contra-cíclicos en el mediano plazo.

3. Hechos estilizados

Durante la década de 2000, los países latinoamericanos han experimentado un boom de precios de materias primas, energía y alimentos en comparación a la década de 1990, cuando las cotizaciones se mantuvieron comparativamente menores. En el gráfico 1 se presenta la evolución temporal del índice de valor unitario de exportaciones de Bolivia¹, donde se destacan dos estados de la economía: declive y auge de precios de exportación.

Con respecto a la primera etapa, ésta estuvo caracterizada por bajas cotizaciones de precios de los principales productos de exportación. El periodo se inicia en 1990 y concluye a finales de 2004. Por otro lado, entre 2005 y 2019, la tendencia de los precios de exportación es positiva. Este último periodo está caracterizado por un boom de precios de recursos naturales. Ambos estados están determinados por las cotizaciones de precios externos y muestran dos facetas del mercado internacional. Asimismo, este fenómeno ha tenido consecuencias macroeconómicas importantes en la economía boliviana.

Gráfico 1: Índice de precios de exportación en periodo de auge y declive (1990-2019)



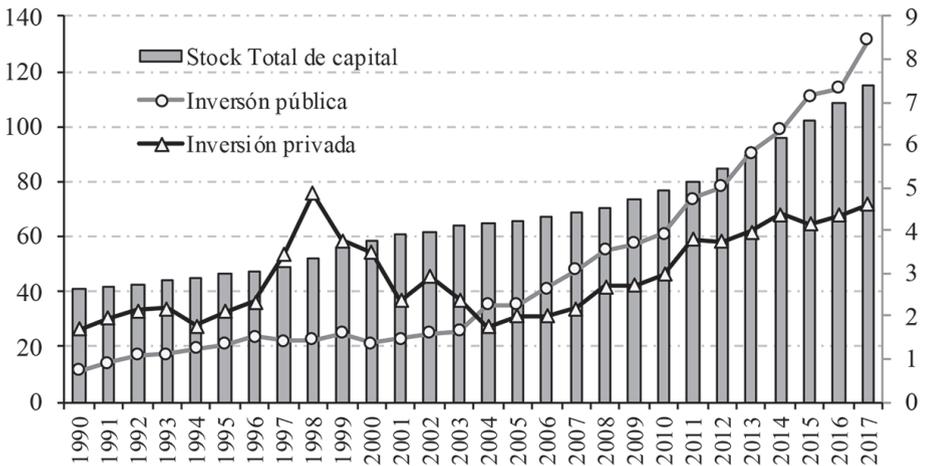
Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE).

¹ Ésta es una medida de aproximación de los precios de exportación de Bolivia, reportado por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Durante el estado de auge de precios externos y ante el incremento de recursos fiscales producto de la venta de recursos naturales, el Gobierno ha tenido mayor espacio para ejecutar políticas fiscales expansivas. En este contexto, la inversión pública se ha constituido en un instrumento importante de política económica, cuyo principal objetivo fue incrementar la tasa de crecimiento de la economía.

En el gráfico 2 se muestra el stock de capital agregado de la economía y los flujos de inversión pública² y privada. Entre 1990 y 2004, la inversión privada era el principal factor de acumulación del *stock* de capital. A partir de 2005, la inversión pública incrementa su tasa de crecimiento, desplazando progresivamente a la inversión privada con respecto a la creación del *stock* de capital. Este quiebre está asociado al cambio de enfoque de política fiscal.

Gráfico 2: Stock de capital (eje izquierdo) e inversión pública y privada (1990-2017)



Nota: Cantidades en miles de millones de dólares a precios constantes de 2011.
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Finalmente, se destacan dos hechos estilizados: Primero, el periodo comprendido entre 1990 y 2004 estuvo caracterizado por precios de exportación bajos y una inversión privada como principal componente de creación del *stock* de capital agregado. Segundo, durante el periodo 2005-2019 se ha presentado un auge de precios externos, acompañado de una

² Los datos se obtuvieron del Fiscal Affairs Department del FMI.

política fiscal expansiva y activa. Durante ambas etapas, el impacto macroeconómico de la inversión pública y su efecto multiplicador han sido diferentes.

4. Estimación de multiplicadores fiscales: nueva metodología empírica para Bolivia

Tradicionalmente, los multiplicadores fiscales han sido estimados con modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), constituyéndose en el método clásico de estimación. Sin embargo, a partir del trabajo seminal de Auerbach y Gorodnichenko (2013), el enfoque de proyecciones locales en base a Jordà (2005) se ha constituido en una alternativa econométrica moderna y con ventajas puntuales en comparación al método clásico.

Recientemente, Ramey y Zubairy (2018) complementaron el método de proyecciones locales con el método de estimación de variables instrumentales, para obtener de forma directa y con el menor sesgo posible el valor del multiplicador fiscal acumulado. De esta forma, actualmente se tiene un nuevo conjunto de instrumentos empíricos que permiten reducir el sesgo de estimación de los métodos tradicionales.

En lo referente a Bolivia, los métodos empleados para la estimación de multiplicadores fiscales se han mantenido hasta la actualidad en torno a variaciones del método convencional de vectores autorregresivos. Ante esta limitación, la presente investigación propone utilizar un novedoso método empírico de estimación de multiplicadores fiscales acumulados que está en línea y acorde a la actual literatura internacional. Con el uso de esta nueva metodología se busca obtener dos resultados concretos: i) el multiplicador acumulado de la inversión pública sobre la producción de la economía; y ii) el impacto que tienen los períodos de auge y declive de precios externos sobre este tipo de estímulos fiscales de gasto de capital. A continuación, se describen en detalle las tres etapas del procedimiento.

4.1. Etapa I: proyecciones locales

Jordà (2005) introduce las proyecciones locales como una metodología alternativa a los modelos de vectores autorregresivos (VAR). El método consiste en estimar las funciones impulso-respuesta a través de una secuencia de proyecciones locales para cada periodo. De esta forma se obtienen ventajas considerables en comparación a los métodos convencionales:

i) se puede estimar a través de regresiones simples, ii) el método es menos susceptible a errores de especificación, iii) la inferencia analítica es simple, y iv) el modelo es fácilmente adaptable a escenarios no lineales.

En base a esto, en una primera etapa se propone utilizar proyecciones locales en línea de Ramey y Zubairy (2018) para estimar el multiplicador del gasto de capital. El procedimiento de estimación está basado en Jordà (2005), el cual implica la estimación de un conjunto h de regresiones del modelo:

$$y_{i+h} = \alpha_h + \psi_h(L)z_{i-1} + \Omega_h(L)w_{i-1} + \beta_h shock_t + \varepsilon_{i+h} \text{ para } :h = 1, 2, \dots \quad (1)$$

Donde y_{i+h} es la producción de la economía, z_{i-1} es el vector de variables endógenas de control compuesto por los rezagos de la producción, gastos e ingresos del sector público, w_{i-1} es un vector de rezagos de variables exógenas, $shock_t$ es el shock fiscal identificado y ε_{i+h} son los errores de la regresión. β_h captura el efecto multiplicador del gasto. Finalmente, α_h es un parámetro y $\psi_h(L)$ y $\Omega_h(L)$ son polinomios en el operador de retraso.

Con el fin de obtener directamente el valor del multiplicador fiscal en unidades monetarias, se utiliza la transformación de Gordon y Krenn (2010). La misma consiste en expresar todas las variables empleadas en términos de un valor de tendencia o potencial del PIB. De esta forma, se procede a la estimación directa del multiplicador en unidades monetarias, sin necesidad de transformaciones adicionales.

La muestra empleada parte del primer trimestre de 1990 al segundo trimestre de 2019. La serie es de frecuencia trimestral y está con un ajuste estacional por el método de Census 12.

Para la producción se utiliza el PIB a precios constantes en millones de bolivianos de 1990, y para la inversión pública se toma el gasto de capital final de la administración pública del sector público no financiero (SPNF) ajustado en términos reales por el deflactor implícito del PIB trimestral. En adición, se incluyen los ingresos totales del SPNF como una variable de control adicional, que también está ajustada en términos reales.

La información del PIB trimestral real y su respectivo deflactor, así como los precios de exportación, fueron obtenidos del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia. Con

respecto a las variables fiscales, se pudo tener acceso a las operaciones consolidadas del sector público no financiero (SPNF), cerradas y corregidas por parte del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (MEFP) de Bolivia.

Finalmente, el modelo de estimación considera cuatro rezagos y tendencia. Esta especificación adicional está basada en los resultados y conclusiones de Ramey y Zubairy (2018), que permiten construir funciones impulso-respuesta del multiplicador de las inversiones públicas bien comportadas.

De esta forma, la estimación de la ecuación (1) permite encontrar de forma directa el efecto multiplicador. Sin embargo, para encontrar parámetros insesgados y consistentes, es necesario tratar la endogeneidad, autocorrelación y heterocedasticidad. A continuación, se detallan las estrategias empleadas para tratar cada uno de estos problemas.

a) Endogeneidad

La estimación de los multiplicadores fiscales está sujeta a una serie de complicaciones econométricas; la endogeneidad es una de las más típicas. Dicho problema radica en una posible doble causalidad entre el gasto público y la producción de la economía. En ese sentido, la política fiscal tiene un impacto sobre la actividad económica, a través del multiplicador fiscal; sin embargo, el comportamiento de la producción también puede influir en las decisiones de gasto del Gobierno.

Dado que el *shock* fiscal identificado (*shock_f*) en la ecuación (1) se representa con el gasto público de capital, es posible un sesgo por endogeneidad. Ramey y Zubairy (2018) emplearon dos estrategias para solucionar este problema potencial en el modelo de proyecciones locales: método narrativo y el supuesto de la identificación de Blanchard y Perotti (2002).

El método narrativo empleado por Ramey y Zubairy (2018) consiste en construir una serie de tiempo del gasto en defensa de los Estados Unidos. Dado que este gasto público está vinculado a eventos militares, existe una baja probabilidad de que esté relacionado con el ciclo económico.

Por su parte, el supuesto de identificación de Blanchard y Perotti (2002) sostiene que a las autoridades de política fiscal les toma más de un trimestre entender el *shock* de la producción e implementar el cambio en el gasto público. En ese sentido, los autores suponen

que la actividad económica no afecta al gasto público. Con el uso de este supuesto y datos de frecuencia trimestral en la estimación, se puede evitar el problema de endogeneidad.

¿Es válido el supuesto de identificación de Blanchard y Perotti (2002) para el caso boliviano? La idea central del supuesto implica que el gasto público no depende de la actividad económica y no así viceversa. En el campo de la política económica boliviana, las autoridades fiscales están restringidas por la disponibilidad de datos en tiempo real. En adición, existe una brecha de tiempo entre el diseño e implementación de una política fiscal. Por lo tanto, una respuesta contemporánea del gasto público ante un *shock* de producción es poco factible, más aun si se considera series de frecuencia trimestral.

Ugarte (2016) demostró que, para el caso boliviano, el gasto de capital reacciona a dos rezagos trimestrales del PIB y que el gasto corriente no se ve afectado por el ciclo económico contemporáneo. Por lo tanto, existe evidencia en la literatura de rezagos en las decisiones de política fiscal. De esta forma se respalda el hecho de que el gasto de capital contemporáneo no reacciona de manera inmediata ante cambios en la producción y por consiguiente el supuesto de identificación de Blanchard y Perotti puede ser aplicado al caso boliviano.

Siguiendo a Blanchard y Perotti (2002), Auerbach y Gorodnichenko (2013), Ramey y Zubairy (2018) y Ugarte (2016), la variable endógena del *shock* fiscal identificado (*shock*) en la ecuación (1) de proyecciones locales puede ser el gasto de capital contemporáneo, y dado que los datos son de frecuencia trimestral, la endogeneidad no debería ser un problema. De esta forma, la identificación del modelo de proyecciones locales es equivalente a la identificación VAR estructural de Blanchard-Perotti (SVAR) pero sin las desventajas del modelo convencional de multiplicadores fiscales.

b) Autocorrelación y heterocedasticidad

Siguiendo a Ramey y Zubairy (2018), la ecuación (1) de proyecciones locales se corre a través de una regresión simple con errores robustos a heterocedasticidad y autocorrelación (HAC).

4.2. Etapa II: Variables instrumentales

Como resultado de la etapa I, se estima el multiplicador fiscal simple; sin embargo, como sostienen Mountford y Uhlig (2009), Fisher y Peters (2010), Uhlig (2010) y Ramey y Zubairy (2018), el multiplicador fiscal acumulado es la mejor aproximación para capturar el impacto del gasto del Gobierno sobre la producción.

Ramey y Zubairy (2018) proponen el método de variables instrumentales para estimar de manera sencilla y en un solo paso el multiplicador acumulado a partir del modelo de proyecciones locales. En particular, se debe estimar la siguiente ecuación:

$$\sum_{j=0}^h y_{t+j} = \gamma_h + \phi_h(L) z_{t-1} + m_h \sum_{j=0}^h g_{t+j} + v_{t+h} \quad \text{para } h = 0, 1, 2, \quad (2)$$

Donde $\sum_{j=0}^h y_{t+j}$ y $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$ son la suma del PIB y el gasto de capital del Gobierno de t hasta h , respectivamente. Se utiliza la variable $shock_t$ como instrumento de $\sum_{j=0}^h g_{t+j}$. Como resultado de la estimación de la ecuación (2), se obtiene el valor del multiplicador acumulado, representado por m_h .

Finalmente, se utiliza el programa Stata con el paquete de estimación de variables instrumentales para encontrar el set de multiplicadores acumulados de inversión pública para cada horizonte. En el cuadro 2 del anexo se resume el valor del multiplicador acumulado para diferentes horizontes de tiempo, con sus respectivas desviaciones estándar.

Para garantizar que la estimación por variables instrumentales es consistente, se debe confirmar tanto la exogeneidad como la relevancia del instrumento. A continuación, se detalla la evaluación de estos dos aspectos del instrumento seleccionado.

a) Exogeneidad del instrumento

En la sección del análisis de endogeneidad en el modelo inicial de proyecciones locales se concluyó que el supuesto de Blanchard y Perotti (2002) es válido para Bolivia en base a la literatura reciente (Ugarte, 2016) y a las características de rezagos de decisiones de la política fiscal en Bolivia. Por lo tanto, existe evidencia para sostener que el uso del gasto público de capital contemporáneo como *shock* fiscal identificado (*shock*) en un modelo

de proyecciones locales de frecuencia trimestral no reacciona a cambios en la producción de forma inmediata.

b) Relevancia del instrumento

Con respecto a la relevancia del instrumento, se utiliza la regla convencional del Test F con los estadísticos y umbrales efectivos de Olea y Pflueger (2013); siguiendo a Ramey y Zubairy (2018), para un nivel de significancia del 95%, el valor crítico para el caso de un instrumento es de 23.1

En base a esto, se construyen las variables $Fdifflin$ (caso lineal), $Fdiffexp$ (caso de auge) y $Fdiffrec$ (caso de declive), que equivalen al 23.1 menos el estadístico puntual del multiplicador. Los resultados para los tres multiplicadores se resumen en el cuadro 1 del anexo. Por lo tanto, el valor de multiplicador es válido solo si el instrumento es fuerte y relevante, es decir, para cada trimestre donde $Fdifflin$, $Fdiffexp$ y $Fdiffrec$ son definidos estrictamente positivos.

Los estadísticos F efectivos y sus respectivos umbrales se obtienen a través del comando de Stata `debilivtest`, desarrollado por Pflueger y Wang (2015).

4.3. Etapa III. Variables *dummy* de cambio de estado

En base a Ramey y Zubairy (2018) y Auerbach y Gorodnichenko (2013), el modelo presentado en la ecuación (1) se puede modificar de manera que se introduzcan cambios de estado en la economía. Para la presente investigación, se consideran dos estados: auge (A) y declive de precios externos (D). Con este fin, se modifica la ecuación (1) en la siguiente expresión:

$$y_{i+h} = I_{t-1} \left[\alpha_{A,h} + \psi_{A,h}(L) z_{t-1} + \Omega_{A,h}(L) w_{i-1} + \beta_{A,h} shock_t \right] + (1 - I_{t-1}) \left[\alpha_{D,h} + \psi_{D,h}(L) z_{t-1} + \Omega_{D,h}(L) w_{i-1} + \beta_{D,A} shock_t \right] + \omega_{i+h} \quad (3)$$

Donde I_t es una variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando la economía está experimentando un periodo de boom de precios externos y 0 en el caso contrario. Asimismo, cabe destacar que todos los coeficientes cambian con el estado de la economía. Al igual que

en el anterior caso, se puede introducir el método de variables instrumentales a través del siguiente modelo:

$$\sum_{j=0}^h y_{i+j} = I_{t-1} \left[\gamma_{A,h} + \phi_{A,h}(L) z_{t-1} + m_{A,h} \sum_{j=0}^h g_{i+j} \right] + (1 - I_{t-1}) \left[\gamma_{D,h} + \phi_{D,h}(L) z_{t-1} + m_{D,h} \sum_{j=0}^h g_{i+j} \right] + \mu_{t+h} \quad (4)$$

este caso se debe usar $I_{t-1} \times shock_t$ y $(1 - I_{t-1}) \times shock_t$ como los instrumentos para $\sum_{j=0}^h g_{i+j}$. Finalmente, se utiliza el programa Stata con el paquete de estimación de variables instrumentales para encontrar el set de multiplicadores acumulados de inversión pública para periodos de auge ($m_{A,h}$) y declive ($m_{D,h}$) de precios externos.

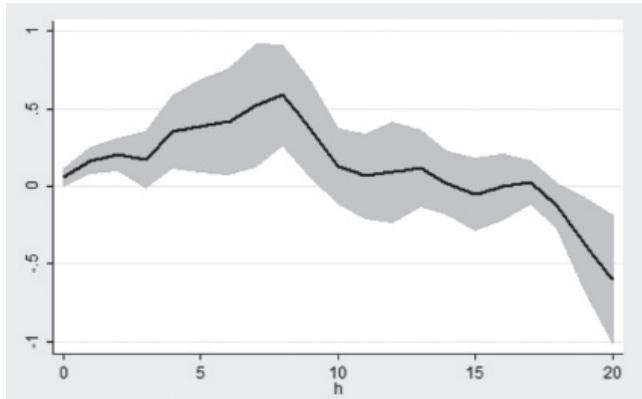
En el cuadro 2 del anexo se resumen los 3 multiplicadores (lineal, auge y declive de precios externos), con sus respectivas desviaciones estándar.

5. Resultados

5.1. Multiplicador de la inversión pública

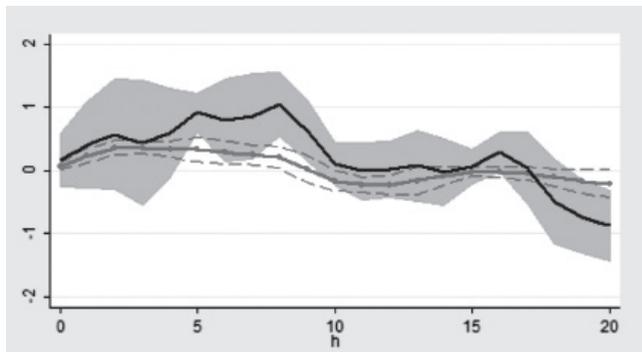
Producto de la estimación de las ecuaciones (1) y (3) se obtiene la primera aproximación del efecto multiplicador de la inversión pública en su versión puntual y con cambio de estado. El gráfico 3 muestra el multiplicador lineal puntual, donde se asume que el impacto de la inversión pública sobre la producción es independiente del estado de la economía. Se demuestra que el multiplicador tiene un efecto positivo y significativo hasta el trimestre 9. El gráfico 4 presenta un multiplicador de declive de precios externos mayor que en el caso de auge.

Gráfico 3: Multiplicador de la inversión pública



Nota: La línea negra es el multiplicador lineal y el área ploma corresponde a intervalos de confianza con 95%.
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4: Multiplicador puntual de la inversión pública: auge y declive



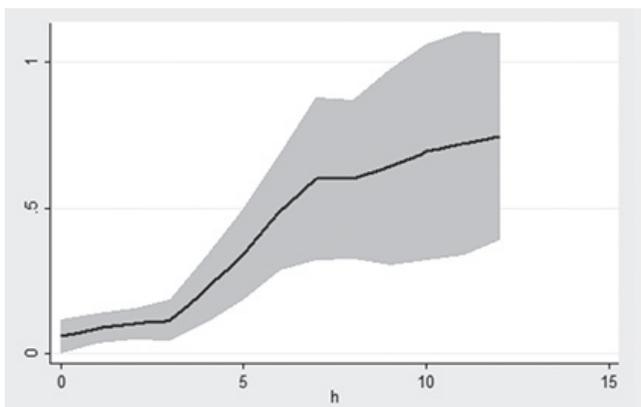
Nota: Las líneas continuas negra y gris son el multiplicador en auge y declive de precios externos, respectivamente. Las líneas segmentadas y el área de color plomo son intervalos de confianza con 95% de confianza para el multiplicador en auge y declive de precios de exportación, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia.

5.2. Multiplicador acumulado de la inversión pública

Como lo sugieren Ramey y Zubairy (2018) y Auerbach y Gorodnichenko (2013), es necesario computar la versión acumulada del multiplicador. En ese sentido, como resultado de la estimación de las ecuaciones (3) y (4), se presenta el multiplicador acumulado lineal.

En primera instancia, el gráfico 5 y la primera columna del cuadro 2 del anexo reportan el impacto acumulado de un *shock* de inversión pública sobre la producción de la economía en el caso lineal e independiente del estado de la economía. Específicamente, el efecto multiplicador es significativo y con un instrumento relevante hasta el trimestre 12, con un impacto acumulado de 0.72 unidades monetarias sobre el PIB.

Gráfico 5: Multiplicador acumulado de la inversión pública



Nota: La línea negra es el multiplicador en el caso lineal y el área ploma corresponde a intervalos de confianza con 95% de confianza para dicho multiplicador.
Fuente: Elaboración propia.

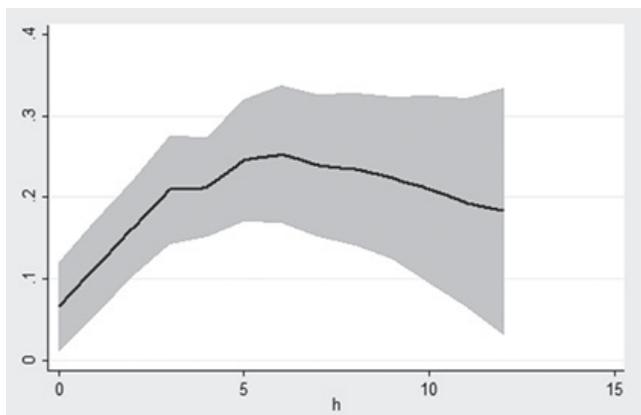
El multiplicador acumulado lineal de la inversión pública estimado sugiere que por cada unidad monetaria que el Gobierno destina al gasto de capital, la producción se incrementa en 0.72 unidades monetarias. Nótese que el multiplicador es menor a la unidad por lo que el impacto de la inversión pública sobre la producción es menos que proporcional.

Una razón que puede explicar el multiplicador inferior a la unidad es la composición del gasto de capital. La inversión pública ejecutada por sector económico está compuesta por cuatro grandes sectores: i) productivo, ii) infraestructura, iii) social y iv) multisectorial. Como lo destacan Montero (2012) y Molina y Gantier (2017), el gasto social³ no necesariamente genera una mejora directa de la capacidad productiva del país, y por tanto puede disminuir la magnitud del multiplicador fiscal.

³ El gasto social está compuesto por los ítems: i) urbanismo y vivienda, ii) educación y cultura, iii) saneamiento básico y iv) salud, seguridad social y deportes.

¿Cuál es el valor de multiplicador fiscal acumulado de la inversión pública cuando la economía boliviana está sujeta a un auge de precios de exportación? Para responder esta pregunta se realiza la estimación de las ecuaciones (3) y (4). El gráfico 6 y la segunda columna del cuadro 2 (anexo) presentan los principales resultados.

Gráfico 6: Multiplicador acumulado de la inversión pública: auge



Nota: La línea negra es el multiplicador en el caso de auge de precios y el área ploma corresponde a intervalos de confianza con 95% de confianza para dicho multiplicador.

Fuente: Elaboración propia.

El impacto acumulado reportado por el modelo es un incremento de 0.19 unidades monetarias por cada boliviano invertido por parte del Gobierno hasta el trimestre 12. La estimación es significativa y posee un instrumento relevante hasta el horizonte 12.

En base a estos resultados, el modelo en auge de precios externos presenta un multiplicador de la inversión pública considerablemente menor al caso en que los precios externos sean normales. Como consecuencia, se sostiene que cuando la economía boliviana experimentó un escenario externo favorable con buenos términos de intercambio, el impacto de la inversión pública fue menor en comparación a un estado lineal.

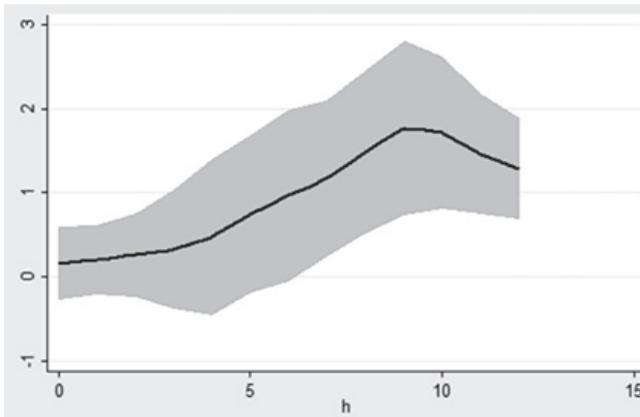
Estos resultados sugieren que durante el periodo de precios externos favorables (2005-2019) la eficiencia del gasto de capital ha disminuido, dado que el multiplicador fiscal es menor. Una de las razones que podría explicar este comportamiento es que las decisiones de gasto de capital de gobierno durante estos años priorizaron en menor medida proyectos

eficientes de inversión pública capaces de generar mejoras significativas en la productividad de la economía boliviana. Cabe destacar que Endegnanew y Tessema (2019) muestran evidencia de que, en los últimos años, existe un margen sustancial para mejorar la eficiencia de la inversión pública en Bolivia.

Finalmente, el gráfico 7 y la columna 3 del cuadro 2 (anexo) presentan un contexto externo de declive de precios externos con un incremento de la inversión pública. Se puede destacar que el efecto multiplicador acumulado estimado es significativo entre los trimestres 6 y 7; en adición, el instrumento es relevante para dichos periodos. El impacto sobre la producción es de aproximadamente de 0.97 unidades monetarias sobre la producción final.

De esta manera, el modelo sugiere que en periodos de incremento de inversión pública bajo un contexto externo desfavorable (1990-2004), la eficiencia del gasto de inversión pública mejora. Como consecuencia, el efecto multiplicador acumulado en declive de precios externos es creciente y mayor que al caso lineal en el trimestre 7.

Gráfico 7: Multiplicador acumulado de la inversión pública: declive



Nota: La línea negra es el multiplicador en el caso de declive de precios y el área ploma corresponde a intervalos de confianza con 95% de confianza para dicho multiplicador.
Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones

La presente investigación propone por primera vez una metodología econométrica que ha sido ampliamente difundida por la literatura internacional actual, para el cálculo de multiplicadores fiscales en Bolivia. Se estima el multiplicador de la inversión pública con proyecciones locales de Jordà (2005) aumentado con variables instrumentales en base a Ramey y Zubairy (2018). En adición, se aporta una nueva medición del impacto de la inversión pública diferenciado por el contexto externo de la economía. De esta forma, se encuentra el impacto cuando existe un auge y un declive de los precios de exportación. Por lo tanto, los resultados del modelo determinan tres tipos de multiplicadores.

Primero, cuando la economía se encuentra en un estado lineal con respecto al sector externo, la inversión pública genera una expansión significativa del PIB hasta el trimestre 12, con un impacto acumulado de 0.72 unidades monetarias. El impacto de la inversión pública sobre el PIB es menos que proporcional. Un factor importante para explicar el multiplicador de inversión pública acumulado menor a la unidad es la importancia del gasto social en la inversión pública ejecutada. Dicho gasto tiene una baja incidencia directa sobre la capacidad productiva de la economía, como lo señala Montero (2012).

Segundo, cuando los precios de exportación son buenos, el impacto acumulado reportado es de 0.19 al trimestre 12. En base a estos resultados, el modelo sugiere que cuando la economía boliviana está expuesta a un boom de precios externos, el efecto multiplicador de la inversión pública es considerablemente menor al caso en que los precios externos son regulares.

Durante el auge de precios externos que experimentó Bolivia, el multiplicador de la inversión pública fue considerablemente menor al caso lineal. Estos resultados sugieren que, durante el periodo de boom externo (2005-2019), la eficiencia del gasto de capital ha disminuido, dado que el multiplicador fiscal es menor. Una de las razones que podría explicar este comportamiento es que las decisiones de gasto de capital del Gobierno durante estos años priorizaron en menor medida proyectos eficientes de inversión pública capaces de generar mejoras significativas en la productividad de la economía boliviana.

Por lo tanto, periodos de expansión de inversión pública acompañados de un auge de precios de exportación estuvieron asociados a una baja eficiencia de inversión pública, y por ende un efecto multiplicador menor y decreciente.

Tercero, si la economía atraviesa un periodo de bajos precios externos, el multiplicador acumulado de la inversión pública es menor, aproximadamente de 0.97 unidades monetarias en el trimestre 7. De esta manera, el modelo sugiere que periodos de incremento de inversión pública bajo un contexto externo desfavorable están asociados a una buena eficiencia del gasto de inversión pública.

Se concluye que cuando la economía experimenta buenos (malos) precios externos, el efecto multiplicador de la inversión pública es menor (mayor), lo que sugiere una disminución (incremento) de la eficiencia del gasto de capital del Gobierno.

Fecha de recepción: 26 de enero de 2020.

Fecha de aceptación: 22 de abril de 2020.

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC.

Referencias

1. Auerbach, A. J. y Gorodnichenko, Y. (2013). Output spillovers from fiscal policy. *American Economic Review*, 103(3), 141-46.
2. Blanchard, O. y Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
3. Endegnanew, M. Y. y Tessema, D. (2019). *Public Investment in Bolivia: Prospects and Implications*. International Monetary Fund.
4. Fisher, J. D., y Peters, R. (2010). Using stock returns to identify government spending shocks. *The Economic Journal*, 120(544), 414-436.
5. Gordon, R. J. y Krenn, R. (2010). *The end of the great depression 1939-41: Policy contributions and fiscal multipliers*. Working Paper 16380, National Bureau of Economic Research.
6. Ilzetzki, E; Mendoza, E. G. y Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 239-254.
7. Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
8. Leeper, E. M; Walker, T. B. y Yang, S. C. S. (2013). Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, 81(3), 1115-1145.
9. Machicado, C. G. y Estrada, P. (2012). Política fiscal y crecimiento económico: un análisis de simulación para Bolivia. *Analitika (Revista de Analisis Estadístico/Journal of Statistical Analysis)*, 4(4), 53-76.
10. Molina Diaz, G. y Gantier Mita, M. (2017). El gasto público y su efecto en la economía boliviana: periodo 1990-2015. *Revista Perspectivas*, (39), 7-42.
11. Montero Kuscevic, C. M. (2012). Inversión pública en Bolivia y su incidencia en el crecimiento económico: un análisis desde la perspectiva espacial. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, (16), 31-57.
12. Mountford, A. y Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks?. *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960-992.
13. Olea, J. L. M. y Pflueger, C. (2013). A robust test for weak instruments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 358-369.

14. Pflueger, C. E. y Wang, S. (2015). A robust test for weak instruments in Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 216-225.
15. Puig, J. P. (2015). Multiplicador del gasto público en Bolivia: una primera aproximación. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (24), 47-78.
16. Ramey, V. A. (2011). Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, 49(3), 673-85.
17. ----- (2019). Ten years after the financial crisis: What have we learned from the renaissance in fiscal research?. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 89-114.
18. Ramey, V. A. y Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901.
19. Ugarte Ontiveros, D. (2016). The Cyclicity Of Fiscal Policy In Bolivia. *Cuadernos de Investigación Económica Boliviana* N° 2016-1, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia.
20. Uhlig, H. (2010). Some Fiscal Calculus. *American Economic Review*, 100(2), 30-34.

Anexo

Cuadro 1
Prueba F de relevancia del instrumento

Trimestre	Fdiffin	Fdiffexp	Fdiffrec
1	30.000000	30.000000	30.000000
2	30.000000	30.000000	30.000000
3	30.000000	30.000000	30.000000
4	30.000000	17.295530	27.180770
5	30.000000	30.000000	17.260230
6	30.000000	30.000000	14.936630
7	17.345560	30.000000	4.314006
8	20.768430	30.000000	-2.614850
9	13.657530	30.000000	-9.069318
10	6.111888	30.000000	-13.619890
11	1.925085	30.000000	-13.894640
12	4.923851	30.000000	-10.917370
13	6.613763	23.525660	-7.916116
14	-14.246970	-5.199133	-4.222517
15	2.847690	17.839650	-2.825142
16	-6.094449	-0.974619	-1.346106
17	-12.882120	-16.113560	-8.378621
18	-17.906680	-21.065730	-12.914560
19	-19.817470	-22.844500	-16.557250
20	-21.217410	-22.516630	-18.023380
21	-23.050940	-20.792620	-16.426100

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2
Multiplicadores acumulados de inversión pública y desviaciones estándar

Trimestre	Caso: lineal		Caso: auge de precios de exportación		Caso: declive de precios de exportación	
	Multiplicador	Desviación estándar	Multiplicador	Desviación estándar	Multiplicador	Desviación estándar
1	0.057366	0.032828	0.065989	0.032558	0.161831	0.255031
2	0.084508	0.029402	0.113883	0.034445	0.196414	0.242078
3	0.099503	0.031034	0.162580	0.035168	0.257760	0.297163
4	0.112484	0.041882	0.209221	0.039648	0.320791	0.420280
5	0.222538	0.067506	0.212610	0.036853	0.476965	0.559387
6	0.338670	0.093502	0.245915	0.044846	0.743780	0.562334
7	0.487399	0.119723	0.252940	0.050402	0.968449	0.614061
8	0.599827	0.168101	0.239123	0.052469	1.170077	0.561042
9	0.598738	0.164298	0.234479	0.056120	1.488152	0.579149
10	0.642331	0.202940	0.223762	0.059925	1.770921	0.620805
11	0.692590	0.224021	0.210148	0.069327	1.721114	0.546416
12	0.721793	0.231666	0.193467	0.077030	1.459837	0.423775

Fuente: Elaboración propia.

“Sin sangre en la cara...”: (des) honestidad, normas sociales y procesos económicos

“Without Blood in the Face...”: (dis) honesty, social rules and economic processes

José Antonio Rocha Torrico*

José Manuel Rocha Balboa**

Resumen***

En base al método de Mazar *et al.* (2008), el presente estudio investiga sobre el grado de (des) honestidad en el que incurren los individuos. Se llevaron a cabo dos experimentos conductuales en los que participaron 685 estudiantes de dos facultades de la Universidad Mayor de San Simón (UMSS). Ambos experimentos generaron, mediante análisis de varianza (ANOVA) y pruebas de suma de rangos de Kruskal-Wallis, dos hechos fundamentales: i) los individuos son deshonestos, aunque sin llegar al máximo nivel de engaño, y ii) la descripción de un contexto que involucra discernimiento moral incentiva en mayor grado a la honestidad en estudiantes de Ciencias Humanas, en contraste con los estudiantes de Ciencias Económicas. Ambas evidencias corroboran, por un lado, que la toma de decisiones de los agentes está influenciada por un conglomerado de normas informales, asumidas individualmente y/o determinadas socialmente y, por otro, ponen en duda el postulado del *homo economicus*.

Palabras clave: Experimentación controlada; economía conductual; honestidad; toma de decisiones; teoría institucional; ANOVA; análisis no paramétrico.

* Dr. Cs. Hum. Docente en la Universidad Mayor de San Simón (UMSS).
Contacto: juturi.1951@gmail.com

** Lic. en Economía. Investigador independiente.
Contacto: agoriztribe@gmail.com

*** La presente investigación fue realizada sin patrocinio ni supervisión de ninguna institución. Fue concretada en base a iniciativa propia de los autores.

Abstract

Based on the method of Mazar *et al.* (2008), this study investigates the degree of (dis) honesty that individuals incur. Two behavioral experiments were carried out in which 685 students from two Faculties of The Major San Simon University (UMSS) participated. Both experiments generated, through analysis of variance (ANOVA) and Kruskal-Wallis rank sum tests, two fundamental facts: i) individuals are dishonest, though without reaching the maximum level of deception and ii) the description of a context that involves moral discernment encourages honesty to a greater degree in Human Sciences students, in contrast to Economic Sciences students. Both evidence corroborate, on the one hand, that the decision-making of agents is influenced by a conglomerate of informal norms, individually assumed and/or socially determined. On the other hand, they question the postulate of the *homo economicus*.

Keywords: Controlled Experimentation; Behavioral Economics, Honesty; Decision Making; Institutional Theory; ANOVA, Non-Parametric Analysis.

Clasificación/Classification JEL: B52, C91, C92, D81, D8

1. Introducción

En nuestra realidad social se encuentran innumerables actos que contravienen las normas: desde poco o nada de respeto a las reglas de tránsito hasta actos de corrupción por parte de ciudadanos, líderes sociales y políticos. Incluso pequeñas transgresiones como copiar en un examen son muestras en el cotidiano vivir de esa contravención. Estas transgresiones se denominan acciones deshonestas¹ de los individuos, entendiendo éstas como la no observancia de normas o reglas de convivencia (formales o informales) en el marco del bien común social.

¹ "Deshonesta" y su correlativo "deshonesto" es un adjetivo relacionado con el sustantivo "deshonestidad". Ésta se entiende como "calidad de deshonesto". Por su parte, "deshonesto, a" significa "afrentoso, indecoroso" (Díez, 1968, p. 206). El adjetivo "deshonesto, a" es contrario de "honesto", el cual se entiende como "decente o decoroso; recatado; honrado; razonable, justo" (p. 321). En este contexto, entenderemos "honestidad" como "compostura, decencia, castidad, decoro" (p. 321). Etimológicamente, "honesto" (y el sustantivo "honestidad") tiene origen en el idioma latín "honestus", de honor, significando "quien honra lo que se ha definido, determinado, aceptado...". Entonces, en la presente investigación, los conceptos "honesto, honestidad, deshonesto, deshonestidad" giran en torno a las acepciones "con honor, con honra, quien honra lo acordado, lo definido". Por su parte, "deshonesto, deshonestidad" connotarán "sin honor, sin honra, quien no honra lo acordado, lo definido".

Ahora bien, ¿qué motiva a los individuos a realizar tales actos? Es más, ¿cuáles son las razones que los individuos usan para justificar conductas que van en contra de las reglas socialmente establecidas? Una explicación es proporcionada por el modelo clásico de conducta económica *homo economicus*, según el cual el comportamiento individual está basado en un análisis de costo-beneficio (Oxa, Rocha y Herman, 2013). Este modelo descansa en tres supuestos fundamentales: la racionalidad, el egoísmo y la maximización. La racionalidad comprende la parte analítica del individuo, ya que en base a la información disponible el agente económico computa cada variable, la mide y clasifica, generando un mapa de información para próximas tomas de decisión. Por otra parte, el egoísmo se refiere al beneficio del agente, en base a la disponibilidad de variables previamente analizadas. El individuo toma un conjunto de decisiones que, al ser concretadas, cada una de ellas responde a un interés individual. Por último, la maximización mide el grado de beneficio que el individuo obtiene por un tipo de conducta.

Alrededor de este paradigma conductual, Mazar, Amir y Ariely (2008) exponen tres hipótesis que explicarían la magnitud y/o frecuencia de conductas (des)honestas: i) mayores recompensas externas (Ext-H1), ii) bajas probabilidades de ser atrapado (Ext-H2) y iii), bajos niveles de castigo (Ext-H3). Para comprender cada una de estas hipótesis presentemos una situación cotidiana: el poco cumplimiento a las normas de tránsito, específicamente, el reducido respeto a los semáforos. Imaginemos una ciudad que contiene un gran cruce de avenidas. Es mediodía (hora pico) y, por lo tanto, muchos transeúntes se reúnen para circular por dicho cruce; cada uno de los agentes persigue diferentes intereses y deseos en el escenario descrito. Uno de los más frecuentes es la voluntad de llegar a casa lo más rápido posible. Por lo señalado, los individuos, en base a las tres hipótesis de Mazar *et al.* (2008), medirían cuán rápido llegarían a sus domicilios si es que dejaran de lado las señales de tránsito (Ext-H1), al mismo tiempo analizarían cuáles serían las probabilidades de ser atrapados, ya sea por la policía o por otros transeúntes, si es que dejan de lado las indicaciones de cada semáforo (Ext-H2) y, por último, considerarían el grado de castigo (multas o llamadas de atención) que les sería impuesto si es que fueran descubiertos por no respetar dichas señales (Ext-H3). En ese sentido, en base a un conjunto de análisis de estímulos externos, un *homo economicus* es honesto o deshonesto solo en la medida en que dichas conductas lo llevan a obtener el máximo beneficio. No obstante, y a pesar de lo señalado, los mencionados autores consideran que la toma de decisiones individuales se basa en diferentes sistemas de recompensas

cognitivos, a los que denominan la "Teoría del mantenimiento del auto-concepto" (*The Self-concept Maintenance*).

2. Teoría del mantenimiento del auto-concepto

Desde la perspectiva psicológica, Mazar *et al.* (2008) afirman que, frente a un hecho de engaño, las personas oscilan entre dos grandes motivaciones que dan lugar a un dilema: o aprovecharse del engaño o mantener una idea positiva de uno mismo (auto-concepto). Por lo general, este dilema es resuelto al encontrar un equilibrio entre ambas motivaciones, tal que una persona puede obtener beneficios individuales comportándose de manera deshonesto, pero manteniendo, de manera constante, una idea positiva de uno mismo. Esto involucra una complicada "computación mental" que se puede comprender mediante la interacción de dos sistemas de recompensa o de incentivos cognitivos: el de categorización o justificación (externa) y el de la atención dedicada a las propias normas morales (internas).

El primer sistema se refiere a que las personas justifican su conducta en términos racionales, permitiendo a los individuos incurrir en actos deshonestos (o fuera de la norma), pero evitando señales negativas de uno mismo. Este sistema de justificación supone dos condiciones: la maleabilidad de la conducta y los límites de la maleabilidad. Las conductas maleables se entienden como la explicación o interpretación de un acto individual en base a un determinado contexto (o sociedad/estímulo externo). Por eso, en base a un conjunto de reglas sociales, formales o informales, propias de un contexto específico, las conductas deshonestas pueden ser "aceptadas". Por otro lado, los límites de maleabilidad consisten en el umbral máximo de modificación de la conducta, es decir, la maleabilidad de una conducta solo puede extenderse hasta un punto, pasado el cual el individuo no podría justificar la obvia transgresión de las reglas.

El segundo sistema propone que los individuos disponen (de manera interna) de diferentes códigos morales que orientan la conducta individual. Al respecto, la hipótesis planteada por Mazar *et al.* (2008) indica que, cuando las personas observan sus propios estándares morales, será más probable que cualquier acción deshonesto se refleje en su auto-concepto (o visión de uno mismo), originando una coherencia de su conducta como consecuencia de sus acciones, lo que hará que el individuo se adhiera a una descripción más estricta del comportamiento

(coherencia cognitiva). Empero, cuando las personas no prestan atención a sus propios estándares morales (o simplemente no les dan importancia), es menos probable que su auto-concepto se actualice, haciendo que se incurra con mayor facilidad en actos incoherentes.

En resumen, la teoría del mantenimiento del auto-concepto considera que los agentes económicos toman en cuenta dos sistemas de recompensa mental: externos e internos, y que cada uno de ellos mantiene “viva” la idea de que cada agente es “bueno” o “coherente”, indiferentemente de la conducta que él mismo adopta. Por lo tanto, en base a las enseñanzas de Mazar *et al.* (2008) es posible replantear las hipótesis de costo-beneficio de la siguiente forma:

- ♦ La deshonestidad debido a factores externos aumenta a medida que disminuye la atención a los estándares de honestidad: Ext & Int-H1.
- ♦ La deshonestidad debido a factores externos aumenta a medida que la maleabilidad de categorización aumenta: Ext & Int-H2.
- ♦ Dada la oportunidad de ser deshonestos por factores externos, las personas engañan hasta un grado que les permita no actualizar su auto-concepto. Sin embargo, tómesese en cuenta que la idea de “uno mismo” solo puede ser entendida en el marco de lo social, ya que la construcción de uno es, también, parte de un marco institucional que permite comprender la conducta individual y colectiva: Ext & Int-H3 (Mazar *et al.*, 2008, p. 635).

¿Qué se entiende por marco institucional? Para North (1993), son “las reglas del juego en una sociedad o, más formalmente, las limitaciones ideadas por el hombre que dan forma a la interacción humana” (p.13) “por consiguiente el marco (institucional) en cuyo interior ocurre” (p.14) tal interacción. En ese contexto, las instituciones generan dos grandes cuerpos normativos: normas formales e informales. Las normas formales son reglas públicamente establecidas, forjadas mediante acuerdos con carácter coercitivo, como, por ejemplo, constituciones, reglamentos, normas de tránsito, etc., que deben ser observadas y aplicadas en el cotidiano vivir si un individuo no quiere dejar de ser parte de una sociedad. Por otro lado, las normas informales son códigos de conducta, modelos de comportamiento y convenciones que surgen de procesos históricos y culturales. En otras palabras, estas reglas informales, diferentes de las normas formales, son límites de nuestro propio accionar, como en el caso de

las cualidades que concedemos a acciones como la solidaridad, la transparencia, la valentía, etc., que pueden ser cumplidos o no, y que supone, entonces, un discernimiento moral.

Todo lo anteriormente expuesto fundamenta las posibles razones por las cuales los individuos incurren en actos que contravienen la norma. No obstante, cabe preguntar en este contexto: ¿en qué afectan los actos deshonestos a los procesos económicos? Como una primera aproximación, hay que indicar que los actos deshonestos o hechos que contravienen las normas elevan los costos de interacción entre agentes e instituciones (North, 1993; Gächter y Schulz, 2016; Ariely, García-Rada, Gödker, Hornuf y Mann, 2019).

2.1. Honestidad y procesos económicos

La relación entre honestidad y su efecto en la toma de decisiones individuales en los procesos económicos ha ganado mucha relevancia en los últimos años (Evans, Holtemeyer y Kosec (2019); Abeler, Becker y Falk (2014); Kerschbamer, Neururer y Gruber (2019); Woon y Kanthak (2019); Ariely *et al.*, 2019); Baumann-Vitolina, Cals y Sumilo (2016); Kliger y Qadan (2019). Sin embargo, aquí se mencionarán solamente dos estudios que exponen a grandes rasgos la relación entre la honestidad y lo económico-social: North (1993) y Gächter y Schulz (2016). Para el primer autor, la honestidad de las personas transforma las relaciones entre sociedad e instituciones. Ella genera eficiencia en la interacción de los agentes económicos, pero sobre todo permite a los individuos desarrollar estrategias de cooperación (teoría de juegos) que llevan al máximo beneficio a todos los involucrados.

Por su lado, Gächter y Schulz (2016) encuentran una fuerte relación entre costos de control institucional y honestidad. Los autores argumentan que sus datos (estudio realizado en 23 países) son consistentes con las teorías de la co-evolución cultural de las instituciones y de los valores, mostrando que las instituciones débiles, con legados culturales que generan violaciones a las reglas, no solo tienen consecuencias negativas en la economía, sino que también pueden perjudicar la honestidad intrínseca individual, que es crucial para el buen funcionamiento de una sociedad.

Entonces, si se entiende el por qué los individuos incurren en actos deshonestos, sean éstos racionales (costo-beneficio/incentivos externos), morales (razones internas) o institucionales (razones externas e internas), se va a comprender la importancia de la honestidad en la

eficiencia económica. En todo caso, y a pesar de ello, cabe todavía otra pregunta: ¿es posible medir la (des) honestidad de las personas?

2.2. (Des)honestidad y experimentación controlada

Para responder a esa pregunta, haciendo uso de la metodología experimental, Mazar *et al.* (2008) aplicaron seis experimentos conductuales a más de 1000 (mil) estudiantes universitarios de Estados Unidos², que les permitieron medir el grado y frecuencia de la (des) honestidad. Los experimentos consistieron en la realización de múltiples actividades tipo cuestionario en las que cada participante recibía un pago monetario en función a su capacidad de resolución de problemas. De manera general y en la mayoría de los casos, los experimentados eran divididos en dos grandes grupos: uno de control y otro de mentira. La diferencia fundamental entre ambos conjuntos era que al segundo se le permitía falsear sus resultados, esto es, tenía la capacidad de incurrir en actos fuera de la norma social. Esto posibilitó a los autores comparar y hallar el nivel de deshonestidad de los individuos³.

Para poder medir el grado de (des)honestidad, los autores hicieron uso de una actividad de búsqueda donde al estudiado se le presentaba 20 matrices que contenían 12 números con tres dígitos en los que se tenían que hallar, en un periodo determinado (4 a 5 minutos, dependiendo el experimento) y por matriz, dos números que sumen diez (véase el cuadro 1). Al finalizar el tiempo establecido, los estudiantes obtenían una remuneración económica por cada ejercicio resuelto de manera correcta (los pagos variaron de experimento a experimento) permitiendo observar y, sobre todo, cuantificar el nivel de trampa en el que incurrían los estudiados pertenecientes a los grupos de mentira.

2 Mazar *et al.* (2008), en el Experimento 2, hacen referencia a la Massachusetts Institute of Technology (MIT) y a Yale, dos prestigiosas universidades de Estados Unidos.

3 Para mayor detalle de estos experimentos, véase el anexo 1.

Cuadro 1
Ejemplo de matrices

9,03	5,14	5,61	0,11
7,99	5,06	7,66	2,01
1,53	7,80	3,48	9,68

Fuente: Elaboración propia con base en Mazar *et al.* (2008)

Los autores hicieron uso de este ejercicio de "búsqueda" debido a que dicha actividad no determinaba la inteligencia ni la habilidad matemática de los participantes (Mazar *et al.*, 2008) y ella permitía a los encuestados evaluar sin ambigüedad la respuesta correcta (suponiendo que podrían sumar dos números que dieran 10 sin error) (Mazar *et al.*, 2008, pp. 635-636). Cada experimento hizo uso del análisis de varianza (ANOVA)⁴ para encontrar, entre los grupos de control y mentira, diferencias en la "capacidad" de resolución de matrices.

La investigación de Mazar *et al.* (2008) llega a concluir que la conducta humana oscila entre dos tipos de incentivos cognitivos, externos e internos (ver el punto *Teoría del mantenimiento del auto-concepto* en esta investigación). Los autores develan que los estímulos económicos llevan a los individuos a mentir o falsear sus resultados. No obstante, a pesar de incurrir en actos deshonestos, la investigación demuestra que los agentes exponen límites de engaño debido a que no inciden en los máximos niveles de engaño. Asimismo, la exposición a diferentes incentivos cognitivos (como el recuerdo de los 10 mandamientos católico-cristianos o la aceptación de códigos de honor) (Experimentos 1 y 2) curva la (des)honestidad de los individuos, evidenciando que los agentes son influenciados por códigos de conducta internos (Ext & Int-H1).

Los autores también hallan que las personas son más deshonestas cuando el incentivo monetario es remplazado por "tokens" o fichas que luego pueden ser cambiadas por dinero de verdad (Experimento 3). Esta conclusión expone que las personas amplían sus estándares morales o reducen pensamientos negativos de uno mismo (auto-concepto) cuando el valor

⁴ El análisis de varianza (ANOVA) es un procedimiento estadístico que permite probar si existen diferencias en las medias para dos o más grupos independientes (Watkins, 2016, p. 407). Por lo tanto, la hipótesis nula establece que todas las medias de la población (medias de los niveles de los factores) son iguales, mientras que la hipótesis alternativa establece que al menos una es diferente:

$$H_0 : M_1 = M_2 = M_3 \dots = M_n$$
$$H_1 : \text{al menos una es diferente}$$

monetario es transferido a objetos, explicando que los individuos pueden ampliar sus límites de maleabilidad conductual cuando el sentimiento de mentira es reducido por la aparición de un intermediario de valor (Ext & Int-H2). Adicionalmente, a pesar de realizar acciones deshonestas, los individuos pueden no modificar su percepción individual (auto-concepto) si es que tales acciones se mantienen en un límite o umbral máximo de deshonestidad previamente determinado (Ext & Int-H3) (Experimento 4).

La investigación realizada por Mazar *et al.* (2008) muestra dos hechos concretos: i) es posible medir el grado de (des) honestidad de los agentes y, sobre todo, ii) las metodologías experimentales posibilitan crear teorías desde experiencias y evidencias específicas.

El presente documento propone explorar la viabilidad metodológica de la investigación realizada por Mazar *et al.* (2008) en un contexto específico, como el boliviano. De ahí que, a partir de experimentos controlados, se medirá en qué grado los individuos son (des) honestos cuando se les pide recordar un sistema de normas socialmente aceptadas.

El resto del documento comprende los siguientes acápites: una descripción de los procedimientos de la investigación y los resultados, expuestos en datos econométricos sobre el comportamiento de los individuos que incurren en actos fuera de la norma. Asimismo, se realizan las respectivas interpretaciones. Para finalizar, se señalan conclusiones y recomendaciones.

3. Metodología

La presente investigación tiene carácter experimental, bajo la modalidad de sondeo. El trabajo de campo contempló dos fases: fase 1, ciclo que permitió pulir con mayor certeza los experimentos, y fase 2, etapa que responde a las preguntas y objetivos de la investigación.

Los experimentos que se llevaron a cabo para cumplir con los objetivos de la investigación son derivados de los ensayos conductuales de Mazar *et al.* (2008), específicamente los experimentos 1, 2, 3 y 6 (pp. 635-640).

Experimentos conductuales

Los experimentos consistieron en tareas múltiples que fueron resueltas con el uso de un material fotocopiado ofrecido en un cuadernillo. Éste, con partes designadas como secciones, contenía tareas que debían realizarse en un determinado tiempo y consistían en: i) Incentivos de conducta: sección que pedía la redacción de un sistema de normas informales o de una descripción contextual en el marco de los diez mandamientos de la Iglesia Católica, en un caso, y una descripción contextual en base a valores, en el otro, con la posibilidad de que estas descripciones sean amplias)⁵ y ii) La resolución de 20 matrices con el objetivo de, por un lado, medir la capacidad de los estudiantes de relacionar números y, por otro, identificar su grado de (des)honestidad cuando se les da la oportunidad de concretizarla (véase el gráfico 2 del anexo 2)⁶. Por cada matriz en la que se hallaban dos números que sumaran diez, el estudiado⁷ obtenía nota o calificación en la materia que estaba cursando y que fue escogida como espacio de investigación y de observación.

Si bien la metodología de la experimentación controlada plantea que los ensayos conductuales deben ser estudiados con incentivos monetarios (Smith, 1994), este trabajo maneja la calificación o nota académica universitaria como estímulo conductual. Oxa, Rocha y Vásquez (2014) encuentran, mediante el estudio de los "Juegos del ultimátum y del dictador", que la nota académica es un elemento con tanto o similar valor al del dinero. Esto está muy ligado a que la nota obtenida en una materia universitaria es tomada como un recurso escaso y representa un elemento que se consigue por inversión en tiempo y esfuerzo intelectual. Por lo tanto, el incentivo académico consistió, para la mayoría de los grupos, en la acumulación de 10 (diez) puntos académicos, de manera que cada matriz valía 0.5 (medio punto académico)⁸.

5 Para medir el mayor o menor grado de (des)honestidad, se estableció como referencia el decálogo de los mandamientos de la Iglesia Católica por el hecho de que la sociedad cochabambina y boliviana en general está muy influenciada por la religión cristiana católica. Por otro lado, como lo establecen la sociología y la antropología, las interacciones sociales están orientadas por valores, y el caso cochabambino y boliviano no es una excepción. Los individuos se relacionan en el marco de aquellas cualidades que se les otorgan a las acciones, como la responsabilidad, la reciprocidad, la transparencia, etc. Por esta razón, la investigación se centró en los valores para medir los grados de (des)honestidad.

6 Se utilizó el método de "búsqueda" de Mazar *et al.* (2008).

7 Véase nota 11.

8 Para los 19 (diecinueve) grupos que participaron en el experimento, el procedimiento de asignación de nota académica fue el siguiente: a 12 grupos de estudiantes se les asignó la nota de 10 (diez) puntos; a 4 (cuatro) grupos de estudiantes, a petición del docente, se les asignó 60; a 3 (tres) grupos de estudiantes se les asignó 4 (cuatro) puntos.

Después de la finalización de la primera fase del test (i) y haciendo uso del análisis de varianza (ANOVA)⁹ y pruebas de suma de rangos de Kruskal-Wallis¹⁰, se comparó el desempeño de los estudiados en la resolución de matrices en dos grupos: uno de control y otro denominado de “mentira”. En el primer grupo, los estudiantes no tenían la oportunidad de “hacer trampa”, ya que era el experimentador el que revisaba cada una de las libretas corrigiendo las matrices resueltas para luego anunciar las notas obtenidas al docente de la materia cedida para la investigación. En contraste, en el segundo grupo no existía la corrección de matrices por parte del experimentador, ya que se pedía a los involucrados en la investigación que fueran ellos los que anunciaran la cantidad de matrices resueltas, dándoles total oportunidad de anunciar el número de matrices logradas, aunque en los hechos no hubiera sucedido tal situación.

Población

Se logró acceder a 19 (diecinueve) cursos pertenecientes a diferentes carreras de la Universidad Mayor de San Simón (UMSS)¹¹, formando una población total de 685 (seiscientos ochenta

9 Los modelos ANOVA aplicados a esta investigación fueron analizados en el paquete estadístico STATA 14, el cual genera de manera simplificada cuadros que permiten analizar los resultados:

Fuente de variación	SC	Gl	MC	F
Factor	SC_{entre}	$k - 1$	$\frac{SC_{entre}}{k - 1}$	$\frac{MC_{entre}}{MC_{dentro}}$
Residual	SC_{dentro}	$n - k$	$\frac{SC_{dentro}}{n - k}$	
Total	SC_{total}	$n - 1$		

donde:

SC: suma de cuadrados

Gl: grados de libertad

MC: Media de Cuadrados

F: F calculado

El F-calculado o la distribución de F surge como la proporción de variables aleatorias independientes de chi-cuadrado (Watkins, 2016, p. 168). En otras palabras, el F-calculado nos permite rechazar o no la existencia de diferencias en las muestras analizadas.

10 En base a las sugerencias provistas por los econométricos Mgr. Valentín Oxa y Mgr. Fernando Gonzáles, se ha realizado un robustecimiento de los análisis estadísticos mediante la aplicación de análisis no-paramétricos. La prueba de Kruskal-Wallis resulta ser una alternativa al análisis de varianza unidireccional (ANOVA). Este análisis evita la necesidad de utilizar la distribución normal que surge de una aplicación del teorema del límite central. La estadística de prueba H tiene varias analogías con la estadística F de una prueba ANOVA, permitiendo medir o comparar si dos o más grupos son similares o no (Watkins, 2016). Las pruebas de Kruskal-Wallis también fueron realizadas en el paquete estadístico STATA 14.

11 Participaron en la investigación estudiantes de las carreras de Economía, Ingeniería Comercial, Comunicación Social, Sociología, Psicología y Ciencias de la Educación, quienes cursaban diferentes materias en el semestre I/2019.

Agradecemos a todos los docentes que comprendieron los objetivos del trabajo y nos colaboraron en el verificativo del mismo. De la misma manera, expresamos nuestros agradecimientos a los estudiantes de las diferentes Carreras por su concurso en la investigación.

y cinco) estudiantes; 150 (ciento cincuenta) de ellos integraron la fase 1 (Experimento 1) y los restante 535 (quinientos treinta y cinco) participaron en la fase 2 de la investigación (Experimento 2).

Asignación de tratamientos

Debido al carácter experimental de la presente investigación, la asignación de tratamientos estuvo sujeta a la disponibilidad y cantidad de participantes por curso. De ahí que cada asignatura era, o un conjunto de control o uno de mentira, sin separar a los estudiantes en subgrupos, a fin de no entorpecer el tratamiento experimental y evitar mayores sesgos psicológicos en los estudiados (Braunstein, Pasternac, Benedito y Saal, 1984).

Balanceo entre tratamientos: Experimento 0

Si bien el trabajo de Mazar *et al.* (2008) hace uso de la tarea de "búsqueda" para poder cuantificar posibles niveles de (des)honestidad, argumentando que dicha actividad no es para medir habilidades matemáticas ni determinar diferentes niveles de inteligencia entre sus estudiados, en esta investigación estamos conscientes de que es posible que existan divergencias en la capacidad de resolución de matrices debido a que se trabajó con carreras pertenecientes a distintas facultades: Ciencias Económicas y Ciencias Humanas¹².

Para hacer frente a una posible existencia de diferentes habilidades matemáticas entre los estudiantes de dichas facultades, se efectuó un Experimento 0 que compara, mediante el uso de análisis de varianza (ANOVA) y pruebas de suma de rangos de Kruskal-Wallis, capacidades de "resolución de matrices" entre todos los grupos de control que participaron en la investigación.

Tiempos de la investigación

Los experimentos se realizaron entre los meses de marzo y junio del año 2019. Previo a ello, se efectuó la correspondiente revisión bibliográfica.

¹² Se agrupan dentro de la Facultad de Ciencias Económicas las carreras de Economía, Ingeniería Financiera e Ingeniería Comercial, y dentro de la Facultad de Ciencias Humanas, las carreras de Psicología, Comunicación Social, Sociología y Ciencias de la Educación. En base a constantes charlas con los docentes que proveyeron de estudiantes a la investigación, se puede afirmar que existen diferencias entre facultades, debido a los perfiles de estudio y al *pensum* de materias.

4. Resultados de la investigación

4.1. Experimento 0: Habilidades matemáticas entre estudiantes de las facultades de Ciencias Económicas y Ciencias Humanas

Diferentes habilidades matemáticas

Un total de doscientos cuarenta y tres (243) estudiantes q participaron de los grupos de control; ciento treinta y ocho (138) de ellos formaban parte de la Facultad de Ciencias Económicas y ciento cinco (105) eran estudiantes de la Facultad de Ciencias Humanas. Estos grupos de control tenían un total de ocho (8) minutos para resolver la mayor cantidad de matrices posibles con la promesa de obtener nota o calificación por cada matriz resuelta de manera correcta.

Análisis de resultados sobre habilidades matemáticas

El modelo $ANOVA_{G_{control_total}}$ expone un p valor inferior al rango de 0.05, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula: existen diferencias significativas en la resolución de matrices entre grupo ($C_{Eco} = 6.12$ vs $C_{Hum} ; = 4.3F(1,241): 12.35, p = .00$). Se obtiene el mismo resultado al realizar el test Kruskal-Wallis debido que el p valor de esta prueba no supera el rango de 0.05, por lo que, de nuevo, los grupos son diferentes entre sí ($KW_{G_{control_total}} = Chi\ square = 9.99, p = .00, df = 1$)¹³ demostrando que los estudiantes pertenecientes a la Facultad de Ciencias Económicas son más “hábiles” en la resolución de matrices que los estudiantes de la Facultad de Ciencias Humanas, en el mismo periodo de ocho minutos. Una posible explicación a este hecho radicaría en los perfiles educativos que cada facultad aplica con sus estudiantes, ya que, en la UMSS, la Facultad de Ciencias Económicas imparte con mayor frecuencia materias con contenido matemático, en comparación a la otra facultad¹⁴.

A la luz de esta evidencia y para evitar sesgos estadísticos, se estudió, en los experimentos 1 y 2, a cada facultad por separado, debido a que la deshonestidad de los individuos no

13 Las particularidades de estos resultados econométricos, tanto del Modelo ANOVA como del test Kruskal-Wallis, se encuentran ordenadas en cuadros en el anexo 3. Todos los otros resultados econométricos obtenidos en la investigación se hallan, asimismo, en este anexo.

14 Esta explicación podría pecar de obvia, sin embargo, es importante reconocer que los perfiles educativos no solo tienen un efecto directo en las habilidades concretas de los jóvenes, sino también en el ser humano como tal, pues dichos perfiles resultan en diferentes formas de análisis y comprensión de las variables sociales, al igual que forjan, mediante el ejemplo, diferentes valores y comportamiento ético (Braunstein *et al.*, 1984).

solamente podría ser causada por la oportunidad de incurrir en actos fuera de la norma, sino, que podría, también, deberse a un diferente número de matrices resueltas (sobre todo en el caso de estudiantes de la Facultad de Ciencias Humanas).

4.2. Experimento 1: rangos de (des)honestidad (Parte 1)

Ciento cincuenta estudiantes participaron en esta etapa del estudio (Fase 1). El experimento tuvo como objetivo observar la (des)honestidad de los individuos cuando se les proveía de un solucionario. Se debe aclarar que este primer experimento tiene dos características fundamentales: a) se careció del análisis de la primera sección antes descrita (análisis sobre la reacción de los estudiantes en torno a los 10 mandamientos y la redacción realizada por ellos en la que se diferencia a una mala persona de una buena; véase la metodología) y por eso se inició con la resolución de matrices en un tiempo de ocho minutos; b) se estudió, de manera separada, a la Facultad de Ciencias Económicas, debido a que el Experimento 1 contaba solamente con un grupo de control en esta facultad¹⁵.

Ahora bien, respecto al grupo de control, se debe indicar que este entregó, al cabo del tiempo establecido, las libretas fotocopiadas con las matrices resueltas, para su correspondiente evaluación. Por el contrario, al grupo de la "mentira", al finalizar el tiempo propuesto, se le pidió arrancar y no entregar las hojas con las matrices resueltas, para que fueran ellos los que anuncien la cantidad de problemas matemáticos resueltos con base en un solucionario, lo que otorgó a los estudiantes la oportunidad de "engañar" al experimentador.

Análisis de resultados

A pesar de que el Experimento 1 fue diseñado para conceder al grupo de la "mentira" oportunidades de falsear sus resultados, el modelo $ANOVA_{Exp1}$ muestra que ninguno de los dos grupos es diferente entre sí (media de matrices resueltas del grupo de control ($M_{control}$) = 5.45 versus media de matrices resueltas del grupo de "mentira" ($M_{mentira}$) = 6.20; $F(1,148) = 1.28, p = .26$). Esto se replica en el test de Kruskal-Wallis ($KW_{G_{Exp1}} = Chi\ square = 1.32, p = .25, df = 1$) (ver anexo 3), lo que indica que tanto el grupo de

¹⁵ La característica b) del Experimento 1 no se repitió en el Experimento 2, debido a que se contó con grupos suficientes, lo que permitió la comparación de entre las dos facultades.

control como el de la “mentira” resolvieron estadísticamente la misma cantidad de matrices, y por lo tanto, que el grupo de “mentira” no incurrió en actos fuera de la norma.

Los resultados del Experimento 0, según los cuales las facultades lograron diferente número en la resolución de matrices, y el hecho de que solo una facultad tenía un grupo de control, implican que el trabajo se debe concentrar en esta facultad.

Experimento 1: estudiantes de Ciencias Económicas¹⁶

El modelo $ANOVA_{Exp1_Eco}$ ($M_{control_Eco} = 5.4$ vs $M_{mentira_Eco} = 6.74$; $F(1,124) = 3.47$, $p = .06$), y el Test de Kruskal-Wallis ($KW_{Exp1_Eco} = Chi\ square = 3.8$, $p = .04$, $df = 1$) (ver anexo 3), aplicado solamente a estudiantes de la Facultad de Ciencias Económicas, muestra un resultado diferente al expuesto en el anterior modelo: el grupo de “mentira” llegó a “resolver” una mayor cantidad de matrices que su grupo de control.

Lo expuesto hasta aquí se puede entender de la siguiente manera: el hecho de que el resultado no exprese “mentira” se debería a la presencia de grupos de estudiantes de la Facultad de Ciencias Humanas. Ello se explicaría porque estos estudiantes son más honestos en razón a su misma formación, ya que en su pensum figuran materias relacionadas con ética y moral, o pudieron haber sido influenciados por la implementación del solucionario que limitó actos deshonestos (de ahí la diferencia nula entre los grupos de control y mentira). Por otro lado, el hecho de que existan diferentes rangos de mentira entre estudiantes de Ciencias Económicas y Ciencias Humanas se debería a distintos rangos de maleabilidad de la conducta en cada facultad, explicados ya por la *Teoría del mantenimiento del auto-concepto*.

4.3. Experimento 2: rangos de (des)honestidad (Parte 2)

Quinientos treinta y cinco (535) estudiantes participaron en esta etapa del experimento (fase 2), la que tuvo como objetivo observar el efecto que genera la inclusión de incentivos de conducta en la (des)honestidad de los individuos.

¹⁶ Participaron en el experimento un total de ciento veintiséis (126) estudiantes de la Facultad de Ciencias Económicas.

En esta fase, los estudiantes fueron divididos en tres grupos: A) de control, B) de normas informales y C) de Valores. A los miembros del grupo B, antes de empezar con la resolución de matrices, se les pidió que recordaran y escribieran, en dos minutos, la mayor cantidad de mandamientos (cristiano-católicos). Por su lado, en los mismos dos minutos, a los individuos del grupo C se les pidió que escribieran *la* diferencia entre una buena y una mala persona en un contexto de corrupción¹⁷.

Después de escribir los incentivos de conducta (los 10 mandamientos o la descripción contextual con discernimiento moral), los estudiantes procedieron a resolver, en ocho minutos, la mayor cantidad de matrices posibles, con la promesa de obtener nota por cada matriz resuelta. Finalizada esta sección del experimento, a los grupos B y C se les pidió arrancar las hojas de matrices de sus respectivos cuadernillos y se les propuso la siguiente actividad: el investigador no se llevaría las hojas de matrices previamente arrancadas y se retiraría del aula por un periodo de tiempo, dejando una hoja en blanco para que fuera llenada con los nombres y el número de matrices resueltas por cada uno de los estudiantes, facilitando así la posibilidad de mentir.

Resultados del Experimento 2 y su análisis

El gráfico 1 expone la distribución de matrices resueltas/anunciadas por cada uno de los grupos. Para el grupo de control se tiene una mediana de cinco matrices resueltas, una mediana de 10 matrices resueltas para el grupo de normas informales o de los 10 mandamientos, y una mediana de siete matrices resueltas para el grupo de valores.

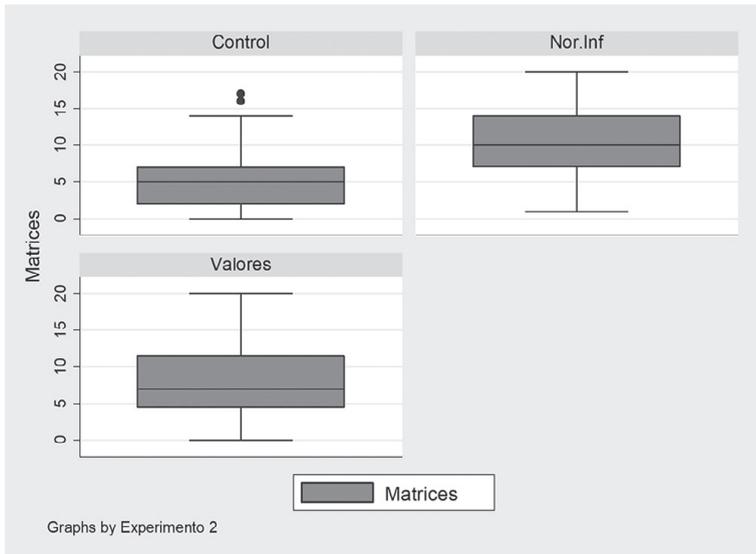
El modelo $ANOVA_{Exp2}$ demuestra una notable diferencia entre los tres grupos ($M_{control} = 5.30$ vs $M_{Nor.Inf} = 10.63$ vs $M_{Valores} = 7.94$; $F(2,532): 75.88, p = .00$) (ver anexo 3). De igual manera, el test de Kruskal-Wallis indica que al menos uno de los grupos analizados es diferente ($KW_{Exp2} = Chi\ square = 127.83, p = .00, df = 2$) (ver anexo 3).

¹⁷ En el marco del objetivo de la investigación, consideramos que una realidad que confronte dos situaciones (una positiva y otra negativa) iba a permitir a los estudiantes identificar valores que contribuirían a discernir entre lo que ellos califican como bueno o como malo. Por eso, tomamos el caso de la corrupción (no cabe duda que hoy la corrupción es un hecho social generalizado en la sociedad latinoamericana y boliviana), frente a la que los estudiantes iban a tomar posición.

Al añadir el método de comparación de matrices de Bonferroni¹⁸ al análisis, se observa que cada uno de los grupos son, también, significativamente diferentes entre sí: $Dif.Med_{Control-Nor.Inf.} = 5.33, p = .00$; $Dif.Med_{Control-Valores} = 2.64; p = .00$; $Dif.Med_{Nor.Inf-Valores} = -2.69, p = .00$; lo mismo ocurre al aplicar el test Kruskal-Wallis a cada par de grupos: $KW_{Control-Nor.Inf} = Chi\ square = 122.79, p = .00, df = 1$; $KW_{Control-Valores} = Chi\ square = 31.93, p = .00, df = 1$; $KW_{Nor.Inf-Valores} = Chi\ square = 30.35, p = .00, df = 1$, donde destaca el grupo B de “Normas informales” (10 mandamientos) por su “superioridad” de resolución de matrices (ver anexo 3).

Al igual que en el Experimento 1, los resultados del Experimento 2 exigen mayores análisis, los que se realizan a continuación:

Gráfico 1: Experimento 2: cantidad de matrices resueltas por grupo (cantidad de matrices resueltas/anunciadas)



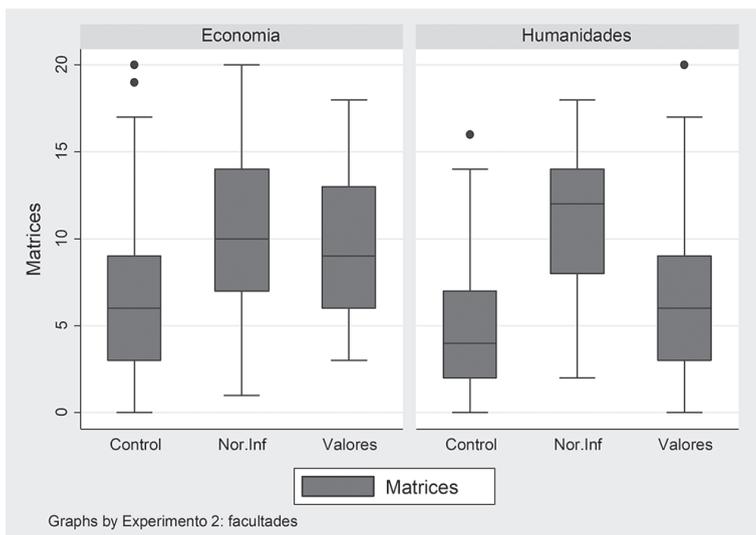
Fuente: Elaboración propia

¹⁸ Cuando se comparan tres o más poblaciones (en nuestro caso, tres grupos) a través del análisis de varianza, es imposible distinguir, en base al F-calculado, qué población difiere significativamente de las otras. De ahí la necesidad del test de Bonferroni, que es un “procedimiento de corrección para calcular las pruebas de significación para todos los pares posibles de conjunto de información” (Gerber, 1999, p.169), lo que permite observar qué población es la que difiere del total antes analizado. Téngase en cuenta que el paquete estadístico STATA 14 aplica de manera sencilla el test referido.

Experimento 2: Datos descriptivos por facultad

El gráfico 2 expone la distribución de matrices resueltas/anunciadas por cada uno de los grupos ("Control", de "Normas informales" o de "Mandamientos y valores"), divididos por facultades. En lo que respecta a los grupos de control, una vez más se observa una mayor capacidad de resolución de matrices por parte de estudiantes de Ciencias Económicas en comparación con los estudiantes de Ciencias Humanas: los primeros tienen una mediana de seis matrices resueltas en comparación con una mediana de cuatro matrices resueltas por los estudiantes de Ciencias Humanas. Los datos cambian levemente al analizar el grupo de normas informales o de 10 mandamientos, donde son ahora los estudiantes de Ciencias Humanas los que anuncian haber resuelto una mayor cantidad de matrices que los estudiantes de Ciencias Económicas, pues los resultados son: una mediana de 12 matrices para los primeros y una mediana de 10 para los segundos. Por último, el panorama de los grupos de valores cambia radicalmente. Los estudiantes de Ciencias Económicas tienen una mediana de 9 matrices resueltas en comparación con una mediana de 6 matrices de los estudiantes de Ciencias Humanas.

Gráfico 2: Experimento 2: cantidad de matrices resueltas por grupo diferenciado de facultades (Cantidad de matrices resueltas/anunciadas)



Fuente: Elaboración propia

Análisis de los diferentes efectos del Experimento 2 en la Facultad de Ciencias Económicas¹⁹

Para el caso de los estudiantes de Ciencias Económicas, el método de comparación de matrices de Bonferroni en el modelo $ANOVA_{Exp2_Eco}$ y sus respectivos tests de Kruskal-Wallis muestran que los grupos, tanto de “Normas informales” o de “10 mandamientos” como de “Valores”, incurrieron en actos deshonestos ($Dif.Med_{EcoControl-Nor.Inf} = 3.7, p = .00$; $Dif.Med_{EcoControl-Valores} = 3.17; p = .00$; $Dif.Med_{EcoNor.Inf-Valores} = -0.59, p = .00$; $KW_{EcoControl-Nor.Inf} = Chi\ square = 31.73, p = .00, df = 1$; $KW_{EcoControl-Valores} = Chi\ square = 21.38, p = .00, df = 1$; $KW_{EcoNor.Inf-Valores} = Chi\ square = 0.78, p = .37, df = 1$) (ver anexo 3). Pero, téngase en cuenta que los grupos previamente indicados alcanzaron los mismos niveles de engaño.

La información revela dos importantes situaciones: la primera es bastante clara: los individuos incurren en actos fuera de la norma social cuando se les da la oportunidad de hacerlo; y la segunda expone que los individuos falsean sus resultados en los mismos niveles, independientemente de si recuerdan normas informales (o 10 mandamientos) o si describen un contexto que requiere discernimiento moral (valores).

Análisis de los diferentes efectos del Experimento 2 en la Facultad de Ciencias Humanas²⁰

El método de comparación de matrices de Bonferroni en el modelo $ANOVA_{Exp2_Hum}$ y sus respectivos tests de Kruskal-Wallis aplicado a estudiantes de Ciencias Humanas muestra que el grupo de “Normas informales” o de “10 mandamientos” “resolvió” una mayor cantidad de matrices que el grupo de “Valores” ($Dif.Med_{HumControl-Nor.Inf} = 6.63, p = .00$; $Dif.Med_{HumControl-Valores} = 1.99; p = .00$; $Dif.Med_{HumNor.Inf-Valores} = -4.63, p = .00$; $KW_{HumControl-Nor.Inf} = Chi\ square = 90.39, p = .00, df = 1$; $KW_{HumControl-Valores} = Chi\ square = 9.74, p = .00, df = 1$; $KW_{HumNor.Inf-Valores} = Chi\ square = 42.65, p = .00, df = 1$) (ver anexo 3).

Estos resultados demuestran dos características importantes: primero, cuando se concede a los estudiantes de Ciencias Humanas la oportunidad, no la desperdician para incurrir en

19 Se tiene un total de doscientos cincuenta y siete (257) estudiantes de la Facultad de Ciencias Económicas.

20 Se tiene un total de doscientos setenta y ocho (278) estudiantes de la Facultad de Ciencias Humanas.

actos deshonestos; segundo, los mencionados estudiantes son más honestos cuando se les pide redactar un escenario con discernimiento moral (valores) que cuando se les solicita escribir los 10 mandamientos.

Por lo expuesto sobre los resultados del Experimento 2, tanto en la Facultad de Ciencias Económicas como en la de Ciencias Humanas, emergen dos preguntas fundamentales: i) ¿Por qué los individuos no incurrir en el máximo nivel de engaño cuando se les da la oportunidad de hacerlo? y ii) ¿Por qué la descripción de un contexto que involucra discernimiento moral afecta, en mayor grado, a estudiantes de Ciencias Humanas que a estudiantes de Ciencias Económicas?

La primera pregunta puede ser respondida mediante dos explicaciones: a) Atención a los estándares morales y límites de maleabilidad y b) El efecto del entorno.

a) Atención a los estándares morales y límites de maleabilidad

Cuando los estudiantes terminaron la segunda parte del Experimento 2 (la resolución de matrices) y el investigador se retiraba del aula, los individuos tenían total oportunidad de anunciar la realización de veinte matrices sobre veinte. Sin embargo, aun teniendo la chance de hacerlo, los individuos no incurrieron en el máximo nivel de engaño. Esto puede deberse al impacto del recuerdo de normas de interacción socialmente establecidas (Los 10 mandamientos) y la indicación de valores en un contexto que exige discernimiento moral (la diferencia entre una buena y una mala persona en un contexto de corrupción), *provocando un incremento en la atención de estándares morales exigidos en la vida cotidiana* (Ext & Int-H1) y *una reducción en los límites de maleabilidad que posibilita mayores rangos de honestidad* (Ext & Int-H2). Para ambos casos, véase el punto *Teoría del mantenimiento del auto-concepto*.

b) El efecto del entorno

Otra posible explicación, muy ligada a la anterior, sería *el efecto del entorno*. Los estudiantes se quedaban solos en grupo y hablaban entre sí y/o discernían sobre el asunto, es decir, que compartían la situación entre pares²¹. Esta etapa, la de compartir entre iguales, podría también jugar un rol fundamental en la toma de decisiones individuales. En consecuencia, es posible

²¹ Muchas veces y gracias a la infraestructura de la universidad, el investigador solo tenía que salir del aula y pararse a lado de la puerta sin ser percibido por los estudiantes, generando, así, la oportunidad de percibir la interacción que ocurría en el aula.

que al estar rodeado de amigos y/o conocidos, la imagen personal gane otro nivel, tal que el individuo acepta la noción de observar y de ser observado (entorno), provocando actitudes o actualizando constantemente su conducta para reflejar una imagen positiva de uno mismo (Ext & Int-H2). Véase al respecto el punto *Teoría del mantenimiento del auto-concepto*.

Esta explicación también es coherente con la teoría de las instituciones. Las convenciones de conducta solo existen en la interacción constante de los seres humanos, por lo tanto, es posible que los estudiantes partícipes de la investigación, a partir de una constante acción recíproca, generen estándares morales grupales que permitan discernir sobre límites máximos de engaño (Ext & Int-H1 y Ext & Int-H2).

Empero, si se acepta la noción de que los estudiantes pertenecientes a los grupos B y C incrementaron sus estándares morales y/o bien limitaron su deshonestidad gracias a los incentivos conductuales, ¿por qué el recuerdo de un escenario con discernimiento moral (grupo de “Valores”) no limitó en el mismo grado la deshonestidad intrínseca de los estudiantes de Ciencias Económicas en comparación con los estudiantes de Ciencias Humanas?

Ello puede explicarse mediante diferentes niveles de auto-concepto, que sería la respuesta a la segunda pregunta planteada.

Diferentes niveles de auto-concepto

Cuando al grupo C se le pidió que escribiera la diferencia entre una buena y una mala persona en un contexto de corrupción, surgieron respuestas como las siguientes: “una buena persona no se dejaría corromper por el contexto, sería fiel a sus valores”; “una persona debe adaptarse a su entorno y luego de llegar a altos cargos cambiar la sociedad desde adentro”; “una buena persona tiene características que la hacen mejor que una mala persona”... (ver el gráfico 4 en el anexo 2, en el que se reproducen estas respuestas).

Por lo que se acaba de indicar, los estudiantes pudieron crear explicaciones mentales o relatos de un escenario específico en el que se enfrentaban dos individuos (imaginarios): uno “bueno” y otro “malo”. Dado que las respuestas involucraban complejidad de discernimiento, el estudiante pudo reflejarse en el relato y preguntarse: “yo soy una buena persona, entonces ¿qué haría YO en un contexto en corrupción? ¿En qué me diferencio YO de una “mala”

persona?", elevando así considerablemente los estándares morales y engrandeciendo el auto-concepto de los individuos.

Sin embargo, es posible que cuando el investigador se retiraba del aula y comenzaba la etapa experimental del engaño el estudiante podía entrar en un estado "incómodo", ya que el deseo y la oportunidad de engañar no eran coherentes con el elevado auto-concepto previamente creado en la parte de redacción de una "buena persona" vs "mala persona". Y debido a que los estudiantes de Ciencias Humanas están permanentemente confrontados con análisis de situaciones y contextos socio-históricos, sus juicios de valor podrían ser distintos a los juicios de valor de los estudiantes de Ciencias Económicas, ya que éstos están más enfocados en la gestión y comprensión de los sistemas económicos, sobre todo en cuanto a su eficiencia y eficacia, muchas veces desconectados del entorno sociocultural. Por ello, el "engaño" pudo entrar en mayor contradicción entre los estudiantes de Ciencias Humanas que entre los estudiantes de Ciencias Económicas.

5. Conclusiones y recomendaciones

En base a los aportes de Mazar *et al.* (2008), esta investigación aplicó dos ensayos conductuales para explorar la viabilidad metodológica de la experimentación controlada y medir, mediante el uso de análisis de varianza (ANOVA) y pruebas de suma de rangos de Kruskal-Wallis, el grado de (des)honestidad en el que incurren los individuos.

En este marco, primero se observaron las capacidades de estudiantes universitarios de Cochabamba-Bolivia, de las facultades de Ciencias Económicas y Ciencias Humanas, y se hallaron distintos niveles de capacidad de resolución matemática en un test de búsqueda de suma de números en matrices en un tiempo definido. En esta prueba, los estudiantes de la primera facultad fueron más "competentes" que sus pares de Ciencias Humanas. Los posteriores análisis econométricos tomaron en cuenta dichas diferencias. Luego, mediante el Experimento 1, se determinó la (des)honestidad de los individuos, organizados en grupos de control y grupos de "mentira" proveyéndoles de un solucionario. Aquí el modelo $ANOVA_{Exp1}$ y su respectivo test de Kruskal-Wallis no encontró diferencias significativas en la cantidad de matrices resueltas de los grupos de control y de la "mentira", ya que los individuos

a los que se les permitía engañar al investigador, en ambas facultades, no incurrieron en tales actos.

Ahora bien, en el Experimento 1, efectuado de manera separada sólo con estudiantes de Ciencias Económicas, se establece mediante el modelo $ANOVA_{Exp1_Eco}$, con su respectivo test de Kruskal-Wallis, que dichos estudiantes sí incurrieron en actos deshonestos. De ahí que la nula diferencia entre el grupo de control y el de “mentira” del modelo $ANOVA_{Exp1}$, que considera ambas facultades, se debió a la presencia de estudiantes pertenecientes a la Facultad de Ciencias Humanas.

El Experimento 2 tuvo como objetivo observar el efecto que genera la inclusión de incentivos de conducta en la (des)honestidad de los individuos (los 10 mandamientos y la redacción de la diferencia entre una “buena persona” y una “mala”). El modelo $ANOVA_{Exp2}$ y su respectivo análisis de Kruskal-Wallis mostraron una notable diferencia en la cantidad de matrices resueltas entre los grupos de A) “Control”, B) “Normas informales” (10 mandamientos) y C) “Valores” (descripción de un contexto que involucraba discernimiento moral). Estos resultados fueron corroborados por la aplicación del método de Bonferroni y el test Kruskal-Wallis a cada par de tratamiento experimental (A-B; A-C; B-C), dando como resultado que el grupo de los 10 mandamientos incurrió en más actos fuera de la norma, que el grupo de discernimiento moral.

Cuando se observan de manera separada las facultades, la Facultad de Ciencias Humanas repite el anterior resultado, lo que da a entender que estos estudiantes no mienten al ser influidos por una redacción previa sobre la diferencia entre una buena persona y una mala. Lo contrario ocurre con estudiantes de Ciencias Económicas, quienes mienten, indiferentemente del incentivo de conducta.

Los experimentos conductuales generaron dos hechos fundamentales: i) los individuos no llegan al máximo nivel de engaño cuando se les da la oportunidad de hacerlo y ii) la descripción de un contexto que involucra discernimiento moral incentiva en mayor grado a la honestidad en estudiantes de Ciencias Humanas en comparación con los estudiantes de Ciencias Económicas, debido a que los estudiantes de cada facultad poseen diferentes “límites de maleabilidad conductual”, evidencias que contradicen el postulado del *homo economicus*.

Estos últimos resultados corroboran la explicación de Mazar *et al.* (2008), en el sentido de que la conducta de los individuos se debe a dos grandes estímulos conductuales: internos y externos, en su variada expresión (Ext & Int-H1; Ext & Int-H2; Ext & Int-H3).

Se recomienda que investigaciones ulteriores sobre grados de (des)honestidad tomen en cuenta experimentos que contengan solo grupos de "mentira" sin los incentivos conductuales, a fin de contrastar sus resultados con los hallados en esta investigación. Por otro lado, al igual que existen estudios en variados campos de la economía (micro-macroeconomía, economía institucional, etc.), se recomienda ampliar investigaciones sobre economía conductual, en base a alianzas estratégicas institucionales.

Fecha de recepción: 19 de noviembre de 2019.

Fecha de aceptación: 7 de abril de 2020.

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC.

Referencias

1. Abeler, J; Becker, A. y Falk A. (2014). Representative evidence on lying costs. *Journal of Public Economics*, 113(8), 96–104.
2. Ariely, D; Garcia-Rada, X; Gödker, K; Hornuf, L. y Mann, M. (2019). The impact of two different economic systems on dishonesty. *European Journal of Political Economy*, 59, 179-195. Recuperado de: <https://reader.elsevier.com/reader/sd/pii/S0176268018303744?token=60CDDCA3F887D401DFD028F4D8047D3826784BC53EC07CF71F4A1FFDD4B4DF881AFCDB1C26DCB611383F266ADDF8CC4D>
3. Aronson, E. (1969). The Theory of Cognitive Dissonance: A Current Perspective. *Advances in Experimental Social Psychology*, 4(1), 1-34.
4. Baumann-Vitolina, I; Cals, I. y Sumilo, E. (2016). Is Ethics Rational? Teleological, Deontological and Virtue Ethics Theories Reconciled in the Context of Traditional Economic Decision Making. *Procedia Economics and Finance*, 39(8), 108-114.
5. Braunstein, A; Pasternac, M; Benedito, G. y Saal, G. (1984). *Psicología: ideología y ciencia*. México, D. F, Cerro del Agua: Siglo XXI.
6. Díez, F. (1968). *Academo*. Bilbao, España: MAYFE.
7. Evans, D, K; Holtemeyer, B. y Kosec, K. (2019). Cash transfers increase trust in local government. *World Development*, 114(22), 138-155.
8. Gächter, S. y Schulz, J. (2016). Intrinsic Honesty and the Prevalence of Rule Violations across Societies. *Nature*, 531(7595), 496-499.
9. Gerber, S. (1999). *Using SPSS for Windows: Data Analysis and Graphics*. New York, Estados Unidos de Norte America: Springer Science+Business Media
10. Kerschbamer, R; Neururer, D. y Gruber, A. (2019). Do altruists lie less? *Journal of Economic Behavior and Organization*, 157(29), 560-579.
11. Klinger, D. y Qadan, M. (2019). The High Holidays: Psychological mechanisms of honesty in real-life financial decisions. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 78(13), 121-137.
12. Mazar, N; Amir, O. y Ariely, D. (2008). The dishonesty of honest people: a theory of self-concept maintenance. *Journal of Marketing Research*. 45(6), 633-644.
13. North, D. C. ([1990]1993). *Instituciones, cambio institucional y desempeño económico*. Trad.: A. Barcena. México: Fondo de Cultura Económica.

14. Oxa, V; Rocha, J. M. y Herman, E. (2013). *Vientos conductuales en Economía*. Recuperado de: <https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/6eeb/docs/sesiones%20paralelas/6EEB%20SP-06-1.pdf>
15. Oxa, V; Rocha, J. M. y Vásquez, R. (2014). *La conducta y las normas ex (im)plicitas en la Economía*. Recuperado de: <https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/7eeb/docs/7024.pdf>.
16. Smith, V. (1994). Economics in the Laboratory. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 113-131.
17. Telcia, E; Maden, C. y Kanturc, D. (2011). The theory of cognitive dissonance: A marketing and management perspective. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 24(20), 378-386.
18. Watkins, J. (2016). *An Introduction to the Science of Statistics: From Theory to Implementation, Preliminary Edition*. Recuperado de <https://www.math.arizona.edu/~jwatkins/statbook.pdf>
19. Woon, J. y Kanthak, K. (2019). Elections, ability, and candidate honesty. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 157(38), 735-753.

Anexos

Anexo 1

En este anexo se hace una presentación resumida de cada uno de los experimentos realizados por Mazar *et al.* (2008), describiendo escuetamente sus actividades, la cantidad de tiempo que tomaba cada actividad a ser realizada y la cantidad de grupos que eran comparados para observar niveles de (des)honestidad entre los estudiados. Para mayor detalle y profundización de los experimentos, remitase al trabajo completo de Mazar *et al.* (2008) *La deshonestidad de las personas honestas: una teoría del mantenimiento del auto-concepto* (*The Dishonesty of Honest People: A Theory of Self-Concept Maintenance*)

Experimento 1: Aumento de la atención de los estándares de honestidad a través de recordatorios religiosos (*Increasing attention to standard for honesty through religious reminders*)

- a) Incremento a los estándares morales (escritura de título de libros o recuerdo de los 10 mandamientos cristiano-católicos) (2 minutos)
- b) Resolución de matrices (problemas matemáticos) (4 minutos)
- c) Dos grupos: i) Control y ii) Mentira.

Experimento 2: Aumento de la atención de los estándares de honestidad a través de recordatorios de compromiso (*Increasing attention to standard for honesty through commitment reminders*)

- a) Incremento a los estándares morales (aceptación de códigos de honor impuestos por la universidad) (actividad solo para un grupo)
- b) Resolución de matrices (5 minutos)
- c) Tres grupos: i) Control, ii) Mentira y iii) Mentira + Código de honor.

Experimento 3: Aumento en la categorización de maleabilidad (*Increasing categorization malleability*)

- a) Resolución de matrices (5 minutos)
- b) Tres grupos: i) Control, ii) Mentira y iii) Mentira + Tokens (fichas)

- c) El tercer grupo no recibía dinero como tal, sino fichas que podían cambiar por dinero después de realizada la tarea.

Experimento 4: Reconocimiento de acciones sin actualizar el auto-concepto (*Recognizing actions but not updating the self-concept*)

- a) Auto-percepción de honestidad bajo condicionamiento monetario
- b) Resolución de matrices (5 minutos)
- c) Dos grupos: i) Control y ii) Mentira

Experimento 5: No hacer trampa debido a otros (*Not cheating because of others*)

- a) Anuncio de capacidad de resolución de matrices por parte de otros grupos
- b) Resolución de matrices (5 minutos)
- c) Dos grupos: i) Control y ii) Mentira

Experimento 6: Sensibilidad a las recompensas externas (*Sensitivity to external rewards*)

- a) Cuestionario con múltiples preguntas (15 minutos)
- b) Tres grupos: i) Control, ii) Mentira sin reciclaje y iii) Mentira con reciclaje

Anexo 2

**Gráfico 1: Experimento: hoja de incentivos de conducta
(Hoja en blanco en la que el experimentado
redactaba los incentivos de conducta)**



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 2: Experimento: ejemplo de matrices

A

1)

9,03	5,14	5,61	0,11
7,99	5,06	7,66	2,01
1,53	7,80	3,48	9,68

2)

4,90	9,47	4,18	2,35
8,72	2,53	3,05	1,73
0,24	1,64	3,57	0,53

3)

7,99	9,47	0,69	5,84
0,64	3,18	1,83	8,77
0,18	8,64	9,36	7,29

4)

9,26	6,62	7,76	4,19
6,40	5,84	2,29	4,16
5,22	5,59	3,00	4,06

5)

2,71	9,12	9,61	1,21
7,50	2,78	1,98	7,57
7,08	5,81	7,29	2,05

6)

3,04	9,92	1,95	5,49
5,36	6,15	1,43	7,00
3,85	7,85	2,96	0,13

7)

5,36	3,51	2,60	9,17
3,08	6,43	7,89	5,37
9,76	7,40	4,59	3,21

8)

2,98	4,59	2,43	6,65
2,39	1,21	9,14	5,35
6,92	0,35	5,08	7,61

9)

4,14	6,91	4,59	2,24
3,38	7,76	7,15	6,90
1,07	2,94	8,67	6,62

10)

1,15	1,95	1,82	4,58
6,32	9,97	1,91	6,02
8,18	9,11	8,84	5,68

11)

9,33	7,15	6,62	6,24
7,57	7,00	9,60	3,25
6,23	0,67	4,24	4,00

12)

3,35	6,42	6,17	3,54
1,73	7,42	8,84	9,34
5,78	9,68	9,93	2,58

13)

2,71	3,85	2,60	2,39
8,28	2,32	6,76	6,04
5,80	0,46	1,72	1,28

14)

1,95	3,93	0,35	6,22
2,97	3,78	4,54	0,73
9,36	8,17	2,22	9,63

15)

1,47	7,76	5,73	2,00
1,36	2,79	1,67	1,91
8,09	3,92	2,11	2,90

16)

8,07	9,56	5,85	1,51
8,15	2,15	9,70	7,82
5,02	8,49	9,69	2,85

17)

7,41	5,33	2,36	7,73
5,17	7,05	5,96	5,46
0,21	0,42	4,83	0,11

18)

8,83	1,65	5,21	3,02
0,38	8,43	7,34	9,06
2,60	1,17	5,84	2,89

19)

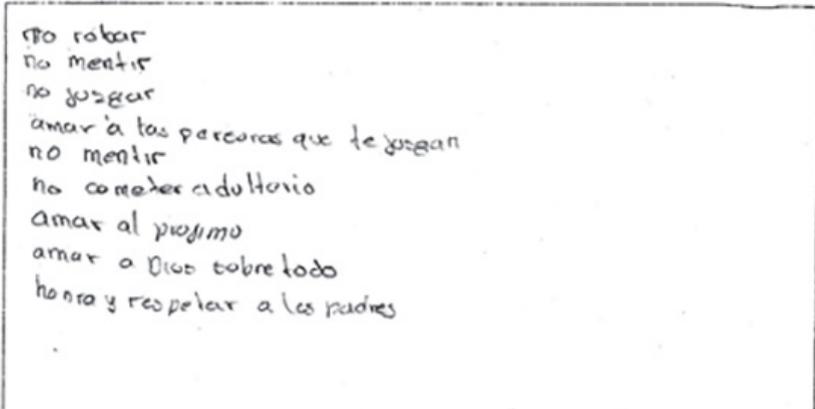
7,07	4,41	6,42	5,21
2,32	2,78	0,37	8,99
4,72	7,52	4,10	9,63

20)

9,72	7,58	3,80	1,67
8,33	0,93	3,28	4,47
2,24	0,80	6,95	8,37

Fuente: Elaboración propia

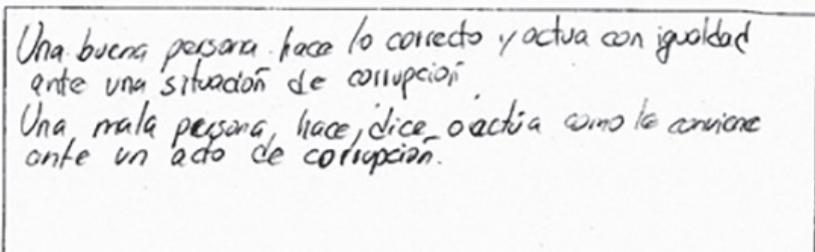
Gráfico 3: Ejemplo de redacción: 10 mandamientos



no robar
no mentir
no jugar
amar a las personas que te juegan
no mentir
no cometer adulterio
amar al proximo
amar a Dios sobre todo
honra y respetar a los padres

Fuente: Rescatado de Grupo B (10 mandamientos)-Materia: Teoría institucional

Gráfico 4: Ejemplo de redacción: valores
(descripción de una "buena" persona vs una
"mala" en un contexto de corrupción)



Una buena persona hace lo correcto y actúa con igualdad
ante una situación de corrupción.
Una mala persona, hace, dice, o actúa como lo conviene
ante un acto de corrupción.

Fuente: Rescatado de Grupo C (Valores)-Materia: Economía Política

Anexo 3

Cuadro 1
Experimento 0: datos descriptivos-ANOVA

Facultad	Media	Desv. Est.	Freq.
Economía	6.12	4.48	138
Humanidades	4.30	3.20	105
Total	5.33	4.08	243

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2
Experimento 0: Modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	197.17	1	197.17	12.35	0.0005
Dentro de gr.	3,849.15	241	15.97		
Total	4,046.32	242	16.72		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 3
Experimento 0: test de Kruskal-Wallis

Facultad	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Economía	138	18545.5	9.99	0.0016
Humanidades	105	11100.5		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 4
Experimento 1: datos descriptivos-ANOVA

	Media	Desv. Est.	Freq.
Control	5,45	3,90	56
Mentira	6,20	4,00	94
Total	5,92	3,97	150

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5
Experimento 1: modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	20,041	1	20,04	1.28	.2605
Dentro de gr.	2.324,999	148	15,71		
Total	2345.04	149	15,74		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 6
Experimento 1: test de Kruskal-Wallis

Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	56	3934	1.321	0.2505
Mentira	94	7391		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 7
Experimento 1: Ciencias Económicas
Datos descriptivos-ANOVA

Tratamiento	Media	Desv. Est.	Freq.
Control	5.44	3.90	56
Mentira	6.74	3.86	70
Total	6.16	3.92	126

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 8
Experimento 1: Ciencias Económicas
Modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	52.28	1	52.28	3.47	0.0649
Dentro de gr.	1,869.21	124	15.07		
Total	1,921.50	125	16.72		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 9
Experimento 1: Ciencias Económicas
Test de Kruskal-Wallis

Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	56	3156	3.898	0.0483
Mentira	70	4845		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 10
Experimento 2: Datos descriptivos-ANOVA

	Media	Dev. Est.	Freq.
Control	5,305	4,153	187
Nor.Inf	10,633	4,142	196
Valores	7,941	4,437	152
Total	8,01	4,79	535

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 11
Experimento 2: Modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	2.717,3	2	1.358,7	75.88	.0000
Dentro de gr.	9.525,644	532	17,905		
Total	12.242,98	534	22,93		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 12
Experimento 2: test Bonferroni-ANOVA

	Control	Nor.Inf
Nor.Inf	5,328	
	(.00)	
Valores	2,636	-2,692
	(.00)	(.00)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 13
Experimento 2: test de Kruskal-Wallis

Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	187	23926.5	122.797	0.0001
Nor. Inf	196	49609.5		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	187	26732.5	32.936	0.0001
Valores	152	30897.5		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Nor. Inf	196	39319.5	30.358	0.0001
Valores	152	21406.5		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 14
Experimento 2: Ciencias Económicas
Datos descriptivos-ANOVA

Tratamiento	Media	Desv. Est.	Freq.
Control	6.58	4.81	82
Nor.Inf	10.35	4.24	103
Valores	9.76	3.86	72
Total	8.98	4.62	257

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 15
Experimento 2: Ciencias Económicas
Modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	710.36	2	355.18	18.9	0
Dentro de gr.	4,774.59	254	18.79		
Total	5,484.96	256	16.72		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 16
Experimento 2: Ciencias Económicas
Test Bonferroni-ANOVA

	Control	Nor.Inf
Nor.Inf	3.77	
	(.00)	
Valores	3.17	-0.5953
	(.00)	(-1.0)

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 17
Experimento 2: Ciencias Económicas
Test de Kruskal-Wallis

Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	82	5592.5	31.737	0.0001
Nor. Inf	103	11612.5		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	82	5081	21.358	0.0001
Valores	72	6854		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Nor. Inf	103	9355	0.3762	0.783
Valores	72	6045		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 18
Experimento 2: Ciencias Humanas
Datos descriptivos-ANOVA

Tratamiento	Media	Dev. Est.	Freq.
Control	4.30	3.24	105
Nor.Inf	10.93	4.02	93
Valores	6.30	4.29	80
Total	7.10	4.76	278

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 19
Experimento 2: Ciencias Humanas
Modelo ANOVA

Fuente	SC	GI	MC	F	Prob > F
Entre gr.	2,239.71	2	1,119.85	76.22	0.0000
Dentro de gr.	4,040.66	275	14.69		
Total	6,280.38	277	22.67		

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 20
Experimento 2: Ciencias Humanas
Test Bonferroni-ANOVA

	Control	Nor.Inf
Nor.Inf	6.63	
	(.00)	
Valores	1.99	-4.63548
	(.00)	(.00)

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 21
Experimento 2: Ciencias Humanas
Test de Kruskal-Wallis

Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	105	6630	90.396	0.0001
Nor. Inf	93	13071		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Control	105	8643.5	9.742	0.0018
Valores	80	8561.5		
Tratamiento	Obs.	Sum. Rangos	chi-cuadrado	Prob.
Nor. Inf	93	10231.5	42.65	0.0001
Valores	80	4819.5		

Fuente: Elaboración propia

Modelo de riesgo competitivo en los “Senior Workers”: evidencia del mercado laboral chileno

Competing Risk Model in “Senior Workers”: Evidence of the Chilean Labor Market

*Carolina Vera Rivera**

Resumen

La composición etaria del mercado laboral ha cambiado en las últimas décadas, generando un aumento significativo en los trabajadores mayores de 50 años. En este documento se analizan los patrones dentro del mercado laboral de los trabajadores que se encuentran cerca o en la edad de jubilación, denominados “Senior Workers”, ante la presencia de un shock exógeno de destrucción de empleo. Se genera un aporte a la literatura existente para identificar las características de la reinserción laboral hacia distintos vectores de salida de este conjunto de la población. Se utilizaron datos de la Encuesta de Protección Social de los años 2004-2015 de Chile para aplicar el Modelo de Riesgo Competitivo, y se encontró que los desempleados senior tienen menor probabilidad de encontrar un empleo formal que los trabajadores menores de 50 años, y que esto se agudiza a medida que se acercan a los 60-80 años. Se analizaron brechas de género, edad y se realizaron comparaciones con otros modelos de duración.

Palabras clave: Trabajadores senior; modelo de riesgo competitivo; mercado laboral; shock exógeno.

* Profesora Asistente de la Universidad de las Américas, Santiago de Chile.
Contacto: carolina.vera.rivera@edu.udla.cl

Abstract

The age composition of the labor market has changed in recent decades, generating a significant increase in workers over 50 years. This document analyzes the patterns within the labor market of workers who are close to or at retirement age, called "Senior Workers" in the presence of an exogenous shock of job destruction. It generates a contribution to existing literature to identify the characteristics of the labor reintegration towards different exit vectors of this group of the population. Data from the 2004-2015 Social Protection Survey of Chile were used to apply the Competitive Risk Model and it was found that senior unemployed people are less likely to find a formal job than workers under 50 years of age and that this is exacerbated as they approach 60-80 years. Gender and age gaps were analyzed, and comparisons were made with other duration models.

Keywords: Senior workers; Competing Risk Models; Labor markets; Exogenous Shock.

Clasificación/Classification JEL: J14, J64, J65, J23.

1. Introducción

En las últimas décadas se ha observado que la esperanza de vida de las sociedades se ha incrementado en general, y que la etapa de envejecimiento es más larga (OECD, 2015). Debido a esto, se han generado cambios significativos en el tamaño y composición de la fuerza laboral (García-Pérez y Sánchez Martín, 2013). La composición de la fuerza laboral se ha duplicado en las últimas dos décadas, por ejemplo, en la Unión Europea, del 25.4% al 53.5% (Coy, 2014), mientras que en Latinoamérica también se ha observado un incremento de la fuerza laboral "Senior" en 21.6 puntos porcentuales (Ramírez, 2018). Estos cambios demográficos en los mercados laborales hacen que sea atractivo estudiar las características del empleo y desempleo en los trabajadores que se encuentran cerca de la tercera edad. La principal contribución de este documento es ilustrar patrones de la duración de desempleo hacia múltiples transiciones en los trabajadores de la tercera edad en Chile. Para mostrar esto, se considera un shock exógeno de destrucción de empleo que permita situar a los individuos en el desempleo y estudiar por medio de un Modelo de Riesgo Competitivo las duraciones promedio de desempleo y la calidad de empleo. Los resultados pueden ser comparables con otros grupos etarios para explicar si existen diferencias significativas.

El trabajo contribuye a la literatura existente de tres maneras. Primero, explora la oferta de trabajo de los “Senior Workers”, tanto para empleados como para desempleados. En la opinión de la autora, los aportes a la literatura han sido pocos, a pesar de que la fuerza laboral senior realiza una contribución significativa al mercado de trabajo. En segundo lugar, modela cuidadosamente un escenario donde los individuos cuentan con diversas posibilidades para salir del desempleo mediante modelos de duración multivariados, todo en un marco de un shock exógeno que permite obtener patrones de salida de desempleo en este grupo etario. Finalmente, considera explícitamente los datos de múltiples tramos e incluye la heterogeneidad no observada en modelos de duración, lo que permite un mayor realismo en cuanto a las opciones de los individuos.

Las decisiones de empleo formal (informal), retiro y jubilación son complejas y multifacéticas porque están influenciadas por la familia, ingresos alternativos, estado de salud, entre otros (Vigtel, 2018). En comparación con los trabajadores de la edad principal, los trabajadores de mayor edad enfrentan un camino más fácil para salir de la fuerza laboral si pierden sus empleos durante una recesión. La jubilación es una de las decisiones financieras más importantes que se toman durante la vida, ya que generalmente marca el final del ingreso laboral y el comienzo de la reducción de los recursos de jubilación acumulados a lo largo de la carrera del trabajador (Blake y Sangnier, 2011). De este modo, las salidas de trabajo prematuras o las pérdidas de ingresos en los años previos a la jubilación pueden ser particularmente devastadoras para los ahorros de ésta (Friedberg y Webb, 2005).

El documento está organizado como sigue: en la sección 2 se presenta la revisión de la literatura; la sección 3 detalla los antecedentes en el mercado laboral chileno y sus principales características; la sección 4 describe el Modelo de Riesgo Competitivo; la sección 5 muestra los datos utilizados en las estimaciones y el procedimiento seguido para obtener la muestra; la sección 6 presenta el método de estimación, y discute tanto la estrategia de identificación como los resultados de las estimaciones; finalmente, en la sección 7 se encuentran las conclusiones y su implicación para los hacedores de política.

2. Revisión de literatura

Existe una vasta literatura que estudia los determinantes del mercado laboral en sus distintos niveles etarios; particularmente, en estos últimos años se ha hecho énfasis en estudiar a los trabajadores adultos mayores. Dentro del estudio de la fuerza laboral "Senior", se han observado determinantes como las pensiones, la jubilación, las condiciones o la discriminación laboral, entre otros (Adams, 2004; Coy, 2014; Vigtel, 2018; Coile y Levine, 2007). Denton y Spencer (2009) y Aghion, Algan y Cahuc (2011) estudian los cambios en el mercado laboral en adultos mayores y cómo estos se ven afectados en varios posibles estados; si los adultos mayores tuvieran beneficios sociales que cubran una situación económica promedio, tendrían una baja presencia en la fuerza laboral. Matsukura, Shimizutani, Mitsuyama, Lee y Naohiro (2017) examinaron si el uso de la capacidad de trabajo proporcionada por personas mayores podría afectar el bienestar de colegas en otros grupos de edad. Los resultados son insignificantes, de modo que es improbable que la utilización de la capacidad de trabajo potencial de las personas mayores represente una amenaza grave para las oportunidades de empleo de sus jóvenes homólogos en Japón. Por otra parte, los adultos mayores permanecen en el mercado laboral porque la esperanza de vida se ha incrementado, y con esto, la calidad de salud en años posteriores (Fetter y Lockwood, 2018).

En un enfoque dinámico, Blau y Gilleskie (2006) investigaron hasta qué punto los cambios en las normas de seguridad social explican los cambios en la participación de las personas mayores en la fuerza laboral. Li (2018) desarrolla un modelo de ciclo de vida que incorpora el seguro por discapacidad (DI) para estudiar las reformas de la seguridad social, y encuentra que el aumento de la edad de jubilación causa una disminución en el empleo, y a su vez genera para el Gobierno costos compensados por el seguro de vejez. Liebman, Luttmer y Seif (2009) también examinaron la respuesta de la oferta de trabajo a los beneficios de la seguridad social de Estados Unidos. El efecto de las condiciones del mercado laboral sobre la jubilación es una rama relativamente nueva de la literatura. Chan y Stevens (2001) encuentran que los trabajadores mayores de Estados Unidos que experimentan una pérdida de empleo tienen 20% menos de probabilidad de ser empleados cuatro años después de la pérdida del empleo que otros trabajadores similares no desplazados.

Este trabajo amplía la literatura en varias dimensiones. García-Pérez y Sánchez Martín (2013) prestan especial atención a la transición del desempleo a la jubilación por medio de un modelo de riesgo competitivo. Encuentran que, cuando están adecuadamente definidos, los incentivos económicos tienen un fuerte impacto en las decisiones del mercado laboral. En el presente documento se modelan los patrones que caracterizan estas transiciones a partir del desempleo, hacia el empleo formal, informal y/o la inactividad (que normalmente está caracterizada por la presencia de la jubilación). La metodología empleada implica un análisis econométrico de forma reducida, en el cual principalmente se estudia la duración de eventos de desempleo y retiro (Gruber y Wise, 2004; Casey, Oxley, Whitehouse, Antoln, Duval y Leibfritz, 2003). Boockmann Fries y Göbel (2011) estudian la relación entre políticas enfocadas a empleados mayores y la duración del trabajo. Utilizando datos longitudinales alemanes, encuentran una relación positiva entre el trabajo en equipo intergeneracional y la duración del trabajo. Dichas políticas tienen un resultado no significativo en la retención laboral.

Según la literatura, un largo período de desempleo puede reducir la posibilidad de que, al acercarse a la edad de jubilación, los individuos puedan encontrar un trabajo (Hairault, Langot y Soprseuth, 2010; Black y Liang, 2005; Belloni y Alessie, 2009). Blau y Gilleskie (2006) mostraron que la elección de jubilación de las personas mayores también depende de las rigideces de las tecnologías. Estos estudios generalmente encuentran que los cambios en los beneficios de jubilación pueden tener un efecto significativo en el momento de la jubilación (Blake y Sangnier, 2011; Benítez-Silva y Ni, 2010). Finalmente, los modelos de equilibrio general calibrados han demostrado la efectividad de los incentivos financieros en las decisiones de jubilación (Hairault, Langot y Soprseuth, 2010). Un análisis teórico del comportamiento de los desempleados se puede encontrar en García-Pérez y Sánchez Martín (2012). En contraste, hay pocos trabajos sobre cómo el aumento de la edad de jubilación afecta la participación de la fuerza laboral (Krueger y Pischke, 1992).

Staubli y Zweimuller (2012) encuentran que el aumento de la edad de jubilación conduce a un incremento considerable en la participación laboral de los trabajadores de mayor edad. Por otro lado, Mealli y Pudney (1996) consideran que la edad de ingreso a la inactividad no está únicamente relacionada con la edad impuesta para la jubilación, sino también con decisiones relacionadas con el mercado laboral, como el tiempo de búsqueda de empleo o la

duración de desempleo, entre otros. Asimismo, Chan y Stevens (2001) estudiaron el mercado laboral destacando hasta qué punto la pérdida involuntaria de empleo entre los trabajadores de más edad estimula la jubilación anticipada. Ellos demuestran que la probabilidad de encontrar empleo después del desplazamiento disminuye abruptamente con la edad. Hallazgos parecidos se encuentran en Coile y Levine (2011b) y Callaway (2015), quienes muestran que la pérdida de empleo de los trabajadores mayores se asocia con una menor acumulación de riqueza posterior. Se considera que la predisposición a trabajar a pesar de estar en la edad de retiro ha aumentado en los últimos años, y que esto puede deberse a que la jubilación no es suficiente para el costo de vida o que existe una utilidad en la decisión de continuar trabajando (Neumark, Burn y Button, 2015).

La estimación formal de los modelos econométricos, incluidas las variables de incentivo como regresores clave, están bien ilustradas en Börsch-Supan (2000) y Belloni y Alessie (2009). En lugar de tratar el desempleo cercano a la edad de jubilación como un resultado binario, se consideran varias transiciones posibles: ir a un trabajo formal, obtener un nuevo trabajo que implique trabajo a tiempo parcial o trabajo por cuenta propia; o dejar el trabajo por completo. Una variable de extracción binaria no encaja bien con el proceso de retiro multifacético (Casey *et al.*, 2003; Gruber y Wise, 2004; Liebman, Luttmer y Seif, 2009). Algunos trabajadores se jubilan abruptamente y otros se retiran gradualmente cuando reducen las horas de trabajo; a menudo estos cambios se deben a las características del mercado laboral o a las políticas de seguridad social que se enmarcan en cada país (Morrison y Villagrán, 2014). Makarski y Tyrowicz (2017) desarrollan un modelo para analizar los efectos en el bienestar que tiene la elevación de la edad de jubilación. Encuentran que, si la cantidad de trabajo de por vida es óptima, extender la edad de jubilación obligará a los hogares a permanecer más tiempo en el mercado laboral, pero se adaptarán a los cambios deteriorantes del bienestar al reducir la cantidad de trabajo suministrado en cada año laboral (Duval, 2003).

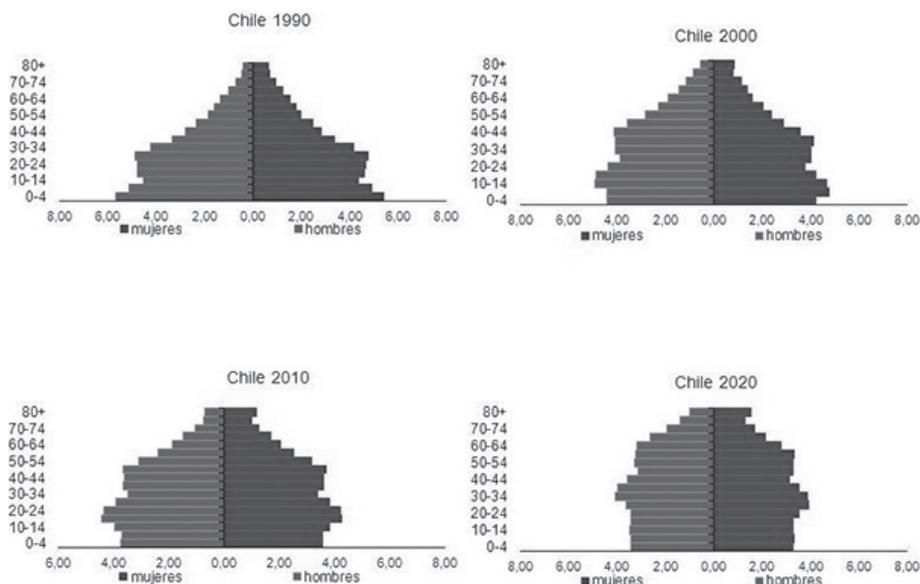
3. Situación actual del mercado laboral de los "Senior Workers" en Chile

Para hacer frente al envejecimiento de sus poblaciones, los gobiernos de los países desarrollados reformaron sus sistemas de jubilación durante las últimas dos décadas, desalentando la jubilación anticipada e incrementando los incentivos a trabajar para los trabajadores de mayor

edad (Blake y Sangnier, 2011). Los altos índices de participación en la fuerza laboral no solo difieren en forma sorprendente de un país a otro, sino que también varían en su reacción a los incentivos de jubilación establecidos por los gobiernos (Aghion, Algan y Cahuc, 2011).

En el siguiente gráfico se tiene un análisis a nivel demográfico del cambio etario en los últimos 40 años, un fenómeno que muestra el envejecimiento de la edad promedio de la población en Chile. Este fenómeno suele ser consecuencia de una baja natalidad, producida por la contención de la fecundidad propia de los países desarrollados, sumada al crecimiento de la población de la tercera edad, proceso que en dichas sociedades se ve consolidado por las aplicaciones de las mejoras en asistencias sanitarias y servicios sociales, que permiten una mayor supervivencia de las personas mayores (Morrison y Villagrán, 2014).

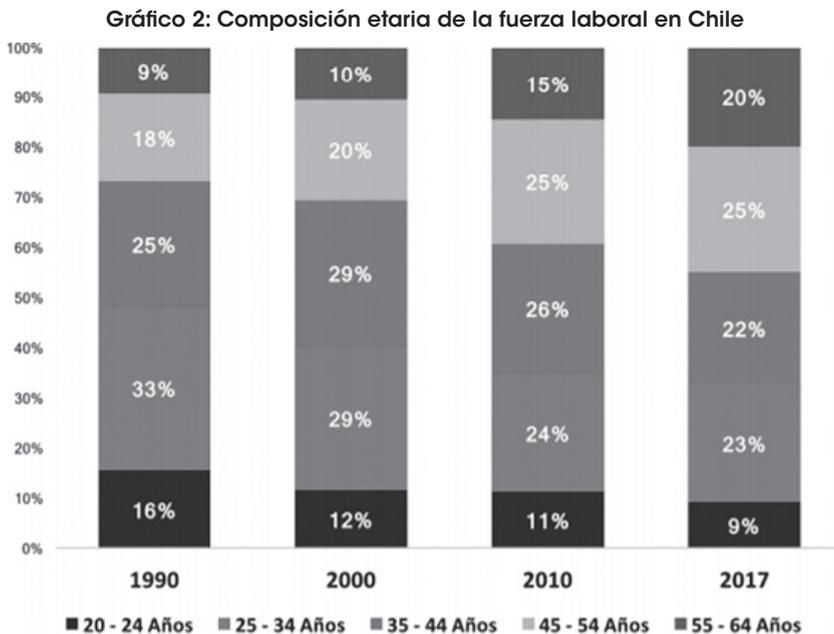
Gráfico 1: Evolución de las pirámides poblacionales en Chile



Indicadores básicos de salud, 2009. DEIS - Minsal.

Marcel y Naudon (2016) argumentan que el cambio demográfico en el mercado laboral en Chile explica el comportamiento más atípico del desempleo en los últimos tiempos, cuantificando el tamaño de este efecto. Ramírez (2018) tiene en cuenta los efectos de equilibrio generados por el envejecimiento del mercado laboral en desempleo. Este último

brinda una respuesta cualitativa para explicar la menor relación entre desempleo y producto que ocurrió en Chile durante los últimos años. En el siguiente gráfico se observa que los adultos mayores de 45 años llegan a componer entre 27%, en 1990, y 45%, en 2017, de la totalidad de la fuerza laboral. De acuerdo con la CEPAL, la tasa de participación económica (definida como el porcentaje de la fuerza de trabajo en relación con la población en edad de trabajar) para el tramo etario de 60 años o más, en promedio para América Latina, en el año 2016 fue de 38.5%.



Fuente: Ramírez (2018).

Al año 2017, existían 15 millones de personas en edad de trabajar (PET) en Chile (Ramírez, 2018). Los adultos mayores representaban el 22% del total de PET; esto es, alrededor 3.3 millones de personas. Del total, casi un tercio eran adultos mayores que estaban en la fuerza de trabajo, con una tasa de desocupación del adulto mayor de 2.5% (casi 913 mil ocupados). Como lo muestran Albagli y Barrero (2015), la composición por edad de la fuerza laboral ha cambiado considerablemente. En particular, la importancia relativa de los trabajadores entre 15 y 24 años ha disminuido en casi el 20%, mientras que la importancia

de los mayores de 50 años aumentó en un 20.3% a 34.3%, en los últimos 30 años (Marcel y Naudon, 2016). Dado que la tasa de desempleo de los más jóvenes es generalmente más alta que la de los ancianos, este cambio en la composición podría explicar una disminución en la tasa de desempleo a largo plazo (Ramírez, 2018).

A nivel nacional, según Martínez y Vergara (2018), el sector del comercio destaca como el principal ámbito de ocupación tanto adulto mayor como total. Esto puede brindar alguna pista sobre el deterioro de calidad de los empleos a los cuales pueden acceder los adultos mayores. En esta línea, según la Encuesta de Protección Social, un 26% de los trabajadores activos mayores de 65 años se encuentran en el empleo informal. Al distinguir por género, varios autores encuentran que, en el sector informal, las mujeres presentan una concentración más fuerte que los hombres. En el modelo de riesgo competitivo, la presencia de patrones en donde predominan mujeres senior trabajando en el sector informal puede dar una guía sobre los posibles resultados en cuanto a la probabilidad de que encuentren trabajo formal y la diferencia a nivel de género.

Las transiciones laborales de los trabajadores senior son el resultado de un conjunto complejo de elecciones tomadas por individuos y, en menor medida, por corporaciones. Es necesario explorar los determinantes básicos de las decisiones de los trabajadores desempleados y empleados con respecto a la jubilación. Desde 1980 se instalaron los sistemas de administración de fondos de pensiones en Chile, lo que permitió que los empleados formales recaudaran un monto de sus salarios para ahorrarlo con vistas al futuro retiro e inactividad, es decir, la jubilación. Según datos de la Subsecretaría de Previsión Social, el número de pensionados hasta agosto de 2018 alcanzaba a 720.223, y estaba compuesto por casi el 70% de mujeres, mientras que el 31.5% eran hombres. Por otro lado, se observa que, si bien el promedio de jubilación mensual alcanza los 220.976 pesos chilenos, la brecha de jubilación entre hombres y mujeres llega a casi 100.000 pesos (por ejemplo, una mujer gana en promedio US\$ 192.042 y un hombre US\$ 284.075).

Dentro de los patrones de transición del mercado laboral, si bien la jubilación puede tener un efecto sobre la decisión de continuar trabajando o de acceder al retiro, también las condiciones del mercado laboral para los trabajadores mayores pueden tener impactos sobre la calidad de empleo y la duración del desempleo, entre otros. De acuerdo con la

Superintendencia de Pensiones (SP), las mujeres que en 2016 tengan 60 años vivirán hasta los 90.3 años; esto es, 1,2 años más que lo que se estimaba previamente, y en el caso de los hombres que cumplan 65, se estima una longevidad de 85.2 años, siete meses más en relación con la estimación previa, repercutiendo directamente en el monto de la pensión a recibir (Martínez y Vergara, 2018). El aumento de la esperanza de vida tiene un efecto sobre el recálculo de las pensiones, ya que, si el sistema no puede recalcular dinámicamente, éstas no podrán ser suficientes para que cubran las necesidades básicas, lo cual es un incentivo financiero importante para que los "Senior workers" permanezcan en el mercado laboral a pesar de haber llegado a la edad de jubilación (García-Pérez y Sánchez Martín, 2017).

4. Descripción del Modelo de Riesgo Competitivo

En la mayoría de los ejemplos prácticos, un *spell* o tramo puede terminar en más de un estado alternativo; por ejemplo, la tasa de desempleo de un individuo puede terminar en varios tipos de trabajo o abandonando la fuerza laboral (Mealli y Pudney, 1996). En este documento se considera que las transiciones de desempleo podrían deberse al cambio a uno de los dos posibles estados de empleo (formal – *uef*, informal – *uei*) o a salir de la fuerza laboral y pasar a la inactividad. Para un único tramo, el modelo especifica la distribución conjunta de dos variables: la duración del tramo, t , que se supone que es una variable discreta temporal, y la ruta de salida, r , que es una variable entera que toma valores en el conjunto $\{1, 2, \dots, m\}$, si hay rutas posibles.

El Modelo de Riesgo Competitivo permite explicar de manera directa la multiplicidad de estados. En este sentido, se supone que existe una duración latente, si existe, para cada ruta de salida posible (o riesgo), j , por la cual el episodio puede terminar; t_j ($j = 1, \dots, m$) se interpreta como el tiempo de espera que transcurriría antes de que finalice la transición a través de la ruta de salida j , en ausencia de cualquier otro riesgo que pudiera terminar el tramo antes de ese tiempo. La duración observada, δ , es el mínimo de la t , ya que el primer evento de finalización es el que determina la duración:

$$\delta = \min(t_1, t_2, \dots, t_m) \quad (1)$$

$$r = \arg \min(t_j) \quad \forall j \in \{1, 2, \dots, m\} \quad (2)$$

Como primer supuesto, los riesgos son independientes. Se puede caracterizar la distribución de t_j en términos de su función de riesgo acumulado, h_j , interpretada, en ausencia de cualquier otra ruta posible, como la probabilidad instantánea de terminar el episodio, condicional al evento de que no se haya producido la salida.

La duración del evento del Modelo de Riesgo Competitivo es condicional en un vector de covariables x_j y parámetros β_j la función de densidad de probabilidad (pdf) y la función de distribución acumulada (cdf). Para la duración latente se pueden expresar como sigue:

$$f_j(t_j | x_j; \beta_j) = h_j(t_j | x_j; \beta_j) \exp(-I_j(r_j | x_j; \beta_j)) \quad (3)$$

$$F_j(t_j | x_j; \beta_j) = 1 - \exp(-I_j(r_j | x_j; \beta_j)) \quad (4)$$

donde I_j es el riesgo integrado para el riesgo j :

$$I_j(t_j | x_j; \beta_j) = \int_0^{t_j} h_j(s | x_j; \beta_j) ds \quad (5)$$

La distribución conjunta de la duración y la ruta de salida, r , es entonces:

$$f(\delta, r | x; \beta) = f_r(\delta | x_r; \beta_r) \prod_{j \neq r} \exp(-I_j(\delta | x_j; \beta_j)) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} &= h_r(\delta | x_r; \beta_r) \exp\left(-\sum_{j=1}^m I_j(\delta | x_j; \beta_j)\right) \\ &= h_r(\delta | x_r; \beta_r) \exp(-I_0(\delta | x; \beta)) \end{aligned} \quad (7)$$

donde $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_m)$, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_m)$ y $I_0 = \sum I_j$ es el *hazard* integrado agregado. Para un *spell* incompleto, donde solo se observa una duración censurada, T , la función de sobreviviente es:

$$\Pr(\delta > T | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta}) = \exp(-I_0(\delta | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})) \quad (8)$$

La función de densidad marginal de la duración y la probabilidad condicional de la ruta de salida se pueden derivar al dividir la distribución conjunta:

$$f(t | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta}) = h_0(t | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta}) \exp(-I_0(t | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})) \quad (9)$$

$$\Pr(r | t, \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta}) = \frac{h_r(t | x_r; \beta_r)}{h_0(t | \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})} \quad (10)$$

Donde: $h_0 = \sum h_j$

El principal interés es estimar la distribución del tiempo de permanencia t en un estado particular del mercado laboral. Si se sigue a una cohorte de individuos heterogéneos, se puede estimar la tasa de riesgo de dejar el estado y relacionarla con las características observadas de los individuos (Van den Berg, 2001). Las características observadas están dadas por un vector de regresores \mathbf{x} , y las características no observadas están resumidas en una variable aleatoria escalar \mathbf{v} , con \mathbf{x} y \mathbf{v} independientes. Se supone que la tasa de riesgo es del tipo de riesgo proporcional mixto (MPH).

Esta heterogeneidad está representada por un m -vector de términos de perturbación $\mathbf{v} = (v_1, \dots, v_m)$ con cdf $G_v(\cdot; \boldsymbol{\psi})$, donde $\boldsymbol{\psi}$ es un conjunto adicional de parámetros que definen la heterogeneidad de la distribución. Usando una forma de multiplicación convencional, la función de riesgo ahora se escribe en forma condicional $h_j^*(t_j | x_j, v_j; \beta_j) = h_j(t_j | x_j; \beta_j) v_j$ y se obtiene la función de densidad / probabilidad incondicional de δ y Γ integrando el vector \mathbf{v} :

$$f(\delta, r | x; \beta, \psi) = \int_{R_v} h_r(\delta | x_r; \beta_r) v_j \exp\left(-\sum_{j=1}^m I_j(\delta | x_j; \beta_j) v_j\right) dG_v(v, \psi) \quad (11)$$

donde R_v es el soporte de v . En el enfoque paramétrico convencional de la estimación, se buscaría alguna forma funcional conveniente para G_v , para obtener una expresión de forma cerrada para la última función. Alternativamente, se puede usar la cuadratura numérica o algoritmos computacionales basados en simulación.

4.1. Modelando múltiples “tramos” o transiciones

Para especificar un modelo más completo del proceso estocástico, las historias del mercado laboral, un supuesto común es que las duraciones de un individuo son independientes en todos los períodos (Van den Berg, 2001). Esto implica que los términos no observables de heterogeneidad no están autocorrelacionados. Incluso con tal suposición, el modelo permanece complicado. Un problema con m estados requiere en general la especificación de funciones de *hazard* o *riesgo* entre $m(m - 1)$ y m^2 . Uno para cada par de posibles orígenes/destinos. Esto se reduce a un conjunto de funciones de *riesgo* específicas del destino.

En principio, esto no implica una pérdida de generalidad, ya que se puede definir el vector x_j para que sea específico al estado de origen al incluir *dummies* que interactúan con las demás variables explicativas. Se puede considerar una secuencia de N *spells* completos, $n = 1, \dots, N$, cada uno caracterizado por una duración δ , el índice r_k del estado en el que se gasta el tramo y el índice r_{k-1} del estado en el que termina el episodio. Si los episodios sucesivos solo pueden ser de diferentes tipos, entonces, dentro de cada transición n , la duración y la ruta de salida pueden ser modeladas por una estructura de riesgo en competencia, con el resto.

Considérese un proceso de muestreo donde la observación empiece al comienzo de un *spell* y luego continúe durante un período de observación exógenamente fijo. La realización resultante consistirá en un estado inicial r_0 , seguido de una secuencia de tramos completos para los que se observa (δ_k, r_k) , $k = 1, \dots, K - 1$, y luego un último tramo incompleto, que produce solo una duración censurada de δ_K . Si no hay heterogeneidad se puede escribir:

$$\begin{aligned}
 f(\delta_1, r_1, \dots, \delta_{k-1}, r_{k-1}, \delta_K \mid x_1, \dots, x_k; r_0, \beta) &= \\
 &= f(\delta_1, r_1 \mid x_1; r_0, \beta) f(\delta_2, r_2 \mid x_2; r_0, \beta) \dots \\
 f(r_{k-1}, \delta_K \mid x_{k-1}, r_0, \dots, r_{K-2}; \beta) S(\delta_K \mid x_k, r_0, \dots, r_{K-1}; \beta) & \quad (12) \\
 &= \left(\prod_{k=1}^{K-1} h_{r_k}(\delta_k \mid x_k; \beta_{r_k}) \right) \exp\left(-\sum_{j=1}^m I_0(\delta_k \mid x_k; \beta) \right)
 \end{aligned}$$

donde x_k es el vector de covariables (en todas las funciones de peligro m) para el tramo k . Téngase en cuenta que x_k puede variar entre los tramos y puede incluir duraciones y estados retrasados.

Si ahora se introducen términos de heterogeneidad, la estructura bastante simple se vuelve más complicada. Considérese, por ejemplo, un caso donde los términos de heterogeneidad se fijan a lo largo del tiempo. En este ejemplo, están especificados para volver a escalar uniformemente los *hazards* o *riesgos* para cada ruta de salida por un factor específico al estado de origen.

Por lo tanto, para cualquier individuo, todas las duraciones pasadas en un estado particular se transforman de la misma manera, pero los diferentes estados se ven afectados de diversas maneras. Para esta especificación, las tasas de riesgo subyacentes para el tramo k -avo son:

$$h_j(\delta_k \mid x_k, v; \beta) = h_j(\delta_k \mid x_k; \beta) v_{r_{k-1}} \quad j = 1, \dots, m \quad (13)$$

y la distribución de la muestra resultante es:

$$f(\delta, r \mid x; \beta, \psi) = \int_{R_v} \left(\prod_{k=1}^{K-1} h_{r_k}(\delta_k \mid x_k; \beta_{r_k}) v_{r_{k-1}} \right) \exp\left(-\sum_{j=1}^m I_0(\delta_k \mid x_k; \beta) v_{r_{k-1}} \right) dG_v(v, \psi) \quad (14)$$

Muchas otras estructuras son posibles, y los resultados reportados a continuación corresponden a un modelo con términos adicionales de heterogeneidad específicos de la ruta de salida.

La interpretación de este tipo de modelos de riesgo competitivo se diferencia del modelo de duración simple en que se analiza la duración de desempleo de los individuos creando un escenario donde los mismos tienen más opciones hacia las posibles salidas del desempleo. Cuando se observan las bases de datos, se sabe en qué momento se encuentra en el desempleo y hacia qué tipo de trabajo sale en un siguiente periodo. En ese sentido, los modelos de duración simples (por ejemplo, Cox), sólo analizan esa salida efectiva a un empleo. Una de las fortalezas de esta investigación es aprovechar esta distribución conjunta de eventos para brindar la posibilidad de que el individuo tenga opciones de salida, lo cual se asemeja más a la realidad de los mercados laborales. La distribución conjunta permite agregar eventos que “compiten” y son mutuamente excluyentes, porque sólo uno llega a darse en el periodo en el que el individuo consigue un empleo.

5. Base de datos y estadísticas descriptivas

Para estimar el modelo, se utilizó microdata del mercado laboral chileno, particularmente, la Encuesta Longitudinal de Protección Social (EPS) de la Subsecretaría de Previsión Social. Dicha encuesta considera a adultos mayores de 18 años que son consultados en diferentes olas en los años 2002, 2004, 2006, 2009, 2012 y 2015. A partir de las consultas, se construye un panel de historias laborales que permite identificar eventos de cada individuo, como la situación en el mercado laboral, horas trabajadas y salarios líquidos mensuales, entre otros. Lo que permite que la encuesta sea ampliamente utilizada es su condición longitudinal. Además, la base de datos genera información sobre las transiciones del desempleo al empleo, sea éste de tipo formal o informal. Asimismo, existe una transición del estado del desempleo a la inactividad, lo que puede resultar muy común en los Senior Workers. Esto es importante para la estrategia de identificación utilizada en la siguiente sección.

La estimación del Modelo de Riesgo Competitivo (CRM) considera las encuestas del año 2004 en adelante, para reducir los periodos de censura desde el lado izquierdo y permitir que se obtenga más poder de tamaño de muestra al aumentar observaciones. Se considera como muestra de interés a los hombres y mujeres de 50 años en adelante, la que también se contrastará con la composición etaria de la fuerza laboral menor a 50 años. Estas observaciones participan activamente del mercado laboral y están sujetas a un shock exógeno de destrucción de empleo. Dentro del shock de desempleo se encuentran los individuos

que llegaron a este estado porque se cerró la fábrica donde trabajaban y los que tuvieron un final de contrato, a pesar de contar con un contrato permanente. También se encuentran los individuos que terminaron su relación laboral por fuerza mayor o por otras razones. Estos shocks son exógenos, ya que no están controlados por decisiones endógenas de los jefes o superiores ni de parte de los trabajadores. En las encuestas inicialmente se contaba con 57.455 observaciones, las que se redujeron a 1.836, que son los individuos que se encuentran en el estado de desempleo debido al shock exógeno. Por lo tanto, siguiendo la literatura, se construyó una muestra transversal compuesta por todos los estados del mercado laboral (períodos de desempleo y empleo) de todos los años seleccionados.

Para el Modelo de Riesgo Competitivo, se definió una variable que genere los vectores de salida del desempleo: que el individuo encuentre un empleo, que el individuo pase al sector informal (trabajo por cuenta propia) o que se convierta en inactivo (que puede darse en los casos de retiro o jubilación). Finalmente, los individuos que carecían de información sobre salarios, horas trabajadas o fechas de eventos, fueron eliminados de la muestra. Además, el programa utilizado censura por las características del modelo, llegando a 1.720 observaciones.

El Modelo de Riesgo Competitivo permite la conjugación de varios tramos o transiciones, siendo estos competitivos y excluyentes. De este modo, el estado de desempleo se caracteriza solo por las personas que buscan trabajo, porque el modelo no tiene datos sobre las decisiones de participación. La construcción de historias del mercado laboral durante un largo período de tiempo permite controlar factores que varían, como los efectos del ciclo económico, la edad o el estado civil, que pueden afectar el comportamiento del mercado laboral.

5.1. Estadísticas descriptivas

La muestra incluye la carrera laboral completa (desde la edad de 50 años en adelante) para 1.720 individuos que fueron entrevistados en la Encuesta de Protección Social de Chile durante el período 2004-2015. Cada trabajador puede tener períodos de empleo y desempleo. La primera diferencia importante surge al comparar estos trabajadores en la muestra, es decir, cuando tienen 50 años al sufrir el shock que genera que el individuo ingrese al desempleo exógenamente y que efectivamente tienen una salida al empleo formal, informal o a la inactividad.

En ese evento, el trabajador “senior”, en promedio, tiene una duración de desempleo de 13.3 meses. Aquellos que trabajaban lo hacían en promedio 42.87 horas a la semana y contaban con ingresos reales de SU\$ 4.71 la hora. En general, esta muestra tiene un nivel de calificación bajo a medio en promedio, como se ve en el cuadro 1 (el 29% no cuenta con educación básica; el 39% tiene educación básica completa; el 26%, educación secundaria completa; y sólo el 4% cuenta con educación universitaria). Los trabajadores que están casados o son convivientes son 64% y los solteros/viudos son un 36%, y en promedio tienen 2 hijos. Los que reciben jubilación en la edad legal son un 60.68%, y 57% efectivamente cotiza en las AFPs.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas

Variables	Media	Sd	Min	Max
Edad	57.68	6.426	50	90
Duración desempleo	13.37	13.84	1	50
Horas trabajadas/semana	42.87	15.31	2	126
Estado civil (=1 en pareja, 0 e.o.c.)	0.644	0.479	0	1
Hijos	2.171	1.867	0	12
Proxy riqueza	0.800	0.402	0	1
Ingreso hora real (US\$)	4.709	5.501	0	76.82
Sin educación formal	0.286	0.452	0	1
Educación básica	0.386	0.487	0	1
Educación secundaria	0.260	0.439	0	1
Educación técnica	0.032	0.177	0	1
Educación superior	0.039	0.193	0	1
Postgrado	0.005	0.073	0	1

Fuente: Elaboración propia en base a EPS (2004-2015).

En cuanto al shock exógeno, dentro de la variable de término laboral, se escogieron los motivos que evitan que el ingreso al desempleo sea resultado de alguna decisión de los empleadores o empleados. Por eso se escogieron tres razones. Una es el “cierre de empresa o fábrica”, que provoca que los empleadores se vean en la obligación de despedir a todos los trabajadores, pero por causas que no están relacionadas con características del empleado (endógenas) y componen el 13% del total. Otra causa es el “vencimiento de contrato (con contrato permanente)”, que son situaciones en las que, si bien un empleado tiene un contrato permanente, éste se le termina sin ninguna razón atribuible al trabajador ni al empleador

(17%). Por último, se encuentra el motivo "fuerza mayor, caso fortuito u otras" que compone el 70% restante de la distribución.

En este sentido, según el diseño de la encuesta, esta variable podría ser exógena ya que no está sujeta a variables de despido justificado o decisiones del empleador como para contener algún posible sesgo endógeno que se pueda atribuir a características de la población estudiada. Si bien este motivo representa a gran parte de la submuestra que se seleccionó, sólo corresponde al 6% del total de los posibles motivos de finalización de relación laboral.

6. Estimación del modelo y resultados

El principal objetivo es estudiar la tasa de riesgo de desempleo hacia el empleo formal/informal o la inactividad de todos los trabajadores en la muestra. Dado que los datos se miden en términos mensuales, es natural utilizar un modelo de duración discreta, donde la tasa de riesgo viene dada por la siguiente probabilidad condicional:

$$h(t) = \Pr(T = t \mid T \geq t) \quad (15)$$

y T es una variable aleatoria discreta que denota la duración del desempleo. Siguiendo a García-Pérez y Sánchez Martín (2017), la tasa de riesgo se parametriza de la siguiente manera:

$$h_u^j(t) = F(\beta_0^j(t) + \beta_1^j(t)x(t) + \varepsilon^j) \quad j = [uef, uei, ui] \quad (16)$$

Los tres destinos posibles al abandonar el desempleo (empleo formal, uef empleo informal, uei o inactividad, ui) y k es un contador de destinos cuando el trabajador abandona el empleo; $x(t)$ denota el vector de variables explicativas, algunas de las cuales varían con la duración del tramo, β_1^j son los coeficientes de los factores explicativos, que también pueden depender de la duración, y los riesgos $\beta_0^j(t)$ son los riesgos de referencia. Finalmente, se incluye un componente adicional en cada una de las tasas de riesgo para capturar la heterogeneidad no observada. Como se está considerando un marco de riesgo competitivo, la salida de un estado dado se especifica como:

$$h_u(t) = h^{uef}(t) + h^{uei}(t) + h^{ui}(t) \quad (17)$$

Sin embargo, una interpretación causal de estos patrones empíricos no está justificada. La heterogeneidad no observada muestra características individuales que también pueden resultar en una tasa de *hazard* de pendiente descendente. En general, el modelo necesita controlar la heterogeneidad no observada en el proceso de estimación y, en consecuencia, racionalizar la inclusión de ρ^j en la especificación del modelo. Además, se tiene en cuenta que es probable que estos factores relevantes estén correlacionados entre los períodos de desempleo de la misma persona (Heckman y Singer, 1985).

Según estos supuestos, los períodos de desempleo no se pueden tratar por separado al estimar el modelo. Por lo tanto, se debe especificar la función de probabilidad para todos los tramos e integrar los efectos aleatorios (Lancaster, 1990). Como es habitual en los modelos de este tipo, y dado que se están analizando trabajadores de mayor edad, el período inicial observado corresponde a la fecha de entrada al desempleo. Por lo tanto, se tiene que considerar el problema de las condiciones iniciales. Para esto, se especifica la distribución conjunta de probabilidad de todos los resultados, incluido el período de tiempo inicial, condicional a la heterogeneidad no observada (características de cada individuo, incentivos económicos, entre otras). Se analiza el patrón o tiempo de desempleo hasta llegar a un empleo formal, condicional a que el individuo tiene las opciones de conseguir un empleo informal o se puede retirar (inactividad).

Esta metodología se trabajó utilizando el software de Stata con un modelo de máxima verosimilitud, porque permite definir las condiciones iniciales. Esto es sensato, dado que éstas consideran la probabilidad de que el trabajador esté desempleado al comienzo del período observado. El modelado en el software permite calcular los *subhazard* a nivel acumulado y analizar los distintos eventos que compiten, permitiendo una comparación con regresiones de supervivencia Cox, como también una modelación entre mayores y menores de 50 años.

Las variables de control seleccionadas son género, estado civil (igual a 1 en los individuos que cuentan con pareja, ya sea casado, unión libre u otro; y 0 en otro caso), *dummies* de edad, divididas en tres subgrupos: 50-59, 60-69 y 70-80 años (por ejemplo, $a50 = 1$ si está entre los 50 a 59 años, 0 en otro caso.), *dummies* educativas (educación básica, secundaria, técnica

y superior) y *dummies* anuales de los años de la encuesta para capturar alguna información a nivel de ciclos (año 2006 = 1; 0 en otro caso; al igual que en 2009, 2012 y 2015). Sin embargo, es importante recalcar que no se cuenta con variables de años de experiencia laboral o educación, porque la encuesta longitudinal no toma en cuenta estas variables, ya que se enfoca en analizar las historias laborales y la presencia de seguridad social en cada caso.

6.1. Resultados

Esta sección revisa los resultados de la estimación de máxima verosimilitud del modelo descrito anteriormente, utilizando la muestra de trabajadores entre 50 y 90 años. El principal interés radica en las transiciones observadas después del *shock*, es decir, una vez que el trabajador se encuentra en el desempleo. Por lo tanto, los resultados de las transiciones entre el desempleo y el momento de encontrar un nuevo empleo, junto con la estimación de las condiciones iniciales, se limitan a los cuadros A-1, A-2 y A-3 presentados en los anexos.

Se comienza por revisar algunas implicaciones clave de las salidas que van compitiendo a lo largo del modelo. En el cuadro A-1 se encuentran las regresiones del modelo de riesgo competitivo. En la primera columna se muestra el evento de salida principal, que en este caso es el empleo formal, compitiendo con que el trabajador consiga empleo informal. En la segunda columna se observa la regresión en la submuestra, en este caso, de la decisión de inactividad, compitiendo con el empleo formal. Por último, en la tercera regresión se presentan los dos eventos compitiendo con el empleo formal.

En primer lugar, existen variables que son sistemáticamente significativas en las tres regresiones y que poseen el mismo signo en sus efectos marginales en la media. La variable género, por ejemplo, muestra que los hombres tienen un 45% de probabilidad mayor de salir del desempleo que las mujeres, en la tercera columna del cuadro A-1, ya que en esta se encuentra un CRM más complejo. Esto puede deberse a que, al brindar eventos competitivos como la inactividad y el empleo informal, las mujeres senior tienen una tendencia mayor a pasar al mercado laboral informal o directamente a la inactividad, ya que las condiciones laborales a nivel formal no son tan favorables.

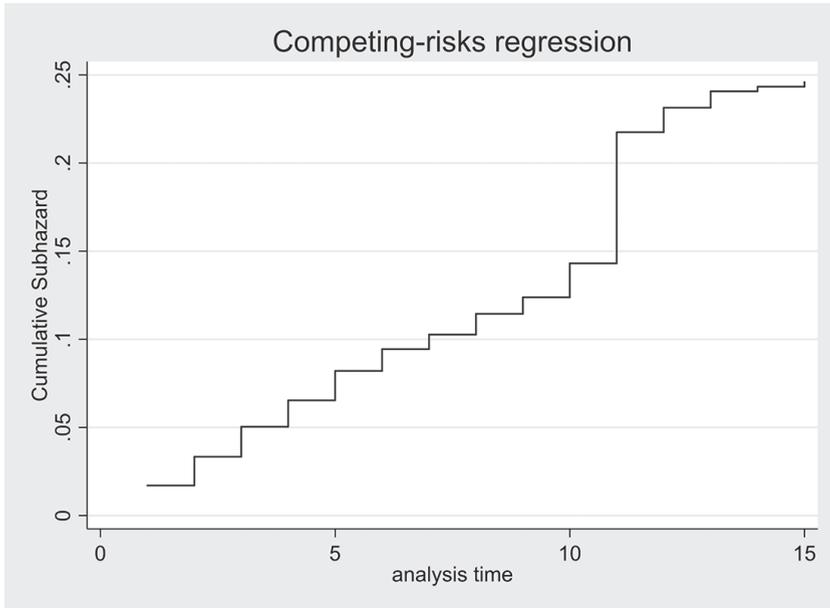
En cuanto a las *dummies* de edad de 60-70-80 años, cuando comienza el evento del *shock* exógeno se observa que presentan una disminución de la probabilidad; esto comienza a los

60 años, ya que existe una reducción de 50% de salir al desempleo formal, a diferencia de los trabajadores de 50 años. Sin embargo, cuando llegan a 70 años o más, la probabilidad de desempleo llega a cero. Esto puede deberse a que el grupo etario se dirige a la informalidad en un gran porcentaje. Lo señalado concuerda con Tejada (2018), quien encuentra que la informalidad tiene una incidencia mayor en trabajadores sobre los 60 años. La fuente de ingresos más común es la informalidad o trabajo por cuenta propia, y alcanza al 60% de participación. Las variables de estado civil (*dummy* = 1 si tiene pareja) y las *dummies* educativas ofrecen coeficientes no significativos, pero sí signos y magnitudes que van con la intuición económica del efecto de encontrar un empleo formal.

En cuanto a las *dummies* anuales, la probabilidad de encontrar empleo formal se reduce en las tres regresiones en los años 2009, mientras en 2015 aumenta la probabilidad de encontrarlo. Según datos del Banco Mundial, se observa una recesión en el caso del año 2009, mientras en 2015 se produce un crecimiento mayor en comparación a años anteriores. Esto concuerda con Hairault *et al.* (2010), quien afirma que, ante recesiones cíclicas, los más desplazados al desempleo son los adultos mayores, y con García-Pérez y Sánchez Martín (2013), quienes muestran la importancia de los incentivos financieros para los trabajadores senior en las decisiones del mercado laboral.

En el gráfico 3 se muestra la probabilidad acumulada *subhazard* de que un senior worker encuentre un empleo formal cuando compiten dos eventos adicionales. Estos eventos son: que encuentre un empleo informal y que ingrese a la inactividad. La probabilidad se reduce al 25% en 15 meses de búsqueda de empleo. El gráfico tiene un elemento escalonado por ser un análisis discreto y se acentúa la curva en los 11 meses; esto se debe a que, según las estadísticas, una frecuencia importante consigue empleo formal antes de que se cumpla un año de desempleo. Dicho gráfico presenta un patrón que reflejaría una desventaja en el mercado laboral para los trabajadores más adultos, porque ante un *shock* exógeno, sólo dos de cada diez adultos mayores podrían encontrar efectivamente un empleo formal en un año. El resto de los trabajadores tendría que optar por participar en el mercado informal o decidir ingresar a la inactividad.

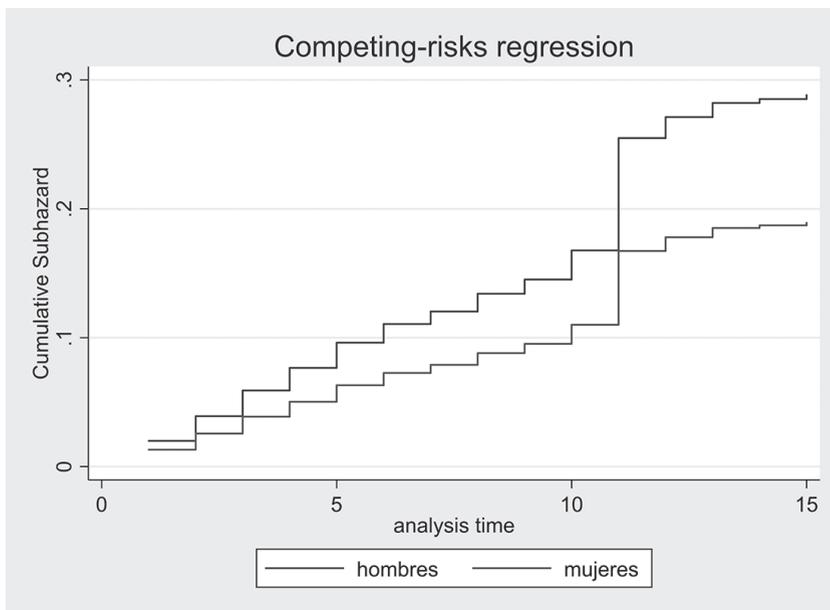
Gráfico 3: Análisis de riesgo competitivo acumulado



Compitiendo ambos eventos (uei - ui).
Fuente: Elaboración propia.

Aspectos relevantes del Modelo de Riesgo Competitivo con dos eventos

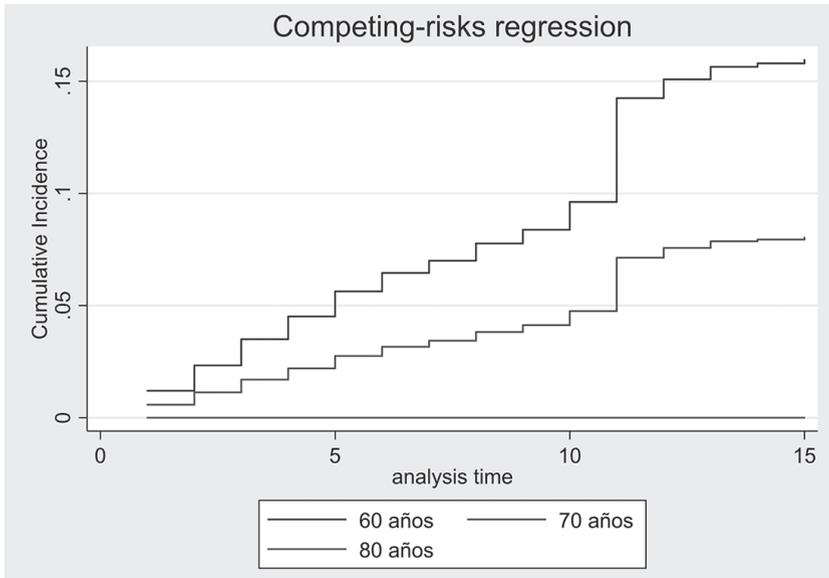
El análisis del modelo a nivel de género demuestra que cuando los trabajadores senior se enfrentan a un *shock* que los hace ingresar en el desempleo, las mujeres tienden a tener una menor probabilidad de encontrar un empleo formal. En el gráfico 4 se observa que, en el riesgo acumulado, sólo un 30% podrá conseguir un empleo formal. Existen varias razones de por qué se da esto. En primer lugar, las condiciones laborales de las mujeres pueden causar que estas opten por un empleo informal, ya que, según datos del NENE, la incidencia en la informalidad es mucho mayor en las mujeres que en los hombres, superando una diferencia de 10% en todas las edades desde los 50 años en adelante. Otra razón es que optan por la inactividad, ya que las mujeres componen un 68.5% del total de jubilados. Esta brecha de género es evidente en todas las edades a partir de los 50 años.

Gráfico 4: *Subhazard* acumulado a nivel género

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, en el *subhazard* acumulado del gráfico 5 se muestra que, conforme avanza la edad, la probabilidad de los desempleados de salir a un empleo formal se va reduciendo del 15% al 0%. A los 80 años esta probabilidad es nula, porque la mayoría de los trabajadores senior opta directamente por la inactividad, sea con una jubilación o no. Es importante destacar en el gráfico que, en los últimos años, que son claves para la cotización para la jubilación, un porcentaje no menor no podrá llegar a encontrar empleo formal ante *shocks* exógenos, lo que se hace más visible entre los 60 y 70 años.

Gráfico 5: Subhazard acumulado por edad



Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro A-2 se tiene una comparación de dos modelos de duración. En la primera columna se encuentra el Modelo de Riesgo Competitivo con dos eventos en competencia que se analizó anteriormente, y en la segunda columna se presenta un modelo de duración de Cox, que contiene un evento de salida simple: encontrar un empleo formal.

Si bien los efectos marginales y los signos son bastantes cercanos en ambas regresiones, se pueden observar algunas diferencias importantes. Por un lado, las variables de género y *dummies* de 60 y 70 años son menores en la regresión de Cox que en la de riesgo competitivo. Sin embargo, también hay variables que se incrementaron, como el efecto negativo en la *dummy* de 80 años, ya que es mucho menos probable que se pueda conseguir un empleo formal a esta edad. Del mismo modo, en el modelo de Cox existe un efecto más grande de las variables anuales de 2009 y 2015. Al no estar compitiendo con otros eventos posibles, se atribuye a los ciclos económicos un nivel significativo de explicación sobre la probabilidad de llegar al empleo formal.

La mayor diferencia entre estos dos modelos, que también está soportada por la literatura, es que el modelo de duración de Cox presume, según los patrones, que un mayor porcentaje de

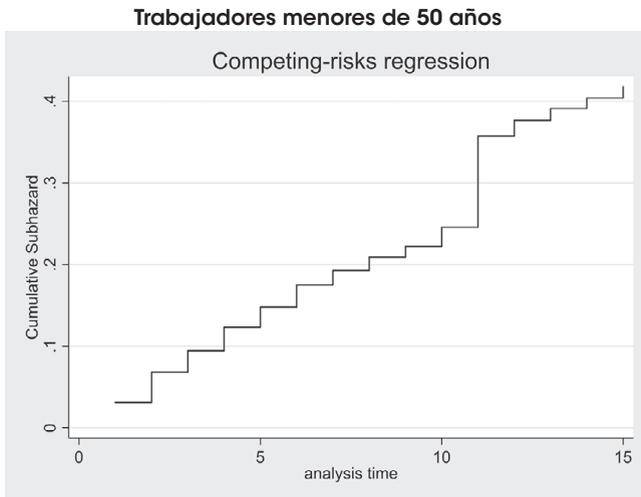
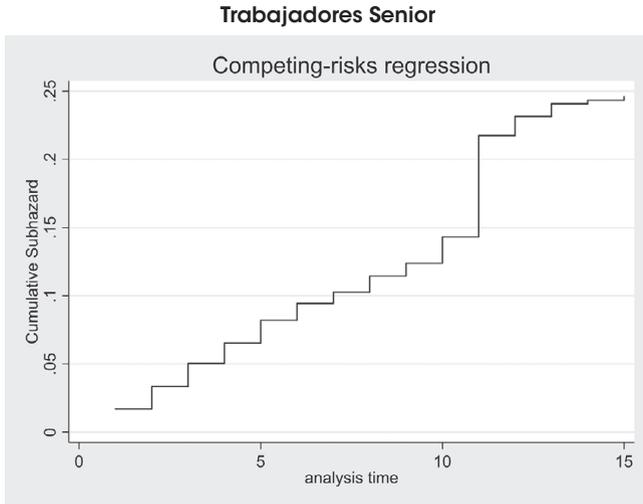
la fuerza laboral senior que tuvo el shock exógeno, llegaría a encontrar un empleo formal. Este modelo no toma en cuenta que los individuos tienen más posibilidades, como la informalidad o la inactividad. Por esta razón, el Modelo de Riesgo Competitivo obtiene resultados más cercanos a la realidad, ya que los individuos cuentan con más opciones laborales.

En el cuadro A-3 se muestran dos modelos de riesgo competitivo, pero con dos submuestras diferentes. La primera pertenece a lo ya estudiado de los “Senior workers” y la segunda pertenece a los trabajadores desde los 35 a los 50 años. Se seleccionaron muestras de individuos que sufrieron el mismo *shock* exógeno. En ambos casos las variables de estado civil no son significativas. Sin embargo, el signo para los “Senior Workers” es negativo, a diferencia de los trabajadores jóvenes. Se considera que esto se debe a que la literatura muestra que la pareja influye en la dinámica laboral conjunta: normalmente ambos desean retirarse juntos o las mujeres dejan de trabajar antes que los hombres, o incluso deben cuidar a su pareja por temas de salud (García-Pérez y Sánchez Martín, 2013). De este modo, una pareja representaría una “carga” o responsabilidad que reduce la probabilidad de acceder a un empleo formal.

Entre los individuos menores a 50 años existen otras variables explicativas que aumentan su probabilidad de salir a un empleo formal. En ese mismo sentido, en la variable género se ve que los hombres tienen una ventaja por sobre las mujeres del 27%, a diferencia del 45% en los “Senior workers”. En este caso, las variables educativas tienen importancia, ya que la educación secundaria brindaría una menor posibilidad de salida a un empleo formal, porque para esa edad ese nivel de educación brinda una desventaja en el mercado laboral. Esto refleja una gran diferencia con los trabajadores mayores de 50 años, ya que éstos no tendrían un coeficiente significativo en ningún nivel educativo que permita que puedan conseguir empleo. Asimismo, esto sería una posible evidencia de que los “Senior workers” sufren algún tipo de discriminación (Nuemark, Burn y Button 2015).

Otra diferencia es que las variables anuales de los eventos tienen un nivel de significancia; por ejemplo, los años 2006, 2009 y 2015 tienden a reducir la probabilidad de encontrar empleo formal. Esto se puede atribuir a las condiciones del mercado laboral que se desarrollaron en esos ciclos económicos. La del año 2009 sería la que provoca que los trabajadores menores de 50 años tengan una probabilidad menor de acceder a un nuevo empleo, ya que la crisis de las hipotecas subprime provocó un efecto en cadena a nivel mundial, y eso significó que Chile tenga una reducción del PIB de 2%, según datos del Banco Mundial.

Gráfico 6: Comparación *subhazard* entre +50 vs. -50 años



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 6 se comparan los *subhazard* acumulados en dos submuestras etarias. A simple vista, las diferencias en el *subhazard* acumulado son evidentes entre los trabajadores mayores y menores de 50 años. Al final del periodo de análisis, los individuos más jóvenes llegarían a salir al empleo formal en un 40% y los mayores solamente en un 25%. Este patrón es

importante para los hacedores de política, entre otros, por las características de los empleados mayores.

7. Conclusiones

En este estudio se han desarrollado varios modelos para analizar eventos del mercado laboral de un grupo etario que posee características especiales, como son los trabajadores senior. Si bien existe una amplia literatura que analiza los distintos aspectos de las pensiones y su efecto en el mercado laboral, el principal aporte de esta investigación es analizar los patrones de salida de los desempleados que están cerca o en edad de jubilación. Sin duda, este tipo de estudios no se han desarrollado en Latinoamérica, y dan a lugar una nueva aplicación para los modelos de riesgo competitivo.

Una creciente literatura busca entender la heterogeneidad del empleo o tasas de actividad en todos los países. Otro aporte de este documento es modelar un *shock* exógeno que permita que los trabajadores comiencen en el desempleo, y que este efecto esté separado de una posible discriminación laboral por la edad, de factores de salud o de causas endógenas atribuibles al empleador o al empleado. Una de las conclusiones es que se requiere una mejor comprensión de la oferta de trabajo en esta edad, que sirva de utilidad a los responsables políticos para influir en el comportamiento individual a través de incentivos o a nivel institucional.

Los principales resultados a partir del Modelo de Riesgo Competitivo muestran que las variables de edad tienen un efecto marginal significativo sobre la probabilidad de empleo. Se sabe que un gran porcentaje de los que no consiguen un empleo formal pasan al empleo informal o la inactividad. De este modo, también se incluyeron variables que denotan la calidad del empleo a la cual los individuos tenderían a trasladarse cuando sufren este tipo de *shocks*. Estos resultados podrían ser útiles a la hora de diseñar políticas públicas destinadas a fomentar la integración social y laboral del adulto mayor. Se trata de facilitar las condiciones para que la participación de los adultos mayores aumente, y aquéllos que puedan y quieran seguir trabajando no dejen de hacerlo por aspectos como la flexibilidad horaria o por tener una peor calidad en el empleo.

Asimismo, se realizó un análisis a nivel de género, que revela que en todas las regresiones existen patrones que demuestran que las mujeres tienen una desventaja marcada al conseguir

empleo formal. Si bien esto está condicionado porque las transiciones muestran que un porcentaje no menor se va a la informalidad e inactividad, podría brindar una evidencia de la calidad del empleo a la cual pueden acceder las mujeres a lo largo de su etapa laboral.

El verdadero desafío para los futuros gobiernos será probablemente atraer personas mayores a la fuerza laboral. De hecho, la mayoría de las reformas políticas hace poco implementadas apuntan claramente en esta dirección. Esto se da porque muchos sistemas públicos de pensiones enfrentan un problema de financiamiento a largo plazo. Una forma potencial de restaurar la solvencia financiera es aumentar la edad de elegibilidad para los beneficios de jubilación.

Por eso es muy importante conocer cómo se desarrollan los trabajadores "senior" en el mercado y cómo afrontan una situación de desempleo. Por el momento, como se ha visto que porcentajes menores vuelven a empleos formales, se sabe que la posibilidad de seguir cotizando e incrementando su futura jubilación se reduce. Esto a su vez trae consigo nuevos desafíos para los hacedores de política, no solamente en pensiones sino en condiciones adecuadas y calidad de empleo para los trabajadores que tienen una edad cercana a la de la jubilación o ya se encuentran en la misma.

Mi recomendación principal es promover más aportes a la literatura sobre el mercado laboral en la tercera edad y las políticas que están buscando mejorar las condiciones de pobreza en este grupo etario. La misma está relacionada con el desarrollo de las políticas de seguridad social y éstas están enlazadas estrechamente con su estado actual del mercado laboral. Se aprecia una relación importante entre el nivel de cobertura de las jubilaciones y los niveles de pobreza de los países de la región. Al no resultar suficiente, se encuentra un porcentaje relativamente elevado de personas mayores participando en el mercado de trabajo, principalmente en el sector informal y percibiendo remuneraciones que no alcanzan para cubrir los costos de vida básicos.

Fecha de recepción: 26 de enero de 2020.

Fecha de aceptación: 12 de abril de 2020.

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC.

Referencias

1. Adams, S. (2004). Age discrimination legislation and the employment of older workers. *Labour Economics*, 11(2), 219-241.
2. Aghion, P; Algan, Y. y Cahuc, P. (2011). Civil Society and the State: The Interplay between Cooperation and Minimum Wage Regulation. *Journal of the European Economic Association*, 9(1), 3-42.
3. Albagli, E. y Barrero, A. (2015). *Tasa de desempleo y cambios demográficos en Chile*. Minuta anexa IPoM marzo 2015. Mimeo. BCCh.
4. Belloni, M. y Alessie, R. (2009). The importance of financial incentives on retirement choices: New evidence for Italy. *Labour Economics*, 16(5), 578-588.
5. Benitez-Silva, H. y Ni, H. (2010). *Job Search Behaviour of Older Americans*, Mimeo.
6. Black, D. y Liang, X. (2005). *Local Labor Market Conditions and Retirement Behavior*. Working Paper N° 2005-08, Boston College Center for Retirement Research.
7. Blake, H. y Sangnier, M. (2011). Senior Activity Rate, Retirement Incentives, and Labor Relations Economics: The Open-Access. *Open-Assessment E-Journal*, 5 (2011-8), 1-32.
8. Blau, D.M. y Gilleskie, D. (2006). Health insurance and retirement of married couples. *Journal of Applied Econometrics*, 21(7), 935-953.
9. Boockmann, B; Fries, J. y Göbel, C. (2011). Specific Measures for Older Employees and Late Career Employment. *SSRN Electronic Journal*. 10.2139/ssrn.2159817.
10. Börsch-Supan, A. (2000). Incentive effects of social security on labour force participation: evidence in Germany and across Europe. *Journal of Public Economics*, 78(1-2), 25-49.
11. Callaway, B. (2015). *Job Displacement of Older Workers During the Great Recession: Tight Bounds on Distributional Treatment Effect Parameters Using Panel Data*. Manuscrito inédito, Vanderbilt University, October.
12. Casey, B; Oxley, H; Whitehouse, E; Antoln, P; Duval, R. y Leibfritz, W. (2003). *Policies for an ageing society: recent measures and areas for further reform*. Economics Department, Working Paper N° 369. OECD.
13. Chan, S, y Stevens, A. H. (2001). Job Loss and Employment Patterns of Older Workers. *Journal of Labor Economics*, April 2001, 19(2), 484-521.

14. Coile, C.C. y Levine, P.B. (2007). Labor market shocks and retirement: do government programs matter?. *Journal of Public Economics*, 91(10), 1902-1919.
15. ----- (2011). Recessions, retirement, and social security. *American Economic Review*, 101(3), 23-28.
16. Coy, P. (2014). American workers are older than ever. *Bloomberg Business Week*. Disponible en: <http://www.businessweek.com/articles/2014-08-04/a-record-22-dot-2-percent-of-ofu-dot-s-dot-workers-are-55-or-older>
17. Denton, F. T. y Spencer, B. G. (2009). Population Aging, Older Workers, and Canada's Labour Force. *Canadian Public Policy*, 35(4), 481-492. University of Toronto Press. Recuperado en noviembre 22, 2018, de Project MUSE database.
18. Duval, R. (2003). *The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries*. OECD Economics Department, Working Paper N° 24.
19. Fetter, D. y Lockwood, L. (2018). Government Old-Age Support and Labor Supply: Evidence from the Old Age Assistance Program. *American Economic Review*, 108(8): 2174-2211.
20. Friedberg, L. y Webb, A. (2005). Retirement and the evolution of the pension structure. *Journal of Human Resources*, 40(2), 281-308.
21. García Pérez, J.I., y Sánchez Martín, A.R. (2012). *Fostering job search among older workers: the case for pension reform*. Universidad Pablo de Olavide, Working Paper N° 12.09.
22. ----- (2013). Retirement incentives, individual heterogeneity and labor transitions of employed and unemployed workers. *Labour Economics*, 20, 106-120.
23. Gruber, J. y Wise, D. (2004). *Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation*. University of Chicago Press.
24. Hairault, J-O; Langot, F. y Sopraseuth, T. (2010). Distance to retirement and older workers' employment: the case for delaying the retirement age. *Journal of the European Economic Association*, 8(5), 1034-1076, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, September.
25. Heckman, J. y Singer, B. (1985). Social science duration analysis. En J. J. Heckman y B. Singer (eds.), *Longitudinal Analysis of Labour Market Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
26. Krueger, A., y Pischke, J. (1992). The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation. *Journal of Labor Economics*, 10(4), 412-437.

27. Lancaster, T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
28. Li, Y. (2018). Paradoxical effects of increasing the normal retirement age: A prospective evaluation. *European Economic Review*, 101(C), 512-527, Elsevier.
29. Liebman, F.P; Luttmer, D. y Seif, G. (2009). Labor supply responses to marginal Social Security benefits: Evidence from discontinuities. *Journal of Public Economics*, 93(11-12), 1208-1223, ISSN 0047-2727.
30. Makarski, K. y Tyrowicz, J. (2017). *On welfare effects of increasing retirement age*. GRAPE Working Papers N° 10, GRAPE Group for Research in Applied Economics.
31. Marcel, M., y Naudon, A. (2016). *Transiciones laborales y la tasa de desempleo en Chile*. Documento de Trabajo N° 787, BCCCh.
32. Martínez, C. y Vergara, R. (2018). Caracterización del mercado laboral para el adulto mayor. *Puntos de Referencia*, 492, octubre. Disponible en: https://www.cepchile.cl/cep/site/docs/20181031/20181031111549/pder492_cmartinez_rvergara.pdf.
33. Matsukura, R; Shimizutani, S; Mitsuyama, N; Lee, S. y Naohiro, O. (2017). Untapped Work Capacity among Old Persons and Their Potential Contributions to the 'Silver Dividend' in Japan. *The Journal of the Economics of Ageing*. 12. 10.1016/j.jeoa.2017.01.002.
34. Mealli, F. y Pudney, S. (1996). Occupational pensions and job mobility in competing risks model. *Journal of Applied Econometrics*, 11(3), 293-320.
35. Morrison, R. y Villagrán, M. (2014). *Envejecimiento activo de la población chilena*. Santiago de Chile: RIL editores.
36. Neumark, D; Burn, I. y Button, P. (2015). *Is it Harder for Older Workers to Find Jobs? New and Improved Evidence from a Field Experiment*. NBER Working Paper N° w21669.
37. OECD (2015). *Pensions at a glance*. OECD Publishing
38. Ramírez, S. (2018). *Cambios en la composición etaria de la fuerza laboral y sus efectos en el desempleo: una aplicación para Chile*. Tesis PUC.
39. Staubli, S. y Zweimuller, J. (2012). *Does raising the retirement age increase employment of older workers?* University of Zurich Department of Economics Working Paper N° 20.
40. Tejada, M. (2018). Informalidad laboral en Chile. *Observatorio Económico*, 131, noviembre. Universidad Alberto Hurtado. ISSN 0719-9597.

41. Van den Berg, G.J. (2001). Duration models: specification, identification, and multiple durations. En J.J. Heckman y E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, 5, 3381-3460. North-Holland, Amsterdam.
42. Vigtel, T. (2018). The retirement age and the hiring of senior workers. *Labour Economics*, 51, 247-270, ISSN 0927-5371.

Anexo

Cuadro A1
Modelo de Riesgo Competitivo - Efectos marginales

Variables	(1)	(2)	(3)
	Competiendo empleo informal	Competiendo inactividad	Competiendo ambos
Género (hombre = 1, mujer = 0)	0.374*** (0.133)	0.576*** (0.167)	0.456*** (0.146)
Estado civil (c/pareja = 1, soltero = 0)	-0.0587 (0.0984)	-0.0688 (0.108)	-0.0563 (0.101)
Edad: 60-69 años	-0.425*** (0.122)	-0.680*** (0.154)	-0.515*** (0.132)
Edad: 70-79 años	-1.083*** (0.346)	-1.580*** (0.418)	-1.260*** (0.371)
Edad: 80-89 años	-14.72*** (2.332)	-24.14*** (3.804)	-14.64*** (2.314)
Educ. básica	0.0688 (0.167)	0.186 (0.197)	0.0634 (0.170)
Educ. secundaria	-0.151 (0.147)	-0.127 (0.166)	-0.147 (0.151)
Educ. técnica	0.136 (0.293)	0.112 (0.323)	0.139 (0.303)
Educ. superior	0.143 (0.227)	0.180 (0.251)	0.161 (0.235)
Postgrado	0.513 (0.480)	0.433 (0.532)	0.537 (0.497)
=1 Año 2004	0.0368 (0.139)	-0.0359 (0.147)	-0.0148 (0.143)
=1 Año 2006	0.132 (0.133)	0.0423 (0.143)	0.100 (0.136)
=1 Año 2009	-0.554*** (0.134)	-0.715*** (0.153)	-0.500*** (0.137)
=1 Año 2012	-0.0409 (0.239)	-0.110 (0.265)	0.0229 (0.250)
=1 Año 2015	0.490* (0.253)	0.701** (0.284)	0.532** (0.264)
Observaciones	1,720	1,720	1,720

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con base en EPS (2004-2015).

Cuadro A2
Comparación CRM vs. Cox - Efectos marginales

Variables	(1)	(2)
	CRM	Cox
Género (hombre = 1, mujer = 0)	0.456*** (0.146)	0.457*** (0.147)
Estado civil (c/pareja = 1, soltero = 0)	-0.0563 (0.101)	-0.0669 (0.104)
Edad: 60-69 años	-0.515*** (0.132)	-0.554*** (0.137)
Edad: 70-79 años	-1.260*** (0.371)	-1.356*** (0.382)
Edad: 80-89 años	-14.64*** (2.314)	-44.87*** (7.077)
Educ. básica	0.0634 (0.170)	0.177 (0.190)
Educ. secundaria	-0.147 (0.151)	-0.143 (0.158)
Educ. técnica	0.139 (0.303)	0.104 (0.307)
Educ. superior	0.161 (0.235)	0.147 (0.238)
Postgrado	0.537 (0.497)	0.351 (0.508)
=1 Año 2004	-0.0148 (0.143)	0.0475 (0.139)
=1 Año 2006	0.100 (0.136)	0.0901 (0.138)
=1 Año 2009	-0.500*** (0.137)	-0.806*** (0.153)
=1 Año 2012	0.0229 (0.250)	-0.194 (0.252)
=1 Año 2015	0.532** (0.264)	0.649** (0.267)
Observations	1,720	1,720

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia con base en EPS (2004-2015).

Cuadro A3
CRM Senior workers vs. Younger workers
Efectos marginales

Variables	(1)	(2)
	CRM +50	CRM -50
Género (hombre = 1, mujer = 0)	0.456*** (0.146)	0.272*** (0.0846)
Estado civil (c/pareja = 1, soltero = 0)	-0.0563 (0.101)	0.0277 (0.0737)
Edad: 60-69 años	-0.515*** (0.132)	
Edad: 70-79 años	-1.260*** (0.371)	
Edad: 80-89 años	-14.64*** (2.314)	
Educ. básica	0.0634 (0.170)	0.176 (0.152)
Educ. secundaria	-0.147 (0.151)	-0.136 (0.177)
Educ. técnica	0.139 (0.303)	0.114 (0.141)
Educ. superior	0.161 (0.235)	0.416** (0.199)
Postgrado	0.537 (0.497)	0.385 (0.431)
=1 Año 2004	-0.0148 (0.143)	0.00576 (0.0973)
=1 Año 2006	0.100 (0.136)	0.164* (0.0973)
=1 Año 2009	-0.500*** (0.137)	-0.694*** (0.117)
=1 Año 2012	0.0229 (0.250)	-0.443** (0.222)
=1 Año 2015	0.532** (0.264)	-0.0165 (0.252)
Observations	1,720	2,582

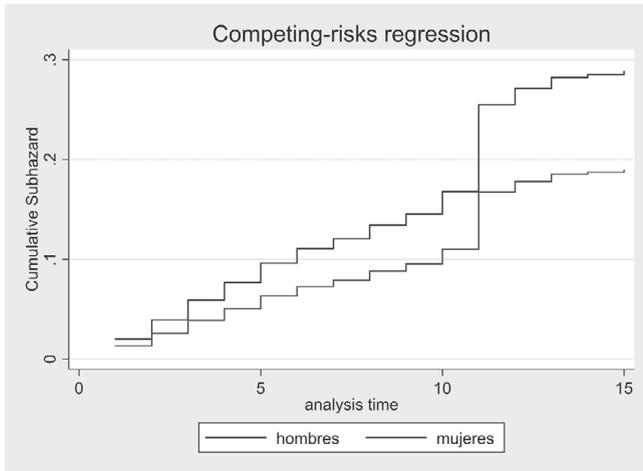
Standard errors in parentheses

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

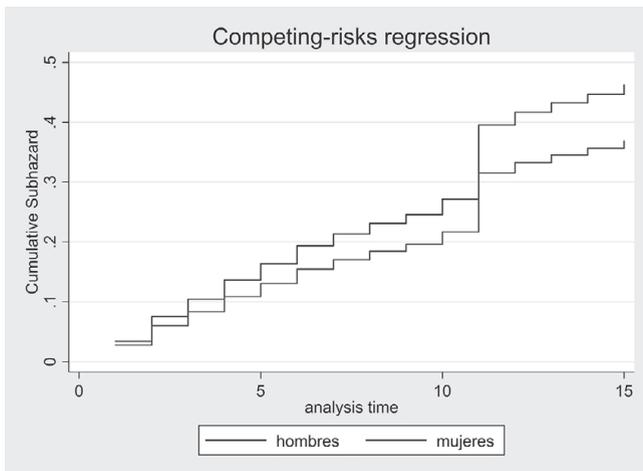
Fuente: Elaboración propia con base en EPS (2004-2015).

Comparación brechas de género entre trabajadores senior y trabajadores adultos (35 a 49 años)

Gráfico 7: Comparación entre brechas de género
Mayores de 50 años



Menores de 50 años



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 7 se comparan los *subhazard* acumulados con las brechas a nivel de género. En ambos grupos etarios se observa una diferencia: los hombres salen a un empleo formal en un periodo de 15 meses con una probabilidad de 45% (adultos) y un 30% cuando tienen más de 50 años, mientras en el caso de las mujeres es de 38% cuando tienen entre 35 y 49 años y en una edad posterior a ésta, la probabilidad es de 18%. La brecha es menor entre los más jóvenes, especialmente en los primeros meses, sin embargo, ésta se acentúa a medida que pasan los meses de desempleo.

Efecto asimétrico de la actividad económica en la liquidez del sistema financiero boliviano

Asymmetric Effect of Economic Activity on the Liquidity of the Bolivian Financial System

*Pablo Cachaga Herrera**

*José Martín Romero Cuevas***

Resumen ***

El documento de investigación analiza el efecto diferenciado de la actividad económica extractiva y no extractiva sobre la liquidez del sistema financiero boliviano para el periodo comprendido entre 2000 y 2019. Considerando el quiebre estructural de la liquidez a partir de 2009, según la prueba de estacionariedad de Andrews y Zivot, el análisis distingue entre regímenes de alta y baja liquidez utilizando la “Metodología de vectores autoregresivos estructurales por umbrales”. Las funciones impulso-respuesta muestran que un shock positivo en la actividad económica genera incrementos diferenciados en el excedente de encaje según el tipo de actividad y régimen de liquidez. El análisis también permitió evidenciar mayor coherencia entre los movimientos esperados en el excedente de encaje y cambios de las variables asociadas a la política monetaria en el régimen de alta liquidez.

Palabras clave: Bolivia; política monetaria; excedente de liquidez; actividad económica extractiva y no extractiva; modelo VAR estructural por umbrales.

* Contacto: pcachaga@gmail.com

** Contacto: jmromerocuevas90@gmail.com

*** El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete a las instituciones donde desarrollan sus actividades.

Abstract

The research document analyzes the differentiated effect of extractive and non-extractive economic activity on the liquidity of the Bolivian financial system from 2000 to 2019. Considering the structural breakdown of liquidity from 2009 according to the Andrews and Zivot stationarity test, the analysis distinguishes between high and low liquidity regimes using the Structural Threshold Vector Autoregression methodology (TVAR). The impulse-response functions show that a positive shock in economic activity generates differentiated increases in liquidity surplus according to the type of activity and liquidity regime. The analysis also revealed greater coherence between the expected movements in the liquidity surplus and changes in the variables associated with monetary policy in the highly liquid regime.

Keywords: Bolivia; monetary policy; liquidity surplus; extractive and non-extractive economic activity; Structural Threshold Vector Autoregression Model.

Clasificación/Classification JEL: E52, E65, E23, C32.

1. Introducción

La Constitución Política del Estado establece en su artículo 327, como función de la autoridad monetaria, mantener la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda, para contribuir al desarrollo económico y social. Asimismo, en el artículo 328 se disponen como sus atribuciones determinar y ejecutar la política monetaria, así como ejecutar la política cambiaria, además de regular el sistema de pagos, autorizar la emisión de la moneda y administrar las reservas internacionales. Bajo estos antecedentes, el Banco Central de Bolivia (BCB) tiene definido su objetivo de preservar la estabilidad de los precios, siendo éste también un medio para contribuir al crecimiento económico, el aumento del empleo y la disminución de la pobreza.

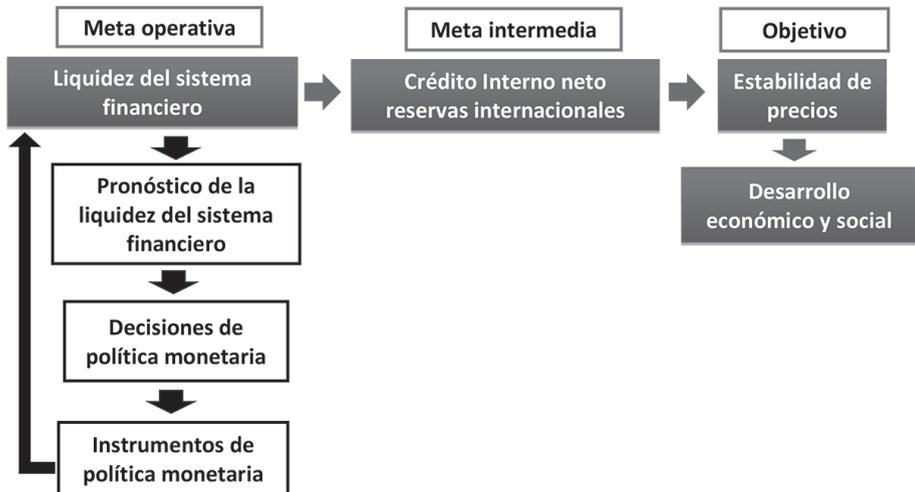
Para el control de la inflación, el BCB utiliza como meta operativa la liquidez del sistema financiero, la cual tiene como variable proxy el excedente de encaje legal, que es el resultado de la diferencia entre el encaje constituido y el requerido¹. En este sentido, el presente documento

¹ Basilea III define a la liquidez como los activos líquidos de alta calidad y libres de cargas, que pueden convertirse fácil e inmediatamente en efectivo en los mercados privados.

de investigación tiene el objetivo de analizar los factores determinantes de la liquidez para el sistema financiero boliviano desde una perspectiva dinámica, dadas las relaciones de bicausalidad existentes entre el sistema de variables que determinan el comportamiento de la liquidez.

El BCB administra la política monetaria con metas intermedias de cantidades (límites a la expansión del crédito interno neto), las cuales se ejecutan por medio de su meta operativa (Esquema 1).

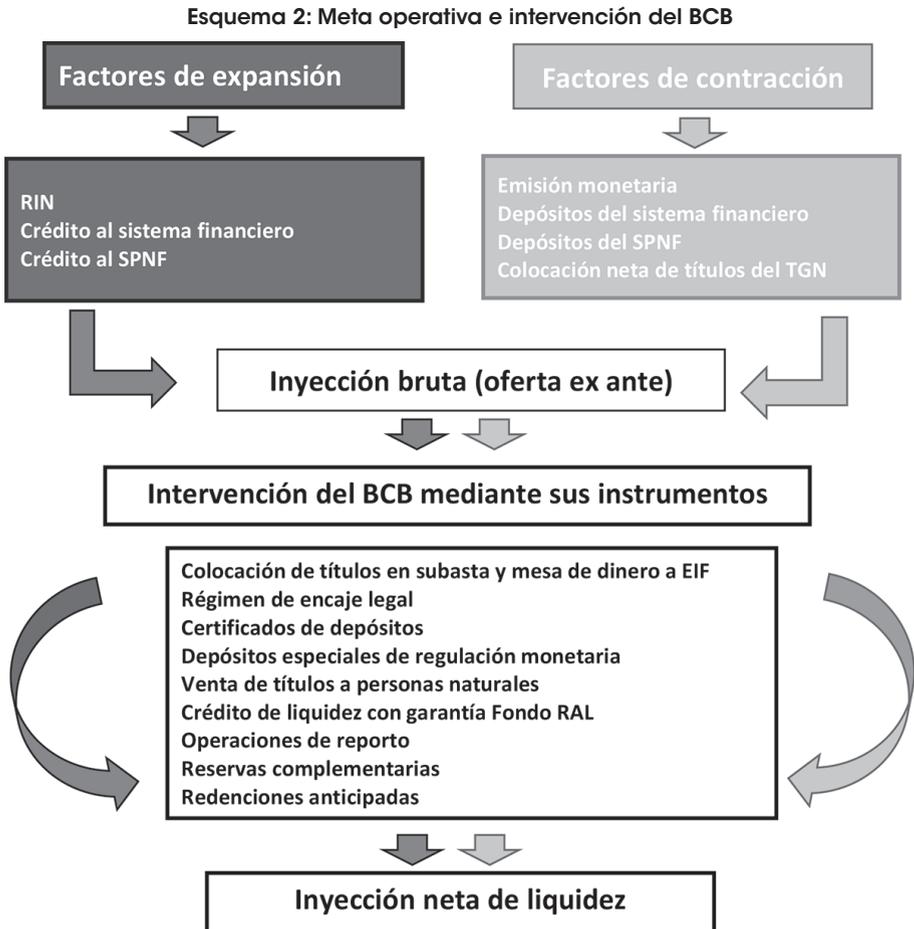
Esquema 1: Pronóstico de la liquidez e instrumentación de la política monetaria



Fuente: Adaptado de Orellana, Lora, Mendoza y Boyan (2000).

Como se observa en el anterior esquema, una de las principales variables para la toma de decisiones de política monetaria es el pronóstico de la liquidez, es decir, el ente emisor decide ser expansivo o contractivo de acuerdo al panorama de la liquidez futura. El BCB trabaja sobre la meta operativa (liquidez del sistema financiero), la cual es resultado de dos factores fundamentales: 1) factores de expansión, los cuales están determinados por las reservas internacionales netas (RIN), los créditos al sector público no financiero (SPNF) y al sector financiero, y 2) factores de contracción, en los cuales la emisión monetaria, los depósitos del SPNF, del sistema financiero y la colocación de títulos del Tesoro General de la Nación (TGN) tienen una participación importante. La diferencia de los factores de contracción y

expansión da como resultado la inyección bruta (oferta *ex ante*), sobre la cual la autoridad monetaria toma decisiones de política monetaria, instrumentándola mediante operaciones de mercado abierto (OMA), encaje legal, entre otros, para finalmente alcanzar la inyección neta que se considere adecuada para alcanzar la meta intermedia y cumplir con los objetivos finales de inflación y crecimiento económico (Esquema 2).



Fuente: Adaptado de Orellana *et al.* (2000).

El efecto de las variables financieras (créditos y depósitos del sistema financiero), externas (RIN) y fiscales (créditos y depósitos del SPNF y colocación neta de títulos del TGN) sobre

la liquidez del sistema financiero es explicado en el anterior cuadro. Sin embargo, hasta la fecha la literatura existente no ha profundizado en el análisis del efecto que tiene el sector real sobre la dinámica de la liquidez. Por esta razón, el presente documento tiene como objetivo analizar el efecto de la actividad económica sobre los movimientos del excedente de encaje legal del sistema financiero², para el periodo comprendido entre 2000 y 2019.

Es importante mencionar que la participación del Estado en actividades extractivas y del sector privado en actividades no extractivas determinan diferentes flujos económicos, en términos de magnitud y temporalidad, que impactan de forma diferenciada en el sistema financiero. Para abordar adecuadamente esta caracterización de la economía boliviana el presente documento realiza un análisis diferenciando entre actividad extractiva y no extractiva y sus efectos sobre la dinámica de la liquidez del sistema financiero. Asimismo, el incremento sustancial que tuvo el excedente de encaje en la última década, no solo en términos absolutos, sino también en relación al tamaño de la economía y los depósitos del sistema financiero, motivó a que se recurra a la “Metodología de vectores autoregresivos estructurales por umbrales” (TSVAR³) para la estimación de los efectos de los determinantes de la liquidez sobre dicha variable.

El documento se divide de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza la revisión de la literatura relacionada a los determinantes del excedente de liquidez; en la sección 3 se detalla el comportamiento observado de las variables determinantes del nivel de excedente de liquidez en la economía boliviana; en la sección 4 se explica la metodología y los datos utilizados para las estimaciones realizadas; en la sección 5 se presentan los resultados obtenidos; y en la sección 6 se dan a conocer las conclusiones y recomendaciones.

2. Revisión de la literatura

Diversos documentos de investigación, si bien no emplean la metodología de estimación utilizada en el presente documento, evidencian que la actividad económica es un factor importante para determinar el excedente de liquidez; a continuación, se detallan dichos trabajos.

2 En el presente documento se denomina liquidez del sistema financiero al excedente de encaje legal, por lo cual el uso de ambos términos es indistinto.

3 *Threshold Structural VAR*, TSVAR.; por su sigla en inglés.

Agénor, Aizenman y Hoffmaister (2004) evalúan la demanda por exceso de liquidez de los bancos comerciales de Tailandia para el periodo 1992-1998 (datos mensuales), utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Entre sus variables fundamentales se encuentran el coeficiente de variación del ratio Producto Interno Bruto (PIB) y PIB tendencial, los cuales son una proxy de la estabilidad macroeconómica. Asimismo, utilizan el logaritmo del ratio del PIB y PIB tendencial, los cuales son una proxy a los cambios existentes en la demanda por dinero.

Saxegaard (2006) examina el exceso de liquidez en los países de África subsahariana, para el periodo 1992-2003 (datos trimestrales), considerando los factores que conducen a las entidades bancarias a acumular liquidez, tanto de forma voluntaria como involuntaria. Para dicho análisis, el autor utiliza la metodología de variables instrumentales, y entre sus determinantes se encuentran la brecha del producto y promedios móviles de la desviación estándar de dicha variable, las cuales son aproximaciones a la estabilidad macroeconómica.

Vodová (2011) analiza los determinantes de la liquidez del sistema bancario comercial de Eslovaquia mediante datos panel para el periodo 2001-2010. Sus resultados muestran que la liquidez aumenta con el crecimiento del producto, donde los prestatarios reducen su deuda durante las fases de expansión y aumentan la demanda de préstamos en periodos de recesión. Este hecho, según Vodová, es también la razón por la cual los bancos tienden a prestar más y, por lo tanto, disminuyen su liquidez incluso en periodos de mayor desempleo y menor rentabilidad.

Anderson (2011), examina las tendencias de las reservas excedentes de bancos en Jamaica durante el período comprendido entre 1998 y 2010 (datos trimestrales). Utiliza el método Autoregressive - Distributed Lag (ARDL), uno de cuyos fundamentos es la brecha del producto como proxy a los cambios en la demanda de dinero y la volatilidad del ingreso.

Deléchat, Henao, Muthoora y Vtyurina (2012), utilizando un panel con datos anuales de aproximadamente 100 bancos comerciales de la región, encuentran que la demanda de liquidez precautoria se asocia con medidas del tamaño del banco, la rentabilidad, la capitalización, la dolarización y el desarrollo financiero. La metodología utilizada es MCO y Método Generalizado de Momentos (GMM), y entre sus variables macroeconómicas fundamentales se encuentra el crecimiento real de la economía.

Karkowska (2015) busca los determinantes de la liquidez de bancos en 42 países (países avanzados y emergentes/en desarrollo) para el período 2000-2011 mediante datos panel y el método GMM (Datos anuales). Los resultados muestran la importancia de las diferencias en la liquidez global, dependiendo del nivel de desarrollo del país; entre sus variables fundamentales toma al crecimiento del PIB real, como factor macroeconómico.

Godfrey, Akume y Nkwetta (2017) examinan el impacto del exceso de liquidez de los bancos comerciales de Nigeria en el desenvolvimiento de dichas entidades para el periodo 1990-2016 (datos anuales). Los autores utilizan un modelo VAR que incorpora la diferencia logarítmica del PIB, para analizar el desempeño de la actividad económica.

Para el caso boliviano, Cernadas (2013) analiza los determinantes del excedente de reservas bancarias depositadas de forma voluntaria e involuntaria en la autoridad monetaria para el periodo 2002-2011 (datos mensuales). Para lo anterior, utiliza la metodología GMM, y entre sus variables determinantes toma en cuenta la volatilidad del Índice Global de Actividad Económica (IGAE) y la brecha del IGAE, las cuales son proxys de la estabilidad macroeconómica.

Como se pudo observar, varios de los trabajos toman como variable explicativa de la liquidez del sistema financiero la actividad económica que está vinculada al sector real de la economía (crecimiento, volatilidad, brecha del PIB). Por lo anterior queda claro que la dinámica del producto tiene efecto sobre la liquidez del sistema financiero.

Asimismo, sectores como el financiero, externo, monetario y fiscal tienen efectos sobre el nivel de liquidez; ante un shock positivo de sus determinantes, los efectos sobre el nivel de liquidez son diferentes. Frente a incrementos en los depósitos, se observa un aumento de la liquidez (tiene el mismo efecto de incrementos en la tasa pasiva); sin embargo, ocurre lo contrario cuando se incrementan los créditos, debido a que se resta liquidez del sistema financiero y sucede lo mismo cuando las tasas activas incrementan, porque se desincentiva la demanda de créditos de los agentes económicos. Por su parte, la política monetaria, representada mediante el encaje legal y tasa de política monetaria, indica que, ante aumentos de las mismas, la liquidez disminuye. Por otro lado, aumentos de las RIN generan mayores ingresos de divisas a la economía, que pueden transformarse en depósitos y aumentar la liquidez. En algunos casos, estas divisas suelen trasladarse a los depósitos del sector público (este hecho se da particularmente en Bolivia, debido a que gran parte de las exportaciones

corresponden a empresas públicas, como el caso de YPFB), disminuyendo la liquidez. Por último, el sector fiscal afecta a la liquidez mediante los créditos y depósitos del SPNF: cuando aumentan los depósitos del sector público (debido a mayores ingresos que gastos o mayor endeudamiento) disminuye la liquidez, ya que disminuyen los recursos del sistema financiero para ser trasladados al sector público; empero, ocurre lo contrario cuando se otorga un crédito al SPNF, ya que mediante el gasto público estos recursos ingresan al sistema financiero, incrementando la liquidez (Cuadro 1).

Cuadro 1
Efectos esperados de un shock positivo de los determinantes
sobre la liquidez del sistema financiero

Sectores	Variables	Sentido esperado	Justificación
Sector real	Crecimiento del producto	(+)	Mayor dinámica del producto genera mayores ingresos en la economía, derivando en incremento de la liquidez del sistema financiero.
	Brecha del producto		
	Volatilidad del producto		
Sector financiero	Depósitos del sistema financiero	(+)	La mayor volatilidad de los depósitos obliga a los bancos a mantener activos más líquidos para protegerse contra los retiros inesperados de depósitos.
	Créditos del sistema financiero	(-)	Mayor colocación de créditos en el sistema financiero reduce la liquidez del sistema financiero.
	Tasa activa del sistema financiero	(+)	Aumentos en la tasa activa del sistema financiero reduce el incentivo a los agentes económicos a solicitar un crédito, lo cual genera acumulación de la liquidez.
	Tasa pasiva del sistema financiero	(+)	Aumentos en las tasas pasivas del sistema financiero derivan en la mayor acumulación de depósitos y por lo tanto mayor nivel de liquidez.
Sector monetario	Tasa de encaje legal	(-)	Aumento en el requerimiento de encaje legal disminuye la liquidez del sistema financiero.
	Tasa de política monetaria	(-)	Aumento de la tasa de política monetaria (posición contractiva del ente emisor); disminuye la liquidez, ya que la misma incentiva a una mayor colocación de créditos al no tener mayores alternativas de inversión.
Sector externo	Reservas Internacionales netas	(+)	Aumento de las reservas internacionales netas se traduce en incrementos del flujo de divisas, lo que puede traducirse en aumento de los depósitos en ME y por lo tanto mayor liquidez.
	Tipo de cambio	(+)	Una devaluación del tipo de cambio puede generar un aumento de los depósitos en moneda extranjera.
Sector público	Depósitos del sector público	(-)	Un aumento de los depósitos del sector público reduce la liquidez, debido a que se trasladan recursos del sector privado a las arcas del Estado mediante impuestos o mediante la colocación de bonos (se debe tomar el efecto neto; ingresos menos gastos).

Fuente: Elaboración propia.

3. Hechos estilizados

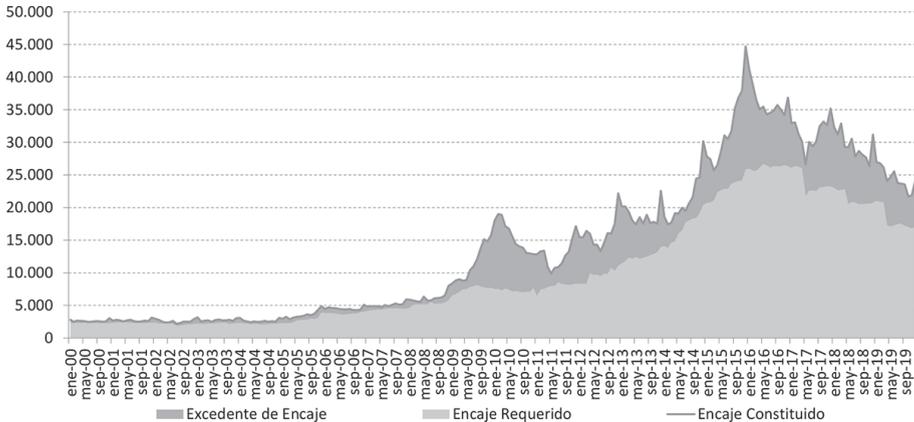
3.1. Comportamiento del excedente de liquidez

El excedente de liquidez del sistema financiero aumentó sustancialmente desde 2009. En años precedentes a dicha gestión esta variable en promedio se situaba en Bs. 560 millones (2000-2008), mientras que en las gestiones siguientes alcanzó un promedio alrededor de los Bs. 6.792 millones (2009-2019). Se puede atribuir como uno de los generadores de este acontecimiento al cambio de orientación de la política monetaria de contractiva a expansiva por parte del BCB, para contrarrestar efectos negativos sobre la actividad económica interna debido a la crisis financiera internacional en 2008, ya que este hecho generó incertidumbre respecto al ritmo de crecimiento de la actividad económica⁴. Según Todd (2013), desde el inicio de la crisis financiera, el excedente de liquidez se incrementó en varios países, como E.E.UU. y países europeos, y no solo en economías en desarrollo como Bolivia. En la misma línea, Deléchat *et al.* (2012) mencionan que en la mayoría de los países de América Latina la liquidez de la banca comercial se encuentra por encima de los requisitos legales o prudenciales.

Los saldos de excedente de encaje se incrementaron aún, con subidas en las tasas de encaje legal. La dinamización de la economía y del sector financiero en particular generaron que los depósitos del público se incrementen de manera importante, lo que determinó que se registren aumentos no solo en los saldos de excedente de encaje sino también en los saldos del encaje requerido (Gráfico 1). No obstante, este último redujo su participación en el encaje total: en el periodo 2000-2008 el encaje requerido tenía una participación de 84% del encaje constituido, mientras en el último periodo, 2009-2019, el encaje requerido disminuyó su participación a 69% del encaje constituido. A partir de 2017 se registraron episodios de disminución de la liquidez, sin embargo, el BCB utilizó instrumentos de política monetaria que lograron restablecer el excedente de encaje a niveles adecuados, como la reducción de la tasa de encaje legal en ME en tres ocasiones (reducción de 66.5% a 31.5%), la disminución de las tasas de OMA en todos los plazos cercanas a cero y la creación de fondos (CPVIS), entre otros.

⁴ En efecto, en el "Informe de política monetaria" del segundo semestre de 2009, el BCB indica que "Las políticas del BCB proveyeron la liquidez necesaria para apuntalar el dinamismo de la economía".

Gráfico 1: Encaje legal, 2000-2019 (en millones de bolivianos)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Bolivia.

Si bien el incremento de la liquidez del sistema financiero beneficia a la estabilidad financiera, como indican Deléchat *et al.* (2012), cuando esta variable se encuentra en niveles muy elevados podría obstaculizar la profundización financiera y la política monetaria al dificultar sus mecanismos de transmisión (Gray, 2011). Por otro lado, el exceso de liquidez podría entorpecer el desarrollo de los mercados interbancarios y de dinero; asimismo, se denota en algunos casos que los bancos acumulan reservas en exceso para afrontar posibles problemas futuros de liquidez (Diamond y Dybvig, 1983; Diamond y Rajan, 2001 y 2005). Si bien la liquidez puede incrementar sustancialmente, un factor importante es determinar si la misma es voluntaria o involuntaria. Para el caso boliviano, gran parte del excedente de liquidez es voluntaria (Cernadas, 2013), en este sentido, la política monetaria no pierde su efectividad. Por otro lado, se puede señalar que la bolivianización ha favorecido los mecanismos de transmisión de la política monetaria; asimismo, el crédito creció permanentemente, por lo que los niveles elevados de liquidez no generaron las posibles dificultades señaladas. No obstante, queda profundizar en un estudio posterior acerca de un nivel de liquidez óptimo.

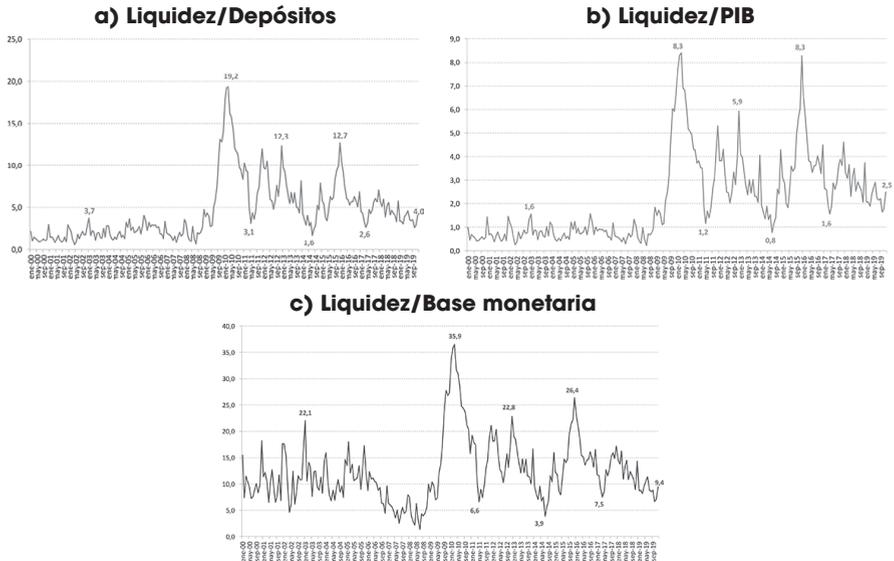
La liquidez también se incrementó en términos relativos. El excedente de encaje en relación a los depósitos del sistema financiero antes de 2009 se situaba en promedio en torno al 3.7%, pero luego de 2009 este ratio se incrementó sustancialmente, hasta alcanzar un máximo de

19.2%, para luego decrecer gradualmente con algunas fuertes oscilaciones y mantenerse en promedio en 7.2% (Gráfico 2a).

Por otro lado, la liquidez respecto al PIB muestra la participación del excedente de encaje legal respecto a los ingresos de la economía nacional. En el escenario anterior al año 2009 se situó en 1.6%, para luego más que duplicarse, llegando hasta 3.5% entre 2009-2019. Dicho aumento en el ratio muestra que el crecimiento de la liquidez no se debe simplemente al aumento del ingreso nominal (Gráfico 2b).

Por último, se relaciona la liquidez con la base monetaria, ya que la misma es una fuente de alimentación de la liquidez. Es decir, el incremento sustancial de la liquidez podría deberse a incrementos de igual o mayor magnitud de la base monetaria, siempre y cuando el BCB no intervenga para esterilizar estos incrementos. Para el periodo 2009-2019, la liquidez se situó en promedio en 15.5% de la base monetaria, superior al 9.4% registrado entre 2000-2008 (Gráfico 2c).

Gráfico 2: Indicadores de liquidez, 2000-2019 (en porcentaje)

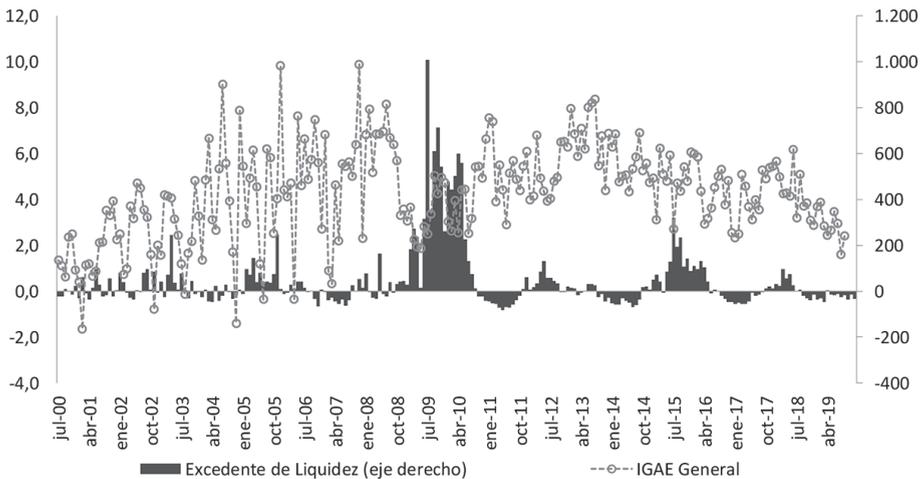


Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Bolivia e Instituto Nacional de Estadística.

3.2. Relación de la actividad económica y la liquidez del sistema financiero

La variación interanual del IGAE, antes del incremento sustancial del excedente de liquidez, registró fuertes variaciones hasta finales de 2009; las mismas tuvieron una desviación estándar de 2.5 puntos porcentuales superior a la observada en el periodo 2009-2019, donde solo alcanzó a 1.5. Por otro lado, un aspecto que llama la atención es que antes del incremento importante de la liquidez, el dinamismo de la actividad económica se vio reducido gradualmente (entre julio de 2008 y marzo de 2009). Es en este sentido que el crecimiento del PIB de 2009 alcanzó a 3.2%, muy por debajo del tendencial observado entre 2006-2019. Asimismo, es importante destacar que después de 2013 la variación del IGAE fue moderada con tendencia a la baja, hasta alcanzar un nivel similar al de 2009 (Gráfico 3).

Gráfico 3: Variación interanual del excedente de liquidez e IGAE, 2000-2019 (en porcentaje)



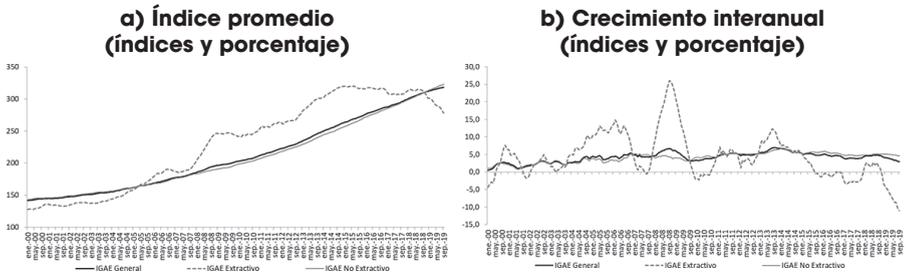
Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Bolivia e Instituto Nacional de Estadística.

Para realizar un análisis diferenciado según el tipo de actividad económica, se ha descompuesto el IGAE en extractivo y no extractivo. El índice promedio del IGAE extractivo ha registrado un incremento más fuerte que el IGAE general y no extractivo a partir de 2006; empero a partir de 2015 ha cambiado su tendencia, hasta situarse por debajo del IGAE general, aspecto que denota la fuerte contracción del sector hidrocarburífero (Gráfico 4a). El crecimiento interanual del IGAE extractivo muestra una de sus variaciones más fuertes a

finales de 2008 y un descenso creciente a partir de 2015 (Gráfico 4b). El IGAE no extractivo tiene un comportamiento mucho más moderado y similar al IGAE general. A partir de 2006, el IGAE extractivo, que contiene a los sectores de minería e hidrocarburos, tiene una elevada participación estatal y responde más al contexto económico internacional. En el primer caso, las exportaciones mineras se destinan principalmente a los países asiáticos (China, Corea del Sur y Japón) y en el segundo a los mercados de Brasil y Argentina.

En cambio, el IGAE no extractivo tiene una participación mayoritaria del sector privado y responde a impulsos fiscales y monetarios direccionados a estimular la demanda interna. Los sectores que más dinámica registraron en los últimos años fueron electricidad, gas y agua, construcción y obras públicas, servicios financieros y administración pública. Tales diferencias implican que los recursos generados por dichos sectores impactan de forma distinta en la liquidez del sistema financiero. En el caso de la actividad extractiva, los recursos se acumulan inicialmente en cuentas públicas (contracción de la liquidez); solo cuando se empieza a ejecutar el gasto público dichos recursos se dirigen al sistema financiero (incremento de la liquidez). En cambio, en el caso de la actividad no extractiva, los recursos se acumulan directamente en el sistema financiero (incremento de la liquidez).

Gráfico 4: IGAE general, extractivo y no extractivo, 2000-2019



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

4. Datos y metodología de estimación

4.1. Variables y datos

Para la estimación del modelo se utilizan datos con frecuencia mensual para el periodo 2000-2019. Para medir la dinámica de la actividad económica se consideró el IGAE calculado por el

Instituto Nacional de Estadística (INE). Para diferenciar los efectos según el tipo de actividad económica, se calcularon dos índices; en base a las ponderaciones de cada sector se calculó un índice extractivo que incluye a los sectores de petróleo y gas y al de minerales. Asimismo, se calculó un índice no extractivo, incorporando al resto de sectores incluidos en el IGAE⁵.

Por el lado del sistema financiero, se consideró la información de la cartera total destinada al sector privado y los depósitos totales (depósitos vista, caja de ahorro, a plazo fijo y otros depósitos) de los agentes económicos. Dicha información contiene las operaciones en moneda tanto nacional como extranjera, calculada por el BCB según los reportes de las entidades de intermediación financiera (EIF). Para medir la liquidez del sistema financiero, se consideró el excedente total de encaje legal (títulos y efectivo), es decir, la diferencia entre el encaje constituido en el BCB y el requerido a las EIF según lo dispuesto por el ente emisor. Asimismo, como variable que permita apreciar el cambio de régimen en la liquidez del sistema financiero se incluyó el ratio excedente de liquidez sobre el PIB. Respecto a las variables de política monetaria, se incluyó un ponderado de las tasas de interés para los títulos valor del BCB a 51 semanas. Asimismo, se incorporó una tasa ponderada de encaje legal para los depósitos de las EIF. En el modelo econométrico, todas las variables nominales se encuentran deflactadas por el índice de precios al consumidor, a excepción de los ratios y tasas de interés.

Considerando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, la mayoría de las variables son integradas de orden uno (anexo 1); por tanto, para las estimaciones se utilizaron diferencias logarítmicas para el índice extractivo, índice no extractivo, créditos, depósitos y excedente de encaje; y variaciones en puntos porcentuales para la tasa ponderada de los títulos de regulación monetaria y la tasa ponderada de encaje legal. El ratio entre el excedente de liquidez y PIB se incluye en niveles.

4.2. Metodología: Modelo VAR estructural por umbrales

Como se describió en la sección de revisión de literatura, para el caso boliviano, Cernadas (2013), mediante la metodología GMM, encuentra los determinantes del ratio de excedente de encaje legal. El presente documento se centra en analizar los factores de la liquidez desde

⁵ El resto de sectores incluye: agricultura, industria, electricidad, gas y agua, construcción, comercio y transporte, comunicaciones, administración pública y otros servicios. No se incluyó a los establecimientos financieros, puesto que su dinámica se determina en parte por los depósitos y cartera del sistema financiero, variables incluidas de manera diferenciada en el modelo estimado.

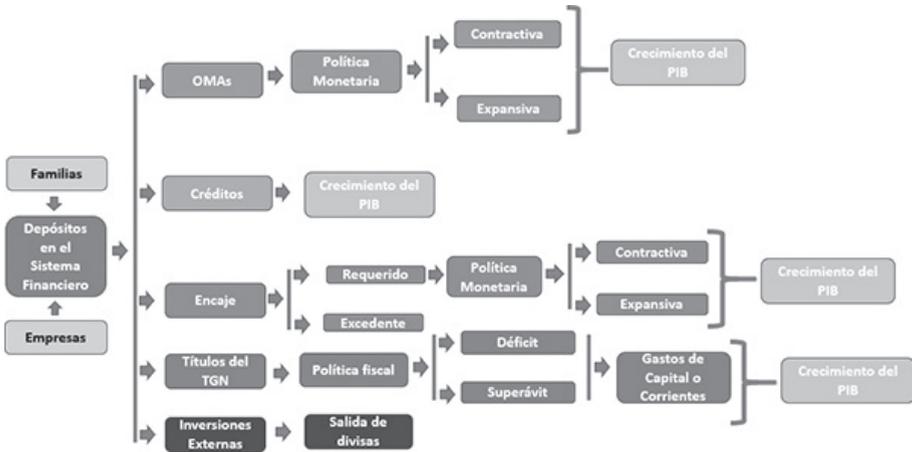
una perspectiva dinámica, dadas las relaciones de bicausalidad existentes entre el sistema de variables que determinan el comportamiento de la liquidez.

Para el caso de las variables de interés del presente trabajo, es necesario entender cómo estas interactúan en la economía. Inicialmente el sistema financiero captura los recursos excedentarios de las familias y hogares (ingresos que dependen de la actividad económica) y los traslada a otros agentes económicos (Esquema 3):

- ♦ En escenarios de alta liquidez, estos recursos pueden ser capturados por el Banco Central mediante operaciones de mercado abierto, y con su política monetaria contractiva afectar la dinámica del producto.
- ♦ El sistema financiero puede trasladar sus depósitos a créditos de consumo, vivienda, productivo u otros, y afectar positivamente el crecimiento del PIB.
- ♦ En escenarios donde existe una liquidez baja, el Banco Central, mediante la disminución de la tasa de encaje legal, puede inyectar más recursos a la economía, generando que la misma se dinamice.
- ♦ Por su parte, el sector público puede hacer uso de los depósitos privados mediante la colocación de títulos; la magnitud dependerá de las necesidades de financiamiento del déficit fiscal. Estos recursos se destinan a gasto corriente o de capital y tienen efectos sobre el crecimiento del producto.
- ♦ Por último, los depósitos en el sistema financiero también pueden ser invertidos en el exterior, teniendo un efecto ambiguo sobre el crecimiento del producto.

Como se puede observar en los ejemplos anteriores, los ingresos de los agentes económicos son afectados por las variaciones en el crecimiento del PIB, generándose un círculo de relaciones. Similares razonamientos se pueden realizar para otras variables que influyen en el excedente de liquidez.

Esquema 3: Relaciones existentes entre las variables que determinan la liquidez



Fuente: Elaboración propia

Por otro lado, como se señaló en la sección de hechos estilizados, el excedente de liquidez del sistema financiero se incrementó de manera importante en los últimos años, no solo en términos nominales, sino también en relación al PIB y los depósitos del sistema financiero. Respecto a dicho comportamiento, la prueba de estacionariedad de Andrews y Zivot para el ratio excedente de encaje y PIB permite establecer que esta variable sufre un cambio estructural a partir de mayo de 2009, según la especificación *Innovation Outlier* (IO), y en marzo de la misma gestión, según la especificación *Additive Outlier* (AO) (Cuadro 2).

Cuadro 2
Prueba de estacionariedad con quiebre estructural de Andrews y Zivot para el ratio excedente de encaje y PIB

H1	Estacionaria con quiebre en intercepto		Tendencia estacionaria con quiebre en intercepto		Tendencia estacionaria con quiebre en intercepto y tendencia		Tendencia estacionaria con quiebre en tendencia	
	Estadístico-t	Fecha de quiebre	Estadístico-t	Fecha de quiebre	Estadístico-t	Fecha de quiebre	Estadístico-t	Fecha de quiebre
Especificación IO	-7.157***	2009M05	-7.224***	2009M05	-7.307***	2009M05	-4.994**	2011M09
Especificación AO	-6.512***	2009M03	-6.289***	2009M03	-6.242***	2009M03	-5.014***	2011M07

Fuente: Elaboración propia.

Notas: H0, la variable tiene raíz unitaria.

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5% y * significativo al 10%.

Este quiebre en el ratio de excedente de encaje y PIB se asociaría a factores como el fuerte shock externo positivo recibido por la economía boliviana hasta finales de la gestión 2008 (reflejado en la dinámica del IGAE extractivo), así como a las políticas fiscales y monetarias por lo general expansivas, en los años posteriores. En este sentido, los resultados obtenidos por el test de Andrew y Zivot implican que las estimaciones econométricas que involucren el excedente de encaje legal (liquidez del sistema financiero) deben tratar de forma adecuada su no linealidad. Existen varias metodologías que permiten abordar series de tiempo con quiebre estructural (Balke y Chang, 1995), estimando relaciones según regímenes de las mismas. En el presente documento se utiliza la “Metodología de vectores autoregresivos estructurales por umbrales” (TSVAR), para ecuaciones con un rezago; estos modelos se pueden representar de la siguiente forma:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L) Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L) Y_{t-1}) I(c_t > \gamma) + u_t \quad (1)$$

En la ecuación anterior, Y_t es un vector columna que agrupa a las variables del sistema; A^1 y A^2 son las matrices que agrupan los coeficientes de las relaciones estructurales contemporáneas del modelo identificados de forma recursiva, es decir, según el ordenamiento de causalidad que se le imponga; los superíndices indican el régimen al cual corresponde cada matriz; $B^1(L)$ y $B^2(L)$ son las matrices de polinomios de rezagos diferenciados según regímenes; finalmente, $I(c_t > \gamma)$ es el indicador del régimen en el cual se encuentra el sistema, es igual a 1 siempre que $c_t > \gamma$ y 0 en otro caso, es decir, c_t es la variable de umbral⁶ cuyo comportamiento determina los regímenes del sistema.

Para la estimación se utilizó el *add-in* de Eviews 9 de Davaajargal Luvsannyam, creado en base al paper de Balke (2000)⁷. Como variable umbral se consideró al ratio excedente de encaje y PIB; los resultados según los estadísticos Sup-Wald, Avg-Wald y Exp-Wald rechazan la hipótesis nula de linealidad (Cuadro 3), pudiéndose establecer por tanto que el sistema tiene dos regímenes, dados por los niveles de la variable umbral seleccionada. Asimismo, los regímenes estimados coinciden de forma muy cercana con los resultados obtenidos según la

6 $c_t = \frac{\text{Excedente de encaje}}{\text{PIB}}$

7 Para mayores detalles metodológicos de los modelos TSVAR, ver el anexo 2.

prueba de estacionariedad con quiebre estructural de Andrews y Zivot, es decir, a partir de 2009 existe un régimen de “alta liquidez”, mientras que los meses precedentes (salvo pocas excepciones) corresponden a un régimen de “baja liquidez” (Gráfico 5).

Cuadro 3
Prueba de umbral para el ratio excedente de encaje y PIB

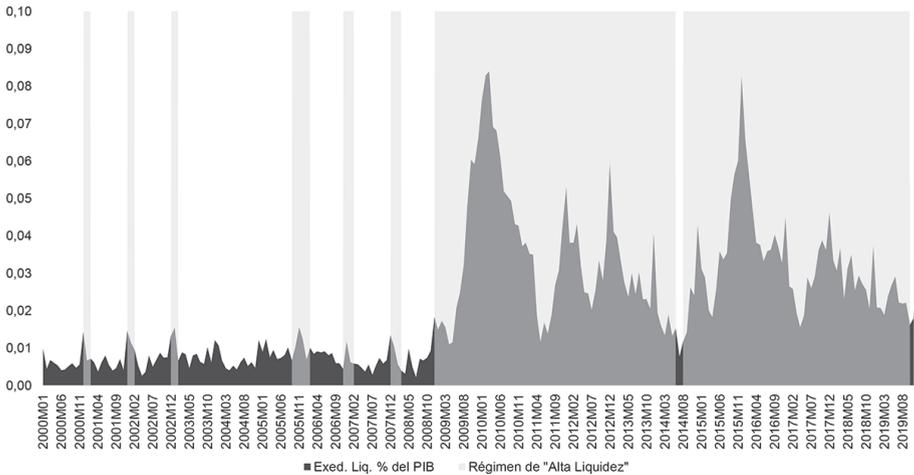
H0: Linealidad			
Valor umbral estimado	Estadísticos		
	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald
0,008	279,25***	211,02***	136,07***

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estimado según especificación MA (2) para la variable de umbral.

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5% y * significativo al 10%.

Gráfico 5: Regímenes del ratio excedente de encaje y PIB (en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Para estimar el VAR Estructural se recurrió a la identificación recursiva, es decir, se asumió que existe una cadena temporal secuencial en la causalidad de las variables⁸. Se consideraron como las variables más exógenas a la actividad extractiva y no extractiva, puesto que ningún cambio en el resto de variables del sistema puede afectar a la actividad económica en el mismo mes. Al respecto, si bien los créditos pueden incrementar la producción, lo hacen con posterioridad al shock en los préstamos, debido al periodo de maduración que tienen los proyectos de inversión. Asimismo, las variables de política monetaria normalmente afectan a las variables del sector real con cierto rezago⁹.

Posteriormente se incluyeron las variables del sistema financiero que determinan el comportamiento del excedente de liquidez, en el entendido de que es posible que, en un mismo mes, cambios en la actividad económica puedan generar mayores recursos en la economía, que se podrían traducir en mayores depósitos del público. Asimismo, dada la temporalidad de la intermediación financiera (se requieren captaciones previas a la otorgación de préstamos) se consideraron a los depósitos más exógenos que los créditos. Respecto las variables del excedente de encaje (el excedente como tal y su ratio respecto al PIB), se incluyeron de forma posterior a los créditos y depósitos, dado que movimientos en el mismo mes de estas dos variables financieras pueden afectar directamente a la liquidez.

Finalmente, se incluyeron las variables asociadas a la política monetaria, como ser la tasa de interés de los títulos de regulación monetaria y la tasa de encaje legal, puesto que es razonable asumir que los hacedores de política toman sus decisiones conociendo la dinámica de las variables, tanto del sector real como del sector financiero. Matricialmente, las restricciones se pueden representar de la siguiente forma:

8 Para el ordenamiento de las variables se tomó como referencia el trabajo de Popescu (2012), en el cual, para evaluar los mecanismos de transmisión de la política monetaria de Rumania, se utiliza un modelo SVAR que ordena las variables según su exogeneidad de la siguiente forma: producto, variables monetarias financieras y variables de política monetaria. A su vez, el mencionado documento sigue la línea de trabajos previos como Gerlach y Smets (1995).

9 Para la estimación de la ecuación 1 se utilizó un rezago, lo cual es consistente con las variables analizadas que se encuentran expresadas en términos de crecimiento interanual.

$$Ae = u \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix}
 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & 1 & 0 & 0 \\
 \alpha_{71} & \alpha_{72} & \alpha_{73} & \alpha_{74} & \alpha_{75} & \alpha_{76} & 1 & 0 \\
 \alpha_{81} & \alpha_{82} & \alpha_{83} & \alpha_{84} & \alpha_{85} & \alpha_{86} & \alpha_{87} & 1
 \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix}
 e_{Act\ Ext} \\
 e_{Act\ No\ Ext} \\
 e_{Dep} \\
 e_{Cred} \\
 e_{Exed} \\
 e_{Exed/PIB} \\
 e_{tasa\ reg} \\
 e_{tasa\ enc.}
 \end{bmatrix}
 =
 \begin{bmatrix}
 u_{Act\ Ext} \\
 u_{Act\ No\ Ext} \\
 u_{Dep} \\
 u_{Cred} \\
 u_{Exed} \\
 u_{Exed/PIB} \\
 u_{tasa\ reg} \\
 u_{tasa\ enc.}
 \end{bmatrix}$$

5. Resultados

Las funciones de impulso-respuesta (FIR) estimadas muestran particularidades en su dinámica según el régimen en el cual se encuentre la liquidez. Respecto a la relación de interés del presente documento (actividad económica-liquidez del sistema financiero), se diferenciaron los efectos según actividad extractiva y no extractiva.

En cuanto a la actividad extractiva, se observa que en ambos regímenes un shock positivo en esta variable inicialmente genera caídas en el excedente de liquidez. Este comportamiento se vincula a la acumulación de depósitos públicos (factor de contracción de la liquidez) resultado del ingreso de recursos por la venta de productos hidrocarbúricos y minerales en el mercado interno y externo. Posteriormente se observa que el shock en la actividad extractiva genera aumentos en la liquidez, los cuales se explican por la progresiva desacumulación de los depósitos públicos mediante la ejecución del gasto corriente y/o de capital, recursos que pasan a cuentas del sector privado, aumentando de esta forma los depósitos en el sistema financiero y por defecto incrementando la liquidez. Los efectos contractivos son estadísticamente significativos dentro de los primeros cinco meses posteriores al shock y los expansivos posteriores al mes 13 (Gráfico 6a). Asimismo, en ambos regímenes el efecto

acumulado¹⁰ de los shocks de esta variable son positivos, ya que a mayor dinámica del PIB se espera que la liquidez del sistema financiero aumente, porque los agentes económicos tendrán mayor cantidad de recursos para depositar en las EIF; no obstante, se destaca que la liquidez es más sensible en el régimen de “baja liquidez”¹¹ (Cuadro 4 y anexo 3).

Por su parte, el efecto de shocks en la actividad no extractiva difiere según el régimen de la liquidez. En el régimen de “alta liquidez” se observa que un shock en dicha variable tiene un efecto inicial positivo, es decir, los mayores recursos generados por la dinamización de este sector se acumulan en depósitos en el sistema financiero, lo cual es congruente con el hecho de que estas actividades se encuentran mayoritariamente en manos del sector privado. Posteriormente y durante aproximadamente un semestre, este sector empieza a demandar recursos del sistema financiero, lo que se puede explicar por las expectativas positivas generadas por el shock positivo inicial; no obstante, esta reducción transitoria de la liquidez repercute luego en una mayor capacidad de generación de excedentes económicos que retornan al sistema financiero como depósitos, siendo estadísticamente significativos los efectos expansivos entre los meses 10 a 17 posteriores al shock (Gráfico 6b). Los efectos en el régimen de “baja liquidez”, son mayores, debido a que la dinámica del producto tiene un efecto más fuerte sobre los depósitos del sector privado, por el reducido tamaño de las captaciones de las EIF en dicho régimen, siendo estadísticamente significativos los efectos de incremento de la liquidez desde el inicio del shock hasta el mes 17. Al igual que en la actividad extractiva, en ambos regímenes se observa que el efecto acumulado de esta variable es positivo, pero el excedente de encaje es más sensible en el régimen de “baja liquidez” (Cuadro 4 y anexo 3).

Respecto a las variables del sistema financiero que determinan la liquidez, se puede destacar lo siguiente: un shock positivo de los depósitos del público en ambos regímenes aumenta la liquidez del sistema financiero; no obstante, en el régimen de “alta liquidez” éste es más persistente, siendo los efectos estadísticamente positivos para todo el periodo de análisis (tres años). Dicho comportamiento es explicado por la orientación de la política monetaria durante el periodo de “alta liquidez”, donde las tasas de los títulos de regulación monetaria se mantuvieron en niveles bajos y en algunos casos cercanos a cero, lo cual generó

10 Para 36 periodos, número de periodos aproximado en el que los efectos de las variables convergen al equilibrio.

11 Este comportamiento puede explicarse por los bajos montos de liquidez antes de 2009. Dado que la variable de respuesta en este caso es la tasa de crecimiento del excedente de encaje, pequeños movimientos en la liquidez (en comparación a los registrados después de 2009) generaban tasas interanuales de crecimiento elevadas.

que las entidades prefieran utilizar los depósitos del público para la otorgación de créditos o mantenerlos como excedente de encaje (Gráfico 6c). Asimismo, tal como señala la teoría referente a la liquidez, shocks en los depósitos generan en el efecto acumulado incrementos en el excedente de encaje en ambos regímenes; sin embargo, dichos efectos tienen mayor magnitud en el régimen de “alta liquidez” (Cuadro 4 y anexo 3).

Por su parte, un shock en los créditos al sector privado genera disminución de la liquidez en ambos regímenes, reducciones estadísticamente significativas casi para todo el periodo de análisis; no obstante, en el régimen de “baja liquidez” la caída tiene mayor magnitud. Lo anterior evidencia que las EIF tienen mayor margen para expandir el crédito sin generar episodios de estrés de liquidez en el sistema financiero en el actual régimen de “alta liquidez” (Gráfico 6d). Similar comportamiento se observa para los efectos acumulados, tal como señala la literatura de la liquidez; esta variable se contrae ante shocks positivos de los créditos, evidenciándose contracciones acumuladas de menor magnitud en el régimen de “alta liquidez” (Cuadro 4 y anexo 3).

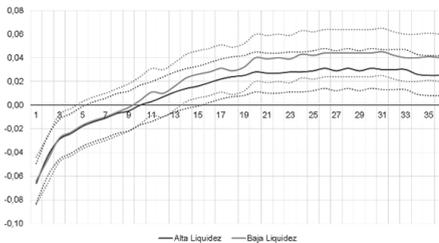
En lo referente a las variables asociadas a la política monetaria, la tasa de encaje legal tiene un efecto diferenciado sobre la liquidez, dependiendo del régimen en que se encuentre. En el caso de un régimen de “baja liquidez”, incrementos en la tasa de encaje tienen efectos nulos sobre la liquidez del sistema financiero, debido a que las entidades cubren los nuevos requerimientos de encaje con nuevas captaciones para no afectar sus bajos niveles de excedente. Por su parte, en un régimen de “alta liquidez”, un aumento de la tasa de encaje disminuye la liquidez del sistema financiero; los efectos contractivos son estadísticamente significativos a partir del mes 11 después del shock. Lo anterior permite observar que el uso de la tasa de encaje es más eficiente en el régimen de “alta liquidez” (Gráfico 6e). Los efectos acumulados en el régimen de “alta liquidez” tienen el sentido esperado según la literatura económica, es decir, aumentos en la tasa de encaje legal producen disminuciones en la liquidez del sistema financiero; en cambio, en el régimen de “baja liquidez” los efectos acumulados son cercanos a cero (Cuadro 4 y anexo 3).

Un shock en las tasas de política monetaria en regímenes de “baja liquidez”, no necesariamente alcanza los objetivos deseados de manera inmediata, debido a que aumentos de la tasa de política monetaria se traducen en incrementos de la liquidez y posteriormente

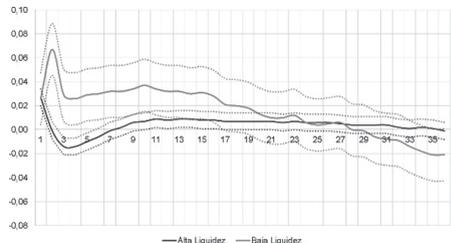
en reducciones, demostrando que el efecto de la política monetaria en este régimen es muy rezagada y casi nula (es estadísticamente no significativa para casi todos los meses posteriores al shock), lo que puede asociarse al alto grado de dolarización del sistema financiero durante la vigencia de dicho régimen. Por su parte, incrementos de la tasa de política monetaria en el régimen de “alta liquidez” contraen la liquidez del sistema financiero de forma estadísticamente significativa en los siguientes 17 meses posteriores al shock, denotando de esta manera su mayor efectividad en dicho régimen (Gráfico 6f). Finalmente, los efectos acumulados en el régimen de “alta liquidez” tienen el sentido esperado según la literatura económica, es decir, shocks positivos en las tasas de política monetaria (posición contractiva de la autoridad monetaria) disminuyen la liquidez del sistema financiero. Por otro lado, en el régimen de “baja liquidez” los efectos acumulados están próximos a cero (Cuadro 4 y anexo 3).

Gráfico 6: FIR de la liquidez a shocks positivos en sus determinantes

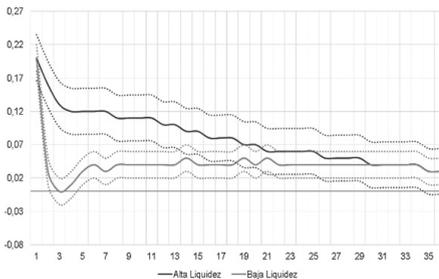
a) Respuesta a la actividad extractiva



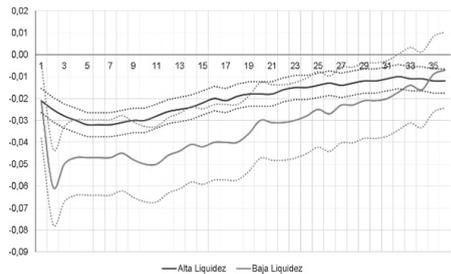
b) Respuesta a la actividad no extractiva



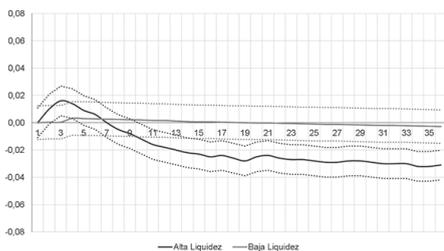
c) Respuesta a depósitos del sistema financiero



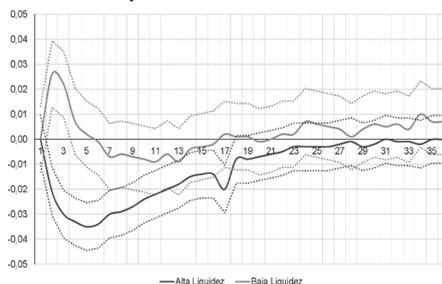
d) Respuesta a créditos del sistema financiero



e) Respuesta a la tasa de encaje legal



f) Respuesta a la tasa de política monetaria



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las líneas punteadas muestran las bandas de confianza de las FIR a un nivel de significancia del 5%.

Cuadro 4
Efectos de los determinantes de la liquidez en ambos regímenes

Variables	Régimen de alta liquidez		Régimen de baja liquidez	
	Sentido	Efecto acumulado*	Sentido	Efecto acumulado*
Actividad extractiva	(+)	0,189	(+)	0,332
Actividad no extractiva	(+)	0,134	(+)	0,556
Depósitos	(+)	2,518	(+)	1,064
Créditos	(-)	-0,550	(-)	-0,938
Tasa de encaje legal	(-)	-0,523	(+)	0,002
Tasa de política monetaria	(-)	-0,402	(+)	0,023

Fuente: Elaboración propia.

(*) Respuestas acumuladas a 36 meses.

6. Conclusiones

El excedente de encaje del sistema financiero es la meta operativa de la política monetaria del BCB; según su comportamiento, el ente emisor decide tener una posición expansiva o contractiva. En este sentido, la comprensión de la dinámica y determinantes de dicha variable es de suma importancia.

En los últimos nueve años esta variable incrementó sus niveles de manera importante, no solo en términos nominales, sino también en relación al tamaño de la economía y del total de depósitos del público. Dicho incremento se asocia a la importante cantidad de recursos

generados por la dinamización de la actividad económica desde mediados de la década pasada, la política monetaria generalmente expansiva a partir de 2009 y la gradual recomposición de los depósitos del público a favor de los depósitos a largo plazo.

Estadísticamente, las pruebas de estacionariedad de Andrews y Zivot realizadas sobre el ratio de excedente de encaje y PIB dan cuenta que esta variable sufrió un quiebre estructural después del primer trimestre de 2009. Lo anterior implica que el análisis de dicha variable debe realizarse mediante metodologías que capturen efectos no lineales. En este sentido, se utilizó un modelo TSVAR, que permite la estimación de FIR dependiendo el régimen en el cual se encuentre el sistema analizado. Cabe resaltar que los resultados de dicho modelo están en línea con los quiebres estructurales encontrados mediante las pruebas de Andrews y Zivot; al respecto, el modelo TSVAR estableció dos regímenes de liquidez: uno de “alta liquidez” para el periodo 2009-2019 y otro de “baja liquidez” para el periodo 2000-2008 (con pocos meses de excepciones).

Las FIR estimadas permiten establecer que la actividad económica extractiva tiene un efecto inicialmente negativo, para luego afectar positivamente a la liquidez. Esta dinámica se asocia a la acumulación y desacumulación de depósitos del SPNF, resultado del ingreso de recursos por la exportación de hidrocarburos, principalmente. Por su parte, los shocks en la actividad no extractiva, al estar mayoritariamente en propiedad del sector privado, generan desde un primer momento incrementos en la liquidez, aunque en el régimen de “alta liquidez” existe un lapso en el cual shocks en esta variable generan demanda de recursos del sistema financiero que permiten incrementar la capacidad de generación de excedentes, los cuales posteriormente retornan aumentando la liquidez. En los acumulados, tanto la actividad extractiva como la no extractiva generan el efecto sugerido por la teoría económica, es decir, la liquidez aumenta ante shocks de la actividad económica.

En el caso de los depósitos, éstos incrementan la liquidez; no obstante, en el régimen de “alta liquidez” su efecto es más persistente. Lo anterior se puede asociar a la orientación de la política monetaria generalmente expansiva durante dicho régimen. Respecto a los créditos, un shock en los mismos genera caídas en el excedente de encaje, las cuales tienen menor magnitud en el régimen de “alta liquidez”, evidenciando mayor espacio para políticas de expansión del crédito. En cuanto a las tasas de encaje legal y los títulos de las OMA en el régimen de “alta

liquidez”, se observa que un incremento de dichas tasas genera una disminución del excedente de encaje, resultado que se encuentra en línea con lo esperado por la teoría económica; no obstante, los efectos son casi nulos en el régimen de “baja liquidez”. Este resultado denota que la política monetaria es más eficiente en escenarios de “alta liquidez”.

Con el presente trabajo de investigación se ha evidenciado que la actividad económica tiene un efecto diferenciado sobre la liquidez del sistema financiero. La actividad extractiva, más relacionada al aparato estatal, tiene un efecto contractivo sobre la liquidez, ya que inicialmente se realiza una acumulación de depósitos del sector público. La actividad no extractiva, que está en manos de las empresas privadas, incrementa inmediatamente la liquidez, ya que sus depósitos se encuentran en el sistema financiero. Por otro lado, también se ha evidenciado que la política monetaria es más eficiente en escenarios donde la liquidez es alta.

Fecha de recepción: 30 de enero de 2020

Fecha de aceptación: 16 de abril de 2020

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Agénor, P; Aizenman, J. y Hoffmaister A. (2004). The Credit Crunch in East Asia: What can Bank Excess Liquid Assets Tell us? *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 27-49.
2. Anderson R. (2011). *Excess reserves in Jamaican Commercial Banks: The implications for Monetary Policy*. MPRA Paper N° 43663.
3. Balke, N. (2000). Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 344-349.
4. Balke, N. y Chang, P. (1995). *Credit and Economic Activity: Shocks or Propagation Mechanism*. Working Papers 9519, Federal Reserve Bank of Dallas.
5. Banco Central de Bolivia (2009). *Informe de política monetaria*, julio de 2009.
6. Bolivia (2009). *Constitución Política del Estado*, 7 de febrero de 2009. Gaceta Oficial de Bolivia.
7. Cernadas, L. (2013). Determinantes del exceso de liquidez: evidencia empírica para Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 19(1), 57-102.
8. Deléchat C.; Henao, C.; Muthooru, P. y Vtyurina, S. (2012). *The Determinants of Banks' Liquidity Buffers in Central America*. Working Paper 12/301, International Monetary Fund.
9. Diamond D. y Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance and liquidity. *The Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
10. Diamond, D. y Rajan, R. (2001). Liquidity risk, liquidity creation and financial fragility: A theory of banking. *The Journal of Political Economy*, 109(2), 287-327.
11. ----- (2005). Liquidity Shortages and Banking Crises. *Journal of Finance*, 60(2), 615-647.
12. Gerlach, S y Smets, F. (1995). *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence From the G-7 Countries*. BIS Working Papers 26, Bank for International Settlements.
13. Godfrey F N; Akume D. y Nkwetta A. A. (2017). Modelling the Impact of Liquidity Trend on the Financial Performance of Commercial Banks and Economic Growth in Cameroon. *International Journal of Financial Research*, 8(3), 121-134.
14. Gray, S. (2011). *Central Bank Balances and Reserve Requirements*. Working Paper 11/36, International Monetary Fund.

15. Karkowska R. (2015). Global Liquidity Determinants Across Emerging and Advanced Countries. *Journal of Banking and Financial Economics*, 1(3), 152-170.
16. Orellana, W.; Lora, O.; Mendoza, R. y Boyan, R. (2000). La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 3(1), 81-123.
17. Popescu, I. (2012). *Effects of monetary policy in Romania. A VAR approach*. CES Working Papers. Centre for European Studies, Alexandru Ioan Cuza University, 4(3a), 605-624.
18. Saxegaard, M. (2006). *Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy: Evidence from Sub-Saharan Africa*. Working Paper 06/115, International Monetary Fund.
19. Todd, W. F. (2013). *The Problem of Excess Reserves, Then and Now*. Working Paper 763, Levy Economics Institute of Bard College.
20. Vodová, P. (2011). *Determinants of Commercial Bank's Liquidity in Slovakia*. Paper prepared for Czech Science Foundation (Project GACR P403/11/P243).
Recuperado de: http://www.opf.slu.cz/kfi/icfb/proc2011/pdf/65_Vodova.pdf.

Anexos

Anexo I

Pruebas de estacionariedad

	Prueba Dickey-Fuller Aumentado						Orden de integración al 5%
	Niveles			Primeras diferencias			
	Intercepto	Tendencia e intercepto	Ninguno	Intercepto	Tendencia e intercepto	Ninguno	
IGAE Ext.	-0,698	-1,789	2,511	-4,034	-4,052	-1,065	I(1)
<i>p-valor</i>	0,843	0,707	0,997	0,002	0,009	0,259	
IGAE No Ext.	6,429	-0,003	9,128	-3,227	-3,903	-0,420	I(1)
<i>p-valor</i>	1,000	0,996	1,000	0,020	0,014	0,531	
Depósitos	2,689	-1,867	5,115	-13,940	-14,857	-3,140	I(1)
<i>p-valor</i>	1,000	0,668	1,000	0,000	0,000	0,002	
Créditos	0,101	0,894	1,608	-1,099	-10,717	-0,174	I(1)
<i>p-valor</i>	0,965	1,000	0,974	0,716	0,000	0,622	
Excedente	-2,692	-5,052	-1,334	-4,055	-4,040	-3,816	I(1)
<i>p-valor</i>	0,077	0,000	0,169	0,002	0,009	0,000	
Excedente/PIB	-3,142	-4,694	-1,586	-3,027	-3,014	-3,026	I(0)
<i>p-valor</i>	0,025	0,001	0,106	0,034	0,131	0,003	
Tasa BCB	-1,622	-2,310	-1,864	-3,819	-3,880	-3,023	I(1)
<i>p-valor</i>	0,469	0,426	0,060	0,003	0,015	0,003	
Tasa encaje	-1,500	-0,770	0,021	-4,015	-4,199	-4,017	I(1)
<i>p-valor</i>	0,532	0,966	0,688	0,002	0,006	0,000	

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 2

Metodología VAR estructural por umbrales

El paper de Balke y Chang (1995) describe con detalle la metodología empleada para la estimación de un modelo TSVAR. En síntesis, dicho documento apunta lo siguiente.

Sea el modelo:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L) Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L) Y_{t-1}) I(c_t > \gamma) + u_t \quad (1)$$

Si c_t, γ fuesen conocidos, para determinar si el sistema responde de forma diferenciada al umbral de c_t bastaría con testear si $A^1 = A^2$ y $B^1 = B^2$. No obstante, para dejar que los datos determinen c_t como γ se realizan estimaciones de combinaciones de estas variables y luego se testea la hipótesis nula de no existencia de diferentes regímenes. Para tal efecto se utilizan tres estadísticos: sup-wald, avg-wald y exp-wald, cuyas distribuciones se estiman empleando metodologías de simulación. La variable y valor de umbral son estimadas de tal forma que minimicen $\log \left| \sum u_t' u_t \right|$, es decir, la sumatoria de los residuos del TSVAR.

La FIR de los modelos TSVAR puede expresarse de la siguiente forma:

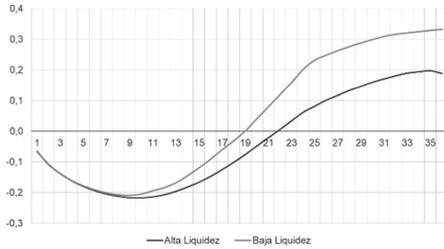
$$E(Y_{t+k} | \Omega_{t-1}, u_t) - E(Y_{t+k} | \Omega_{t-1})$$

Donde Ω_{t-1} es el set de información hasta el periodo $t-1$ y u_t es una realización de un shock exógeno. Dado que el modelo es no lineal, resulta determinante la naturaleza de las condiciones iniciales Ω_{t-1} ; en el paper de Balke y Chang (1995) se explica que dichas condiciones son establecidas mediante simulaciones aleatorias del modelo, a través de 500 repeticiones para cada régimen. Las FIR por régimen se estiman mediante el promedio de las FIR para cada periodo resultante de las simulaciones realizadas.

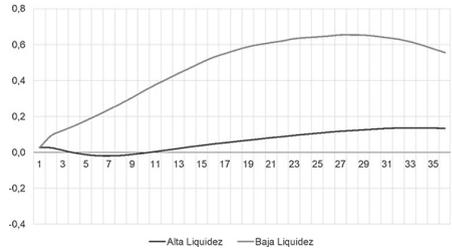
Anexo 3

FIR acumuladas de la liquidez a shocks positivos en sus determinantes

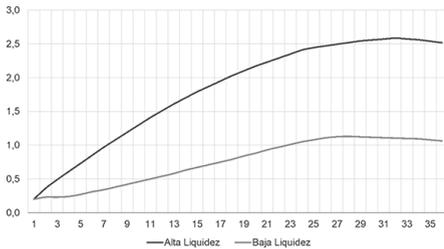
a) Respuesta a la actividad extractiva



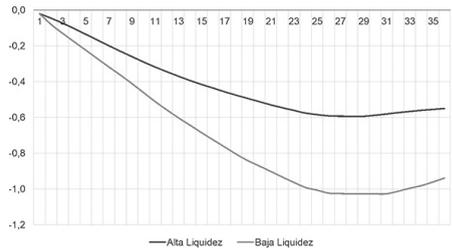
b) Respuesta a la actividad no extractiva



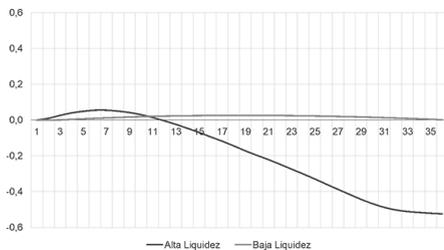
c) Respuesta a depósitos del sistema financiero



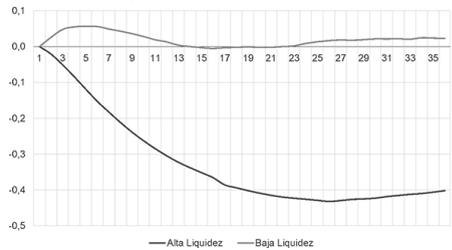
d) Respuesta a créditos del sistema financiero



e) Respuesta a la tasa de encaje legal



f) Respuesta a la tasa de política monetaria



Fuente: Elaboración propia.

Análisis de la inflación en Bolivia. Un enfoque Markov-Switching con tres estados

Analysis of Inflation in Bolivia. A Markov-Switching Approach with Three States

*Claudia Mabel Bohórquez Coro**

*Benigno Caballero Claure***

*Rolando Caballero Martínez****

Resumen****

Este documento analiza la evolución de la tasa de inflación interanual en Bolivia con tres estados, en el periodo de 1987 a 2017, con datos de frecuencia trimestral. Para tal efecto se utilizan los modelos markovianos: Switching Markov Regression Arma de orden 3 [MS_ ARMA(3, 2, 1)], con parámetros autoregresivos de orden 1 y 2 y la inclusión de una *dummy* de tendencia en cada régimen. Los resultados demuestran que, en el periodo en estudio, predominan las temporadas de baja y moderada inflación en toda la muestra. Otro hallazgo importante es que la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia es del

* Magister en Finanzas, Universidad Andina Simón Bolívar; Analista económico-financiera del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia (MEFP).
Contactos: mabel.bohorquez@economiyfinanzas.gob.bo y cbohorquez9@gmail.com.

** Magister en Administración y Políticas Públicas, University of New Mexico (Albuquerque USA); Docente emérito de la FCEFA de la UTO; miembro de la red académica de América Latina y el Caribe sobre China.
Contacto: b_caballero_c@hotmail.com.

*** Candidato a Doctor en Economía por la Universidad Nacional Autónoma de México; Director ejecutivo de Banco de Desarrollo Productivo (BDP-SAM, Bolivia); miembro de la red académica de América Latina y el Caribe sobre China.
Contactos: rolando.caballero@bdp.com.bo; rcaballeromartinez@gmail.com y roland.caballerom@comunidad.unam.mx

**** Queremos agradecer de manera profunda los comentarios y/u observaciones realizados por los señores. árbitros de la ABCE y SEBOL, así como al IISEC-UCB.

orden 0.1174. Ello implica una persistente baja en la inflación, lo que significa que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se gesta desde mediados de los años 90.

Palabras clave: Pronóstico y simulación; regímenes de inflación; series de tiempo.

Abstract

This document analyzes the evolution of the inflation rate in Bolivia with three states, in the period 1987 to 2017, with quarterly frequency data. Markov Models are used for this purpose: a Switching Markov Regression of order 3 [MS_ARMA (3, 2, 1)], with autoregressive parameters of order 1 and 2 and the inclusion of a trend dummy in each regime. The results show that in the period under study, the spells of low and moderate inflation predominate throughout the sample. Another important finding is that the estimated persistence of interannual inflation rate in Bolivia is of order 0.1174, which implies a low persistence in inflation. This means that the shocks in it dissipate quickly, thus confirming the price stability that has been generated since the mid-1990s.

Keywords: Forecast and Simulation; Inflation Regimes; Time Series.

Clasificación/Classification JEL: E27, E42, C22.

1. Introducción

En la línea de Hamilton (1989) y Simón (1996), el presente documento de investigación describe el proceso seguido por la inflación en Bolivia en el periodo comprendido entre 1987 y 2017, con datos de frecuencia trimestral, mediante un modelo Markov-Switching no estructural con tres estados. La idea principal de los modelos Markov-Switching es descomponer la serie temporal en una secuencia de periodos correspondientes a distintos regímenes que son el resultado de un proceso Markov.

La evidencia empírica gráfica y analítica encontrada muestra que la tasa de inflación interanual durante el periodo considerado no ha sido constante a lo largo de la muestra (1987:01 a 2017:04). Por lo mismo, la tasa de inflación fue elevada en el periodo de la post

hiperinflación, se redujo a finales de los años 1990 y experimentó un nuevo salto en 2007-2008 y 2011, mostrando signos de atenuación después de 2014.

Este comportamiento indica la presencia de varios quiebres en la evolución de la tasa de inflación en Bolivia, lo que sin duda alguna puede ser relevante para las autoridades monetarias al momento de tomar decisiones de política económica, debido a la existencia de incertidumbre en relación al régimen en que se encuentra la inflación. Es por esta razón que es pertinente estimar un modelo Markov-Switching para la dinámica de la inflación en Bolivia.

La principal ventaja de esta metodología econométrica respecto a modelos tradicionales es que permite un análisis mediante sencillas funciones de la inflación desfasada para cada uno de los estados, siendo la transición entre regímenes endógena al modelo. En esa línea, los modelos tradicionales permiten modelar la tasa de inflación como una función de un cóctel de variables macroeconómicas, sin tomar en cuenta la posibilidad de que en la misma puedan existir cambios estructurales que afecten a la variable explicada (Simón, 1996).

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta, moderada y baja inflación, tomando en cuenta el periodo de estudio y la frecuencia trimestral de los datos. El análisis consta de dos partes: la primera, en la que se identifican cambios en la tendencia, y la segunda, en la que se determinan los regímenes de inflación alrededor de dicha tendencia.

1.1. Breve revisión de la literatura sobre la tasa de inflación

Estudios sobre la tasa de inflación a nivel nacional

Para el caso boliviano no existen trabajos dedicados exclusivamente a tratar la inflación en regímenes de baja y alta inflación. Una buena parte de las investigaciones corresponde a periodos posteriores a la hiperinflación, como por ejemplo el de Morales (1989) y Morales y Sachs (1990). Otros se enfocan en las estimaciones de los determinantes del traspaso a la inflación del tipo de cambio mediante modelos de vectores auto-regresivos (VAR), como los de Orellana y Requena (1999), Orellana, Lora, Mendoza y Boyán (2000) y Escobar y Mendieta (2003), entre otros.

Los tres únicos trabajos que estiman la persistencia inflacionaria y la inflación en diferentes estados, aunque de manera indirecta, son Valdivia (2008), Mendieta y Rodríguez (2008), y de manera directa, Palmero y Rocabado (2013). Las primeras dos investigaciones, estiman una curva de Phillips Neokeynesiana; Valdivia encuentra que el coeficiente de inercia para el periodo 1990-2003 oscila entre 0.35 y 0.45, en tanto que Mendieta y Rodríguez estiman un coeficiente entre 0.2 y 0.3 para el periodo entre 1990 y 2005. Palmero y Rocabado analizan la inflación desde un punto de vista no estructural y su respectiva volatilidad con un modelo de cambio de régimen con dos estados de 1987 a 2013, y llegan a la conclusión de que, en el periodo de estudio, predominan periodos de baja inflación y que la permanencia promedio en el régimen de baja inflación es mayor, aproximadamente nueve meses, en tanto que la permanencia en el régimen de alta inflación es cercana a los cinco meses.

Asimismo, se puede complementar el análisis de la tasa de inflación con tres estados, con modelos estocásticos de cambio de régimen (*Switching Regression Model*)¹, propuestos inicialmente por James Hamilton (1989). La ventaja que tienen los modelos con cambio de régimen es que, en un entorno de volatilidad, es imprescindible no solo conformarse con estimaciones de la misma y su respectivo pronóstico, sino que es de gran preponderancia para los agentes económicos y hacedores de política monetaria contar con información respecto a las probabilidades de que exista baja, moderada o alta inflación, la persistencia de cada uno de estos estados y su probable duración. Es decir, cuánto se espera que dure un periodo de alta, moderada o baja inflación y cuál es la probabilidad de que se pase de un estado hacia otro.

Sin embargo, las probabilidades de un régimen de baja, moderada o alta inflación, así como su persistencia, no son directamente observables y, por lo mismo, deben inferirse a partir de la información disponible para los agentes económicos. Es por ese motivo que se hace hincapié en los modelos con cambio de régimen, ya que éstos consideran los cambios de estado de la inflación y permiten dar respuesta a lo enunciado en líneas anteriores.

Por tanto, el objeto de estudio de este trabajo es el análisis, estimación y evaluación de mediano plazo de la tasa de inflación interanual en Bolivia, para lo cual se utiliza la metodología de los modelos con cambio de régimen (*Switching Regression Model*) y se trata de responder las siguientes preguntas: ¿cuál es la probabilidad de que la tasa de inflación en Bolivia presente

¹ Todas las metodologías aplicadas tienen la finalidad de analizar, estimar y evaluar la tasa de inflación, y determinar si la misma tiende a aumentar o disminuir con el paso del tiempo.

un cambio de régimen y/o estado (baja, moderada y/o alta)? y ¿en el periodo en estudio predominan más los regímenes de baja, moderada y/o alta inflación?

El artículo está estructurado en cuatro apartados. En el primero se realiza una descripción breve del tema. En el segundo se describe la metodología econométrica. En el tercer apartado se describen los resultados de estimación y evaluación de la misma, y en el último se muestran las conclusiones.

2. Metodología

La hipótesis de modelos econométricos que se encuentran en un solo régimen y/o estado a veces resulta poco creíble. La familia de modelos con cambio de régimen, *Markov-Switching* pretende resolver este problema, y constituye un intento de conseguir predictores de la variable explicada en estudio, utilizando información condicional, para dos o más estados (regímenes) en una economía.

2.1. Modelos Switching Regression

El modelo de cambio de régimen que fue desarrollado por Hamilton (1989), con probabilidad de transición constante, es uno de los más populares para tratar con modelos no lineales de series de tiempo. Sin embargo, diferentes consideraciones económicas sugieren la necesidad de permitir que las probabilidades de transición sean variables. Diebold, Lee y Weinbach (1993) proponen una clase de modelos de cambio de Markov en los cuales la probabilidad de transición de régimen es endógena², variable en el tiempo, es decir que puede cambiar con los fundamentos económicos y/u otras variables exógenas.

2.1.1. Supuestos en el análisis

Existen tres supuestos en la aplicación del modelo de cambio de régimen de Markov utilizados en este trabajo. El primero es que existen tres estados: alta inflación, inflación moderada y baja inflación. Dado que los estados no son observables directamente, éstos son representados por una variable binaria (S_t), la cual está latente. El segundo supuesto implica que existen variables directamente observables cuyos cambios de comportamiento están influidos por el valor de la

2 El primer trabajo en este campo es de Lee (1991).

variable S_t . El comportamiento de la tasa de inflación es diferente durante períodos de elevados precios de las materias primas y *shocks* de oferta que durante períodos de relativa calma. En teoría, se espera una mayor volatilidad de la inflación y una mayor tasa de inflación durante períodos de precios elevados de *commodities* y del petróleo, así como un fuerte componente de inflación importada.

Finalmente, se asume que dado el estado actual de la variable S_t –alta, moderada y baja inflación– existe una probabilidad de permanecer en el mismo estado, o de moverse hacia el otro estado. En el modelo teórico, la probabilidad de moverse de un estado hacia otro y/o viceversa depende del estado de ciertos fundamentos económicos.

2.1.2. El modelo

La variable latente en el modelo sigue una cadena de Markov de 3 estados de primer orden, donde $S_t = 1$ en un estado de inflación baja; $S_t = 2$ denota un estado inflación moderada y $S_t = 3$ representa un estado inflación alta. Cuando el proceso está en el régimen 1, la variable observada y_t –que en nuestro caso es la tasa de inflación interanual– se puede representar por una distribución $N(\mu_1, \sigma_1)$. Si el proceso está en el régimen 2, y_t se representa por una distribución $N(\mu_2, \sigma_2)$ y así de manera análoga para el estado y/o régimen 3. Por lo tanto, el comportamiento de la variable y_t es dependiente de S_t de forma que:

$$\frac{y_t}{S_t} \approx N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad (1)$$

La densidad de y_t condicional a S_t es:

$$f(y_t / s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{s_t}} \exp\left(\frac{-(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \text{ para } S_t = 1, 2, 3 \quad (2)$$

La variable latente del cambio de régimen S_t se caracteriza de acuerdo a la siguiente matriz de probabilidad P_t :

$$\begin{array}{c}
 \text{Momento } t \\
 \begin{array}{ccc}
 \text{Estado 1} & \text{Estado 2} & \text{Estado 3}
 \end{array} \\
 \text{Momento } t-1 \left[\begin{array}{ccc}
 \text{Estado 1} & p'_{11} = F(x'_{t-1}\beta_1) & p'_{12} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_1) & p'_{13} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_1) \\
 \text{Estado 2} & p'_{21} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_2) & p'_{22} = F(x'_{t-1}\beta_2) & p'_{23} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_2) \\
 \text{Estado 3} & p'_{31} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_3) & p'_{32} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_3) & p'_{33} = F(x'_{t-1}\beta_3)
 \end{array} \right]
 \end{array}$$

Donde p'_{ij} es la probabilidad de pasar del estado i en período $t - 1$ al estado j en el período t , y F es una función de distribución acumulativa normal. Los elementos del vector $(k \times 1)x_{t-1}$ son las variables que afectan la probabilidad de transición, β son parámetros estado dependientes y que deberán ser estimados.

Para completar el modelo, es necesario el valor inicial de la probabilidad incondicional de estar en el estado 1 en el momento 1 $P(S_1 = 1)$. El procedimiento de estimación utilizado es máxima verosimilitud, donde la función de verosimilitud se calcula utilizando la iteración descrita en Hamilton (1994, pp. 692-3).

El régimen no observable $\{S_t\}$ se presume que ha sido generado por alguna distribución de probabilidad, para la cual la probabilidad incondicional de que S_t tome el valor j se denota por π_j :

$$P\{s_t = j; \theta\} = \pi_j \quad \text{para } j = 1, 2, 3, \dots, N \tag{3}$$

Las probabilidades π_1, \dots, π_N son incluidas también en θ ; esto significa que θ viene dado por:

$$\theta = (\mu_1, \dots, \mu_N; \sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2; \pi_1, \dots, \pi_N)'' \tag{4}$$

La función de densidad conjunta de y_t y S_t es

$$\begin{aligned}
 p(y_t, s_t; \theta) &= f\left(\frac{y_t}{s_t} = j; \theta\right) \cdot P\{s_t = j; \theta\} \\
 p(y_t, s_t = j; \theta) &= \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{[y_t - \mu_j]^2}{2\sigma_j^2}\right\}
 \end{aligned} \tag{5}$$

La distribución incondicional de y puede obtenerse al sumar la ecuación anterior sobre todos los valores de j :

$$f(y_t; \theta) = \sum_{j=1}^N p(y_t, s_t = j; \theta) \quad (6)$$

Dado que el régimen S es no observable, la expresión anterior es la densidad relevante que describe el dato observado actual y_t . Si la variable régimen S_t se distribuye i.i.d. en diferentes momentos t , el logaritmo de la verosimilitud para los datos observados puede ser calculado de la distribución incondicional como:

$$\ell(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta). \quad (7)$$

La estimación de máxima verosimilitud de θ se obtiene maximizando la ecuación anterior sujeta a las restricciones de que $\pi_1 + \dots + \pi_N = 1$ y que $\pi_j > 0$ para $j = 1, 2, \dots, N$.

Una vez obtenidas las estimaciones de θ , es posible realizar una inferencia sobre qué régimen es más probable que sea el responsable de producir la observación t de y_t .

De la definición de probabilidad condicional se sigue que:

$$P\{s_t = j / y_t; \theta\} = \frac{p(y_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \left\{ \frac{\pi_j f(y_t / s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} \right\} \quad (8)$$

Este número representa la probabilidad de que, dados los datos observados, el régimen no observable de la observación t sea el régimen j .

Dado que las ecuaciones son no lineales, no es posible resolver analíticamente la estimación de θ como función de $\{y_1, y_2, \dots, y_T\}$. Sin embargo, esas ecuaciones sugieren recurrir a un algoritmo iterativo para encontrar el estimador máximo verosímil. Empezando por un valor inicial arbitrario de búsqueda de θ , se itera hasta que el cambio entre dos estimaciones sea menor que algún criterio de convergencia especificado.

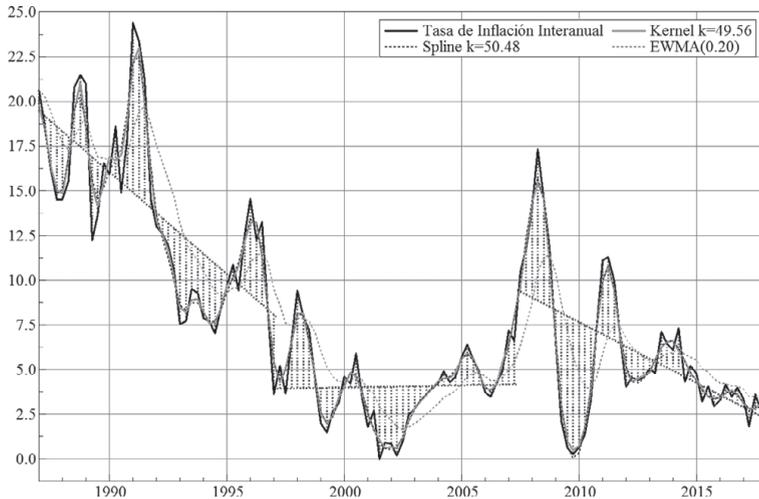
3. Resultados de la estimación

3.1. Aplicación empírica al caso boliviano (enfoque *Switching Regression*)

Una vez verificado el comportamiento estacionario de la variación trimestral de la tasa de inflación interanual en Bolivia³ (ver las pruebas de raíz unitaria en el cuadro 1A y gráficos 1A y 2A del anexo), se puede advertir que la misma tiene raíz unitaria, lo que fue corroborado con distintas pruebas econométricas.

Por otro lado, en el gráfico 1 se presenta la evolución de la tasa de inflación interanual desde 1987 hasta 2017, con frecuencia trimestral. La inflación en Bolivia ha estado afectada por diferentes fluctuaciones a lo largo de las últimas tres décadas. A comienzos de 1980, un conjunto de *shocks* de carácter interno y externo, provocaron una espiral inflacionaria que condujo a la economía hacia un periodo hiperinflacionario, que alcanzó su punto más álgido en el año 1985.

Gráfico 1: Tasa de inflación interanual



Elaboración propia de los autores.

³ La estacionariedad es importante para la estimación de un modelo de series de tiempo porque la aplicación de un modelo de series de tiempo sobre variables no estacionarias puede resultar en la estimación de parámetros falsos. La verificación de la estacionariedad también puede ser un factor importante para pronosticar, pues puede indicar la clase de procesos que se tendrán que construir en los modelos, para realizar predicciones precisas (Diebold y Kilian, 1999).

Hacia finales de la década de los 80 y principios de la década de los 90, con el restablecimiento de la estabilidad de precios, la tasa de inflación empezó a caer, aunque registró un importante aumento en 1988 (21.6%), y entre 1990 y 1991, cuando promedió 19.4%. En el caso de 1988, la tasa de 21.6% es atribuida al aumento en los precios de los carburantes e incrementos salariales. Respecto al período 1990-1991, el promedio de 19.4% se atribuye a los incrementos en el precio de los combustibles a nivel interno y las presiones inflacionarias con un fuerte componente importado.

Con posterioridad a 1991, la paulatina recuperación de la actividad económica boliviana y la menor presión fiscal implicaron un descenso gradual de la inflación, salvo por el aumento en 1995 (12.6%), debido al incremento del precio internacional de productos básicos y por problemas climatológicos.

Un hito en la administración monetaria fue la promulgación de la ley 1670 del Banco Central de Bolivia, en octubre de 1995, en la que se fijó como objetivo del ente emisor “procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional”, que se interpretó como mantener una inflación baja y estable. En este contexto, a partir de 1996 el BCB comenzó a anunciar, a principios de cada año, un objetivo máximo de inflación, que se convirtió en guía de las políticas monetaria y cambiaria. Con el transcurso del tiempo, este límite se redujo gradualmente, con el fin de lograr la convergencia de la inflación hacia niveles bajos (Banco Central de Bolivia, 2007; Morales, 1989).

Entre 1996 y 2001, la tasa de inflación disminuyó de 8 a 0.9%. El bajo dinamismo del sector real de la economía, que comenzó a finales de 1998, así como el desempleo y la contracción crediticia explican de manera importante el debilitamiento de la demanda y, por tanto, el comportamiento de los precios domésticos.

Asimismo, se puede advertir que, en 1998, 2008 y 2011, la tasa de inflación tiene un salto muy significativo, debido a distintas causas. La primera es que entre 1998 y 1999 se dan las crisis de los tigres asiáticos y de la deuda rusa, así como el efecto samba en Brasil, que terminan afectando en alguna medida a las tasas de inflación en Bolivia. Asimismo, para los años 2008 y 2011 la inflación tiene un fuerte componente importado, por la dinámica y el fortalecimiento de la demanda interna en Bolivia, y los *shocks* de oferta (tal es el caso del fenómeno del niño y la niña, que produce desabastecimiento de bienes de primera necesidad en los mercados).

3.2. Modelos con probabilidad de transición variable

El objetivo de esta sección es identificar si en los períodos de alta, moderada y baja inflación, la tasa de inflación interanual en Bolivia en el período 1987-2017 muestra un cambio de régimen y/o estado. Se utilizan datos trimestrales para la economía boliviana desde enero de 1987 hasta diciembre 2017. La variable dependiente (π_t) en el modelo es la tasa de inflación interanual, en función de componentes autoregresivos de orden 1 y 2 en cada estado, *dummies* de tendencia en cada estado, con la finalidad de capturar la volatilidad y tendencia de la variable de interés a través del horizonte de pronóstico, y la inclusión de la varianza de los residuos en cada estado, esto último para poder corroborar y justificar la modelación de la tasa de inflación en Bolivia por medio de un modelo *Markov-Switching*.

Por lo tanto, para determinar la selección óptima del rezago se aplicó una estrategia que va de lo general a lo particular, empezando desde una especificación de $r=5$ retardos, detectándose que el modelo con el menor *criterio de Akaike* es un modelo *Switching Markov Regression* Arma de orden 3 [MS_ARMA(3, 2, 1)].

Cuadro 1
Criterios de selección de retardos de estadísticos no paramétricos para el modelo MS_ARMA

Rezago q	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike/T
5	-7.734	-7.425	-6.350	-0.02538
4	-7.685	-7.403	-6.312	-0.02495
3	-7.857	-7.434	-6.368	-0.02558
2	-7.738	-7.471	-6.371	-0.02501
1	-7.721	-7.425	-6.324	-0.02519

Elaboración propia de los autores.
 T es el número de observaciones.

En la estimación con máxima verosimilitud del modelo del cuadro 2 se puede advertir que el coeficiente del logaritmo de sigma del régimen 1 (baja inflación) es -2.67, mientras que del logaritmo del sigma del régimen 2 (moderada inflación) es 0.46 y del logaritmo del sigma del régimen 3 (alta inflación) es 1.27. Por lo mismo, la tasa de inflación interanual en Bolivia es más volátil en periodos de alta inflación que en periodos de baja inflación. Asimismo, se puede afirmar que las pruebas de efectos arch, autocorrelación y normalidad aplicadas a los residuos del modelo MS_ARMA(3, 2, 1) no se rechazan, es decir que se satisfacen los supuestos de

ruido blanco (*shock* o innovación) de los residuos, cumpliéndose así el teorema de Gauss-Markov.

Al mismo tiempo, dentro de los factores comunes en los tres estados, se puede advertir que la *dummy* de tendencia es negativa y estadísticamente significativa, confirmando dos aspectos fundamentales: la volatilidad y la tasa de inflación han tendido a disminuir en cada uno de los estados respectivos. También los componentes Ar(1) y Ar(2) son significativos en cada uno de los regímenes (con excepción del componente Ar (2) en el régimen 1), lo que demuestra la fuerte correlación de la inflación en un periodo determinado con periodos precedentes. Por otro lado, como se estableció en un principio, la varianza de los residuos cambia entre estados de alta, moderada y baja inflación, y además resulta significativa al 1%, lo que es sinónimo de un cambio de régimen significativo y al mismo tiempo avala la ejecución de un modelo con cambio de régimen con tres estados (*Switching Regresión Model*).

Cuadro 2
Estimaciones del modelo MS-ARMA (3, 2, 1) y pruebas de diagnóstico del modelo

Variable	Coefficiente	Std. Error	Z-estadístico	Prob.
Régimen 1 (inflación baja)				
C	19.59895	1.045731	18.74187	0.0000
@TREND	-0.237048	0.014999	-15.80429	0.0000
AR(1)	0.957433	0.217279	4.406474	0.0000
AR(2)	-0.366583	0.229090	-1.600168	0.1096
LOG(SIGMA)	-2.668549	0.254697	-10.47736	0.0000
Régimen 2 (inflación media)				
C	10.48194	0.829875	12.63074	0.0000
@TREND	-0.062032	0.010366	-5.983917	0.0000
AR(1)	0.619260	0.011947	51.83308	0.0000
AR(2)	0.201743	0.013257	15.21758	0.0000
LOG(SIGMA)	0.457909	0.090528	5.058219	0.0000
Régimen 3 (inflación alta)				
C	12.00702	1.000791	11.99753	0.0000
@TREND	-0.081097	0.012744	-6.363774	0.0000
AR(1)	1.417530	0.122299	11.59072	0.0000
AR(2)	-0.543467	0.117417	-4.628502	0.0000
LOG(SIGMA)	1.268576	0.161322	7.863630	0.0000

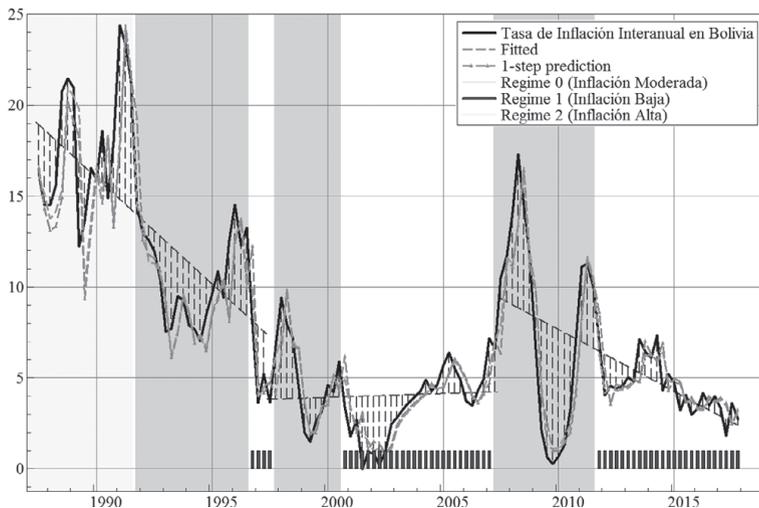
Variable	Coefficiente	Std. Error	Z-estadístico	Prob.
Matriz de parámetros de transición				
P11-C	11.82166	2.551592	4.633052	0.0000
P12-C	8.981048	1.751896	5.126473	0.0000
P21-C	2.092693	0.866508	2.415089	0.0157
P22-C	1.101228	0.696612	1.580835	0.1139
P31-C	10.82933	49.68336	0.217967	0.8275
P32-C	1.512847	0.435137	3.476711	0.0005

Arch LM [p-value (4)]	0.462354	Jarque-Bera [p-value]	0.865875
S.E. of regression	2.365393	Sum squared resid	609.8642
Durbin-Watson stat	2.105862	Log likelihood	-237.9189
Akaike info criterion	4.176111	Schwarz criterion	4.653739

Elaboración propia de los autores.

Por otro lado, en el modelo $MS_ARMA(3, 2, 1)$, estimado para la tasa de inflación interanual en Bolivia, se puede advertir que existe un buen ajuste entre el valor actual y el valor pronosticado por el modelo (Gráfico 2); ello implica un buen seguimiento del proceso generador de datos.

Gráfico 2: Valor actual y pronosticado del modelo Markov-Switching MS-ARMA (3, 2, 1)



Elaboración propia de los autores.

Cuadro 3
Matriz de probabilidades de transición con tres estados

		<i>t</i>		
		σ Medio	σ Bajo	σ Alto
<i>t</i> - 1	σ medio	0.78035	0.04502	0.43617
	σ bajo	0.07704	0.95498	0.00000
	σ Alto	0.14621	0.00000	0.56383

Elaboración propia de los autores.

Cuadro 4
Duración promedio de cada estado (trimestres)

Estado	Duración	Desvió estándar	% de la muestra	Duración promedio
(Inflación baja) Estado 1	55	20.68	45.08%	18.33
(Inflación moderada) Estado 2	50	15.67	40.98%	16.67
(Inflación alta) Estado 3	17	4.67	13.93%	17

Elaboración propia de los autores.

Lo que indican los cuadros 3 y 4 es que los periodos de baja inflación en Bolivia, en el periodo considerado, fueron altamente persistentes. La probabilidad de que periodos de baja inflación estén seguidos por otros de baja inflación en el siguiente trimestre es de 0.95, por lo que estos periodos persistirían durante 55 trimestres, con una desviación estándar de 20.68.

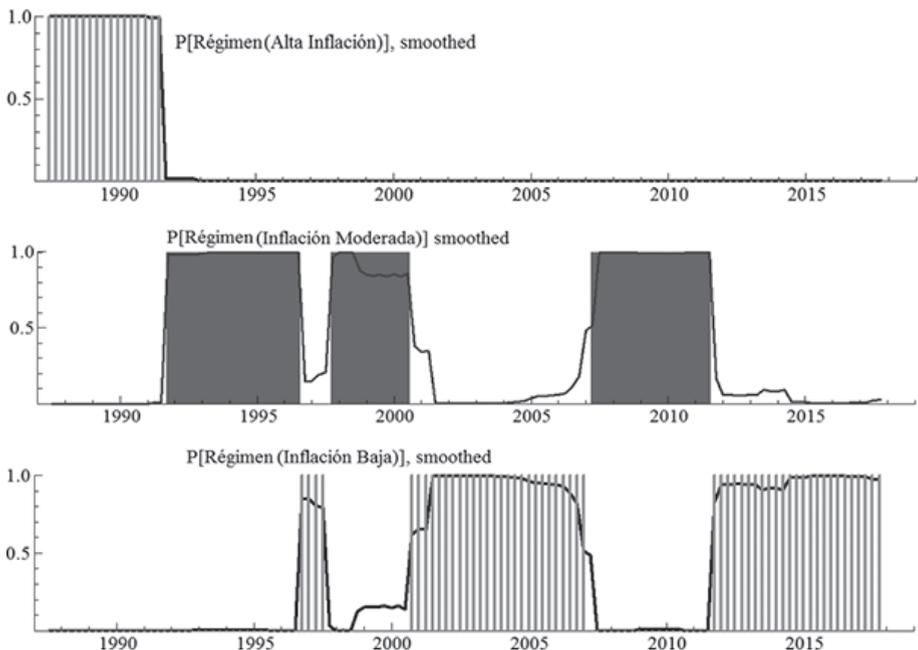
Asimismo, la probabilidad de que a una fase de moderada inflación le siga otra de moderada inflación en el siguiente trimestre es 0.78, por lo que estos episodios persistirían 50 trimestres, con una desviación estándar de 15.67. Por otro lado, la probabilidad de que a una fase de alta inflación le siga otra de alta inflación en el siguiente trimestre es 0.56, por lo que estos episodios persistirían 17 trimestres, con una desviación estándar de 4.67.

Asimismo, las probabilidades de pasar de un periodo de baja inflación a uno de alta y moderada inflación son 0.00 y 0.04, respectivamente, mientras que las probabilidades de pasar de un periodo de alta inflación a uno de moderada y baja inflación son 0.44 y 0.00, respectivamente. Por lo tanto, al observar la matriz de probabilidades de transición que se muestra en el cuadro, se puede afirmar que, una vez que la tasa de inflación interanual en

Bolivia se encuentra en un estado o régimen de baja inflación, es baja la probabilidad de que pase de inmediato al otro estado extremo (alta inflación).

Por último, se puede advertir que la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia es del orden de 0.12, lo que muestra una persistencia baja en la inflación. Ello implica que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se ha gestado en Bolivia desde mediados de los años 90, tomando en cuenta que el Banco Central de Bolivia realiza con regularidad operaciones de mercado abierto (inyección de liquidez a la economía); venta de bonos a tasas de interés atractivas, con la finalidad de precautelar la estabilidad de precios.

Gráfico 3: Probabilidad de un estado de alta inflación (arriba) y probabilidad de un estado de baja inflación (abajo) [MS_ARMA (3, 2, 1)]



Elaboración propia de los autores.

En el gráfico 3 se muestran los regímenes de alta, moderada y baja inflación en Bolivia durante el periodo 1987-2017 (datos trimestrales) mediante la estimación de un modelo de cambio de régimen con tres estados, [MS_ARMA(3, 2, 1)], con un enfoque markoviano. Esta

metodología permite identificar y caracterizar los periodos de baja, moderada y alta inflación, mediante la estimación de las probabilidades de ocurrencia relacionadas con cada uno de los estados (baja, moderada y alta inflación).

Por ejemplo, el año 1998 estuvo marcado por tasas de inflación promedio de 7.8%, y por lo mismo, la probabilidad de estar en un régimen de moderada inflación es próxima a uno⁴, debido fundamentalmente a tres razones: el efecto de la crisis asiática de julio de 1997, la crisis financiera rusa de agosto de 1998 y el efecto samba (crisis brasileña) de principios de 1999, que de alguna u otra forma van en desmedro de las economías latinoamericanas en distinto grado.

También se advierten tasas de inflación un poco elevadas para el periodo 2007q3-2009q1, con un promedio de 12.31%. Esto es detectado por el modelo de cambio de régimen, y por lo mismo lo considera significativo, ya que la probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.8. Las altas tasas de inflación se deben a tres factores: el primero se asocia a la fuerte demanda de materias primas y *commodities* por parte de las economías BRICS y países industrializados; el segundo está relacionado a un incremento inusitado en los precios del petróleo, alcanzando niveles record de precios, mayores a los US\$ 100 el barril de petróleo, cuyo efecto fue un *shock* de oferta agregada; el tercero tiene que ver con la inflación observada en el primer trimestre de 2008⁵, la cual se explica por choques climáticos severos⁶, aumento de la inflación importada⁷, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna⁸.

4 Cabe recalcar que, según la teoría estadística, la probabilidad tiene un rango de variación de cero a uno.

5 La apreciación de las monedas latinoamericanas y la fuerte depreciación del dólar americano frente al euro y otras monedas fuertes habría desatado también presiones inflacionarias en el año 2008. Esto se debe a que la mayor apreciación de las monedas de los países de la región en los últimos años, frente a una apreciación moderada del boliviano y la diferencial que se generó, provocarían una presión inflacionaria adicional en Bolivia, debido al desabastecimiento de bienes por arbitraje legal o ilegal (contrabando).

6 En 2007, el fenómeno climático "El Niño" se constituyó en el principal choque de oferta, mientras que en el primer trimestre de 2008 fue "La Niña", con una intensidad mayor a la prevista en el IPM de enero. Su irrupción ocasionó un aumento sustantivo en las precipitaciones pluviales e inundaciones a nivel nacional.

7 El efecto del fenómeno climático "La Niña", los incrementos en la cotización internacional del trigo, el aceite de soya y los productos lácteos en el año 2008, así como el alza en el precio internacional del petróleo ese mismo año, se tradujeron en un aumento de precios generalizado en la región, aunque con distinta intensidad.

8 La demanda agregada para este periodo fue más dinámica por factores de origen externo e interno. Entre los primeros se destacan el balance favorable en el comercio con el exterior y las crecientes remesas provenientes de trabajadores bolivianos en España, Estados Unidos, Argentina y otros países. Esto resultó en una importante acumulación de reservas internacionales en el primer trimestre de 2008, que representa más de 2.5 veces del saldo en igual trimestre de 2007.

A lo anterior se suman los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, la plata y el estaño), lo que en alguna medida trajo un fuerte componente de inflación importada. Esto se refleja en una tasa de inflación externa interanual promedio del 13.10% para el periodo 2007q3-2009q1. Por último, otra explicación es la misma génesis y vivencia de la crisis financiera global disparada por la crisis de las hipotecas subprime a inicios de 2007 y sus efectos en los mercados financieros mundiales, la que fue desatada primero en Estados Unidos en 2007 y después se extendió a escala mundial.

Asimismo, para el periodo 2011q1-2011q4, el promedio de las tasas de inflación es de 9.90%, la cual es significativa debido a que la probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.75, resultado del fuerte componente de inflación importada y la recuperación de los precios del petróleo. En el caso de la inflación importada, un 70% de la inflación en el año 2011 tiene que ver con la importación de alimentos, los que inciden en la canasta familiar. Eso implica que el aumento de la demanda de alimentos y bienes de construcción en el año 2011 obligó a que estos productos, cuyos precios suelen ser altos, fuesen importados. Según datos del INE, la importación de alimentos de enero a octubre de 2011 fue de US\$ 476.05 millones, que representa un aumento del 52.3% respecto a similar periodo de 2010, cuando fue de US\$ 312.49 millones⁹.

4. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo ha sido analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta, moderada y baja inflación entre 1987 y 2017, con datos frecuencia trimestral. Se ha elegido la tasa de inflación interanual por ser la referente del indicador de precios en Bolivia. Los resultados indican que en el periodo muestral estudiado predominan en términos de duración los regímenes de baja y moderada inflación.

El modelo con cambio de régimen (*Switching Regresion Model*) confirma que predominan los periodos de baja inflación en toda la muestra. Por ejemplo, la probabilidad de que una baja inflación esté seguida por otra de baja inflación en el siguiente trimestre es de 0.95, esto puede

⁹ *Esto significa que la población demanda de más bienes, más alimentos (...) y esto también provoca, de alguna manera, inflación para el año 2011* (Palmero y Rocabado, 2013).

deberse a las distintas medidas de política monetaria y cambiaria que el Banco Central ha llevado a cabo para dar lugar a la estabilidad de precios.

Por otro lado, la probabilidad de que a una fase de alta inflación le siga otra fase de alta inflación en el siguiente trimestre es de 0.56. Como puede advertirse, ésta es una probabilidad que se encuentra relativamente lejana a la unidad y está concentrada en el período de 1987 a 1991. Por último, la probabilidad de que a una fase de inflación moderada le siga otra fase de inflación moderada en el siguiente trimestre es de 0.78.

El periodo de inflación moderada (2007q04-2009q01) se explica por choques climáticos severos, aumento de la inflación importada, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna. Además, a ello se suman los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, la plata y el estaño), lo anterior trajo un fuerte componente de inflación importada.

El segundo periodo de inflación moderada (2011q01-2011m04) se debería a un fuerte componente de inflación importada y a la recuperación de los precios de petróleo. En el caso de la inflación importada, un 70% de la inflación en el año 2011 tiene que ver con la importación de alimentos, los que inciden en la canasta familiar

Por último, la utilidad del presente documento de investigación es hacer uso de la metodología *Markov-Switching* para brindar información a decisores de política económica, permitiendo la identificación de los periodos en los que la inflación podría cambiar de régimen. Si bien el presente enfoque de carácter no estructural no permite entender los motivos por los cuales la inflación cambia de régimen, es muy útil como herramienta econométrica para analizar y evaluar la dinámica de la inflación a través del horizonte de pronóstico. Por lo tanto, a pesar de la importancia de los resultados hallados, queda pendiente para próximas investigaciones avanzar hacia una explicación del presente documento utilizando un enfoque estructural de cambios de régimen.

Fecha de recepción: 19 de diciembre de 2019

Fecha de aceptación: 22 de abril de 2020

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Banco Central de Bolivia (BCB). (2007). *Memoria del Banco Central de Bolivia*. Recuperado de <https://www.bcb.gob.bo/?q=content/memoria-2007>.
2. Diebold, F.X; Lee, J.H. y Weinbach, G.C. (1993). Regime-Switching with time varying transition probabilities. En C.Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series and Cointegration*. Oxford University Press.
3. Diebold, F.X. y Kilian, L. (1999). *Unit Root Test are Useful for Selecting Forecasting Models*. NBER Working Paper N° 6928.
4. Escobar, F. y Mendieta, P. (2003). Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 7(1), 7-50.
5. Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
6. ----- (1994). *Times Series Analysis*. Princenton University Press.
7. Lanne, M.; Lütkepohl, H. y Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23(6), 667-685.
8. Lee, J.H. (1991). *Nonstationary Markov Switching Models of Exchange Rates: The Pound-Dollar Exchange Rate*. PhD Dissertation, University of Pennsylvania.
9. Mendieta, P. y Rodríguez, H. (2008). *Una curva de Phillips neokeynesiana empírica para el caso de Bolivia*. Presentado en el Primer Encuentro de Economistas de Bolivia La Paz, 14 y 15 de agosto de 2008.
10. Morales, J. A. (1989). *La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia*. Documento de Trabajo IISEC N° 04/89. Universidad Católica Boliviana "San Pablo".
11. Morales, J. A. y Sachs, J. (1990). Bolivia's Economic Crisis. En J. Sachs (ed.), *Developing Country Debt and Economic Performance*. Chicago y Londres Press.
12. Orellana, W; Lora, O; Mendoza, R. y Boyán, R. (2000). La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 3(1), 81-123.
13. Orellana, W. y Requena, J. (1999). Determinantes de la inflación en Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 2(2), 7-39.

14. Palmero, M. y Rocabado, P. (2013). Inercia inflacionaria en Bolivia: un análisis no estructural. *Revista de Análisis de Banco Central de Bolivia*, 17(1), 17-43.
15. Simon, J. (1996). *A Markov-Switching Model of Inflation in Australia*. Research Discussion Paper 9611, Economic Group, Reserve Bank of Australia.
16. Valdivia, V. (2008). *¿Es importante la fijación de precios para entender la dinámica de la inflación en Bolivia?* Working Paper Series 02/2008, Instituto de Estudios Avanzados del Desarrollo.

Anexo

Las pruebas de raíz unitaria aplicadas a la serie tasa de inflación son con y sin quiebre estructural, y confirman que la tasa de inflación sigue un proceso integrado de orden I (1).

Cuadro 1A
Pruebas de raíz unitaria a la serie tasa de inflación
interanual de Bolivia de frecuencia trimestral

	Pruebas raíz unitaria	ADF	KPSS	PHILLIPS PERRON	UR con quiebre endógeno en 1991 Q1	JARQUE BERA estadístico	JARQUE BERA p-value
Tasa de inflación en niveles	Valor crítico calculado	-1.16	6.24	-1.26	-2.14	29.61	0.00000
	Valor tablas al 5%	-2.28*	2.62*	-3.43**	-3.03**	Sesgo 1.23	Curtosis 4.66
Tasa de inflación en primera diferencia	Valor crítico calculado	-5.03	0.14	-12.42	-7.54	8.03	0.01802
	Valor tablas al 5%	-2.43**	0.83*	-4.22*	-3.27*	Sesgo -0.32	Curtosis 4.42

- Pruebas válidas al 95% de confianza; ADF con tendencia, intercepto y *dummies* estacionales; Phillips-Perron con tendencia e intercepto; KPSS con intercepto; UR con tendencia, intercepto y *dummies* estacionales. Phillips-Perron y KPSS pruebas estimadas por el método Bartlett-Kernel-Spectral.

*Con tres rezagos; ** con cuatro rezagos.

- Los rezagos óptimos fueron seleccionados siguiendo el enfoque de reducción progresiva, hasta obtener el mejor resultado observando la R^2 ajustada, criterios de Akaike (AIC) y Schwarz (SBIC), prueba F, correlación serial y HAC.

- Para las pruebas ADF y Phillips-Perron, los valores críticos son los de MacKinnon; la prueba UR con un quiebre endógeno es la de Lanne *et al.*, (2002); la prueba KPSS es la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

- Todas las pruebas de raíz unitaria muestran que la variable inflación tiene un orden de integración uno I(1), y que la misma no cumple con el supuesto de normalidad.

Elaboración propia de los autores.

Gráfico 1A: Prueba UR con un quiebre endógeno en 1991 - Q1 para la tasa de inflación en niveles

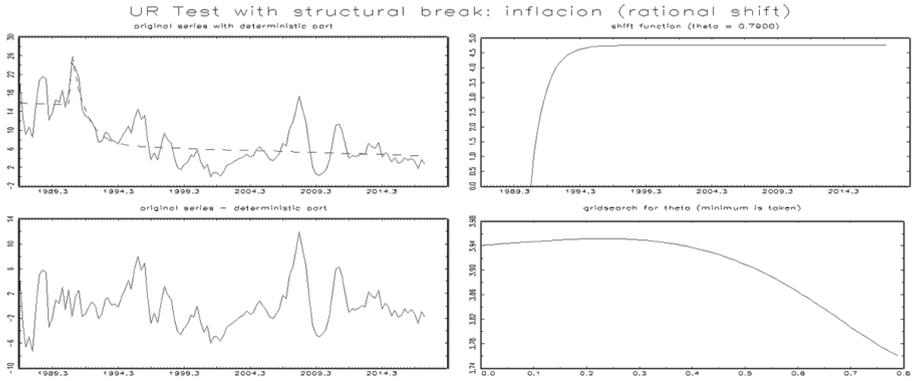


Gráfico 2A: Prueba UR con un quiebre endógeno en 1991 - Q1 para la tasa de inflación en primeras diferencias

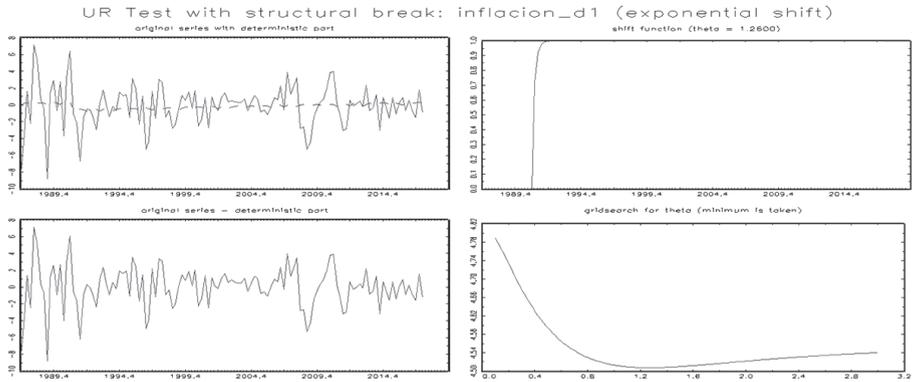
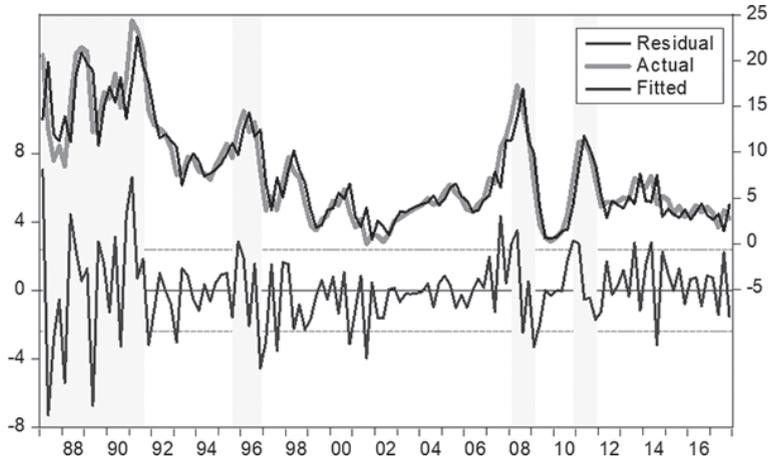
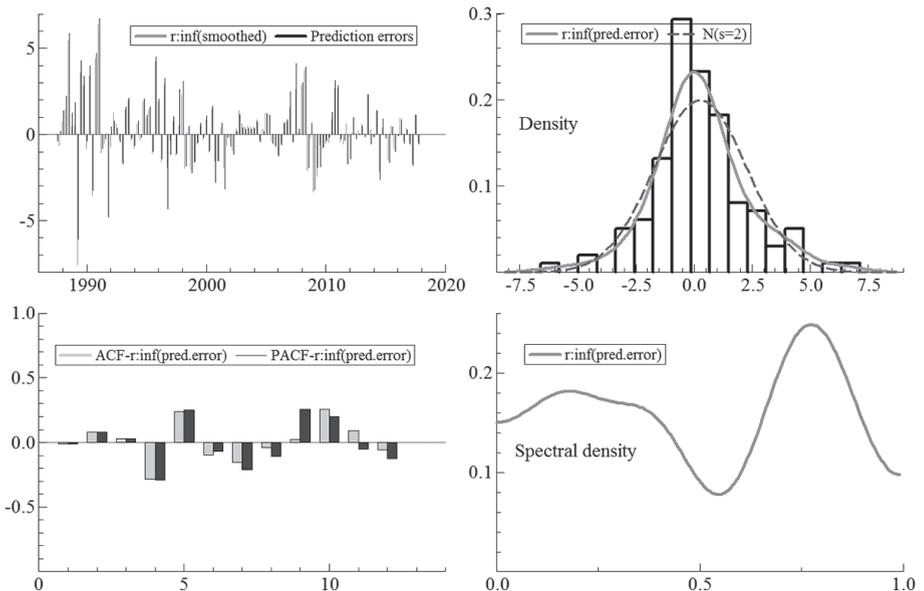


Gráfico 3A: Valor actual y pronosticado del modelo MS_ARMA (3, 2, 1)



Elaboración propia de los autores.

Gráfico 4A: Predicción de errores (arriba izquierda); estimación de Kernell (arriba derecha); función de autocorrelación (abajo izquierda); función de autocorrelación parcial (abajo izquierda) y densidad espectral (abajo derecha) de un modelo Markov Switching; [MS_ARMA (3, 2, 1)].



Elaboración propia de los autores.

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 las políticas públicas y al sector académico.

La Revista LAJED genera dos números por año, los mismos que son publicados en mayo y noviembre. Sin embargo, 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](#), [Revistas Bolivianas](#) y a [SciELO Bolivia](#), e 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. Los conceptos emitidos en los manuscritos son de responsabilidad exclusiva del(os) autor(es). 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 divulgación, tanto en formato impreso como electrónico. Es permitida la reproducción total o parcial de los artículos de la revista, siempre y cuando la fuente completa sea citada explícitamente.
2. Los documentos remitidos para su publicación en la Revista deben ser originales e inéditos. El envío de un documento a la revista debe suponer que no ha sido publicado y/o sometido a consideración para ser publicado en otro medio¹.
3. 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 en la revista.
4. 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.
5. Los artículos recibidos serán evaluados por el Consejo Editorial Interno, el cual se reserva el derecho de determinar si los mismos están de acuerdo al 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,

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

los artículos serán preseleccionados, los autores serán notificados de la recepción del artículo por correo electrónico, y el trabajo será enviado a los evaluadores (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.

6. Si el artículo es recibido hasta mayo del año en curso, será publicado en el número correspondiente al mes de noviembre siguiente; si se recibió hasta noviembre, la publicación entrará en el número de mayo del siguiente año, 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.
7. Las ideas y opiniones emitidas en los artículos son de exclusiva responsabilidad del(os) autor(es), por lo que no necesariamente reflejan las opiniones del editor y/o de la revista LAJED.
8. En un pie de página, el autor debe especificar las fuentes de financiación de la investigación (si es el caso), y/o si forma de parte de un proyecto más amplio.
9. La revista LAJED no paga, ni cobra comisión por publicar artículos, cualquier envío de los artículos es gratuito.
10. Si el autor cuenta con número de identificación ORCID o Google Scholar, se recomienda especificar al editor.
11. Se debe enviar el compromiso de buenas prácticas llenado y firmado junto con el artículo.
12. Los interesados en enviar un documento deben tomar en cuenta 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 posterior a la evaluación del Consejo Editorial Interno. Como norma general, los evaluadores son miembros del Consejo Editorial Externo. El proceso es acompañado por

la Academia Boliviana de Ciencias Económicas (ABCE) a partir de la Revista LAJED No. 13, y por la Sociedad de Economistas de Bolivia a partir de la Revista LAJED No. 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 dura aproximadamente 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 los 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 el idioma español o inglés al siguiente correo electrónico: revista.lajed@acad.ucb.edu.bo. **Junto con el manuscrito se debe enviar la declaración de buenas practicas debidamente firmada**, que se puede descargar de nuestra página web www.iisec.ucb.edu.bo en la sección de la Revista LAJED, o se puede solicitar al editor a través del correo proporcionado. Los documentos también pueden ser remitidos en algún medio magnético y 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 No. 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 nombre(s) del o los autores acompañado de un asterisco llamando a pie de página, el cual contenga información acerca de su afiliación (título, cargo, institución, dirección física y dirección de contacto), iii) un resumen de no más de 150 palabras en ambos idiomas (en 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 cumplirse 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 (debe incluir dentro la evaluación de 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 formulada 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”
Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC)
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 Socio-Economic Research Institute 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. However, 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 providing 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 has 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 that are addressed are the following:

1. Social and Economic development.
2. Social Justice, inequalities and poverty.
3. Macroeconomics and microeconomics.
4. Public policies and institutionalality.
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 classified according to the classification system of the Journal of Economic Literature (JEL), meeting ISO690 quality standards. The LAJED is indexed to Latindex, RePEc-ideas, Revistas Bolivianas and Scielo Bolivia. It is also included in Google Scholar.

2. Instructions for Authors

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

A. Initial Considerations

1. The concepts emitted in the manuscripts are sole responsibility of the author(s). The submission of a manuscript to the journal implies that the authors agree that, in case their document is accepted for publication, the Bolivian Catholic University “San Pablo” will have the copyright to distribute it in both printed and electronic format. The total or partial reproduction of the articles in this journal is permitted, once the complete source is explicitly quoted.
2. The documents sent for publication in the journal must be original and unpublished. The authors must guarantee that their articles have not been previously published and are not under consideration for publication in any other media¹.
3. The publication of articles related to the discussion and dissemination of knowledge is allowed (subject to previous evaluation) but they should not exceed 20% of the total articles in the journal.
4. The received documents will be anonymously evaluated by specialists in each field, attending aspects such as quality of the article, originality, relevance, methodology and literature review.
5. 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 of the item's receipt by email, and

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

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 performed. Later, the author will be notified by the editor regarding the final decision, accepting or rejecting the submitted article.

6. If the article was received until May of the current year, it will be published in the number corresponding to the month of November; if it was received until November it will be published in the May issue of the following year 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 approval.
7. Ideas and opinions issued in the articles are the responsibility of the authors and they do not necessarily reflect the opinions of the editor and/or the LAJED.
8. 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.
9. The LAJED does not pay or charge any commission to publish an article, all the submissions are free.
10. If the author does have an ORCID or Google Scholar identification number, it must be stated to the editor.
11. All the authors must submit the Good Practices Commitment, completed and signed along with the article.
12. All the authors must take into account the journal ethics statement.

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 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 one, both as independent instances, with the aim of providing greater impartiality and technical quality to the articles presented and to avoid any conflict of interest between the authors, the evaluators and the institution related to aspects of economic, institutional or personal matters.

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 results of two external arbitrators, the Internal Editorial Committee shall make the final decision on the acceptance or rejection of the document in question.

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.iisec.ucb.edu.bo or it can be asked to the editor via email. The documents may also be sent in some magnetic media and handwritten:

Instituto de Investigaciones Socio-Económicas
Bolivian Catholic University “San Pablo”
Av. 14 de septiembre 4836
La Paz, Bolivia
Casilla No. 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. The tables and charts used must also be added to a Microsoft Excel file for editing purposes, as well as the used data. All pages must be numbered consecutively. Titles and subtitles must be numbered with 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 a “*” calling a footnote that contain information about their affiliation (title, position, institution, physical address and contact address), iii) an abstract of no more than 150 words in both languages (Spanish and English), iv) the JEL code (s) (up to 5 codes can be attached to the document) and v) the keywords in both languages (Spanish and

English). The first page must also specify in a footnote the research funding sources (if it is the case) and/or whether the investigation is a part of a wider project.

5. The following page must include the title of the study albeit omitting the authorship to ensure anonymity during the evaluation process.
6. The extension of the document shall be 35 pages (maximum) including: bibliographical references, annexes, tables/charts, figures/graphs and photographs.
7. The 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. The figures/charts, photographs and tables/charts must follow the APA standards and should be presented in high definition for better editing process.
10. Bibliographic references must follow the APA regulations and must 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 graphics and data used.

3. For the External Editorial board

The articles of the LAJED journal should be submitted for evaluation to professionals specialized in the subject of each article. All the evaluators will be handed a form that includes all the aspects that according to the Editorial Committee must be complied by the articles to be published in the journal. The evaluators will assess the degree of compliance of these aspects and will eventually 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 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 are clearly established.

ISSN: 2074 - 4706

Página web:
www.iisec.ucb.edu.bo



Universidad Católica Boliviana San Pablo