

REVISTA  
LATINOAMERICANA  
DE

Número 35

# DESARROLLO ECONÓMICO

Latin American Journal of Economic Development

Instituto de Investigaciones Socio Económicas  
Universidad Católica Boliviana San Pablo

Mayo 2021  
Octubre 2021

Lykke E. Andersen  
Alejandra Gonzáles R.

Life and Death During the First Year of the COVID-19 Pandemic: An analysis of cross-country differences in changes in quantity and quality of life

Edison Choque  
Carla Salamanca  
Isabel Quehui

Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia

Lucila Aguilar  
Álvaro Chirino

Consecuencias de la ausencia del desayuno/merienda escolar: una evaluación de impacto

Óscar Martínez

Rational Bubbles and the S&P 500.  
An empirical approach

Mauricio Mora Barrenechea

Una revisión a la Curva de Phillips en Bolivia



Revista indexada a Latindex, RePEc-IDEAS y SciELO Bolivia

ISSN: 2074 - 4706

REVISTA LATINOAMERICANA DE

# DESARROLLO ECONÓMICO

Latin American Journal of Economic Development

---

Número 35

Mayo 2021 - Octubre 2021

UNIVERSIDAD CATÓLICA BOLIVIANA "SAN PABLO"

*R. P. José Fuentes Cano*

**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**

*Mgr. Javier Marcelo Gutiérrez Ballivián*

**Decano de la Facultad de Ciencias Económicas y Financieras**

*Mgr. Mauricio Medinaceli*

**Director de la Carrera de Economía**

*Dra. Fernanda Wanderley*

**Directora del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas**

ACADEMIA BOLIVIANA DE CIENCIAS ECONÓMICAS (ABCE)

*Dr. Óscar Molina Tejerina*

**Presidente**

SOCIEDAD DE ECONOMISTAS DE BOLIVIA (SEBOL)

*Dr. Óscar Molina Tejerina*

**Presidente**

HANNS SEIDEL STIFTUNG

*Sr. Víctor Hagemann*

**Director Local Oficina Bolivia**

## Editora

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

## Editora asistente

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

## Comité Editorial Interno

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

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

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

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

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

## Consejo Editorial Externo

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

Bernardo Fernández Ph.D., Glasgow University; 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.

Joquín 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

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

Pablo Mendieta Mgr., Pontificia Universidad Católica de Chile; Centro Boliviano de Estudios Económicos (CAINCO), Bolivia.

Ricardo Nogales Ph.D., University of Geneva; Universidad Privada Boliviana, Bolivia.

Fabiola Saavedra-Caballero Ph.D(c), Catholic University of Louvain, Bélgica.

---

## Responsable de edición:

Cecilia Castro Balderrama

## Diagramación:

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

## Impresión:



Tiraje: 200 ejemplares

Depósito Legal: 4 - 3 - 76 - 03

ISSN: 2074-4706

Todos los derechos reservados

Instituto de Investigaciones Socio Económicas

Av. 14 de Septiembre N° 4836

Obrajes, La Paz, Bolivia

Tel.: 278 22 22

Casilla: 4850. Correo central.

e-mail: [iisec.lpz@ucb.edu.bo](mailto:iisec.lpz@ucb.edu.bo)

[www.iisec.ucb.edu.bo](http://www.iisec.ucb.edu.bo)

# CONTENIDO

Presentación.....	5
<b>Lykke E. Andersen y Alejandra Gonzáles Rocabado</b> Vida y muerte durante el primer año de la pandemia COVID-19: un análisis de las diferencias entre países en los cambios en la cantidad y la calidad de vida.....	9
<b>Edison Choque, Carla Salamanca e Isabel Quehui</b> Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia.....	59
<b>Lucila Aguilar y Álvaro Chirino</b> Consecuencias de la ausencia del desayuno/merienda escolar: una evaluación de impacto.....	95
<b>Óscar Martínez</b> Burbujas racionales y el S&P 500. Una metodología empírica.....	135
<b>Mauricio Mora Barrenechea</b> Una revisión a la Curva de Phillips en Bolivia.....	159

# CONTENT

Presentation.....	5
<b>Lykke E. Andersen and Alejandra Gonzáles Rocabado</b> Life and Death During the First Year of the COVID-19 Pandemic: An analysis of cross-country differences in changes in quantity and quality of life.....	9
<b>Edison Choque, Carla Salamanca and Isabel Quehui</b> Estimation of Child Support for Single-headed Households in Capital Cities of Bolivia.....	59
<b>Lucila Aguilar and Álvaro Chirino</b> Consequences of the absence of school breakfast/lunch: an impact evaluation.....	95
<b>Óscar Martínez</b> Rational Bubbles and the S&P 500. An empirical approach.....	135
<b>Mauricio Mora Barrenechea</b> A review of the Phillips Curve in Bolivia.....	159

# Presentación

La crisis sanitaria, económica y social causada por la actual pandemia por COVID-19 representa un hito en la historia de la humanidad. Esta situación plantea nuevos desafíos a la academia, hacedores de política y la sociedad en general, no sólo porque ha llevado a cuestionarse cuáles son los temas prioritarios para las políticas económicas, sociales y ambientales, sino también a replantear nuevas formas de organización del trabajo y de los cuidados de personas dependientes. La pandemia ha puesto de manifiesto la centralidad de los bienes comunes y públicos para la sostenibilidad de la vida y, consecuentemente, la continuidad de las actividades económicas y sociales. Entre estos bienes sobresalen los ecosistemas, la alimentación, la salud, la educación, la vivienda y el cuidado en las familias y en la sociedad.

Se observa un giro significativo en la política económica de los países ricos y en el discurso de organismos multilaterales como el FMI. La directora ejecutiva del Fondo Monetario Internacional, Kristalina Georgieva, apunta a las siguientes prioridades: la recuperación económica verde, inclusiva y digital, estableciendo como metas la sostenibilidad ambiental, la reducción de la desigualdad con más empleo y la transformación digital; el rol activo del Estado y de la inversión pública en coordinación con la privada; nuevo impuesto a las grandes corporaciones, y mayor apoyo financiero de los países ricos hacia los países de bajos y medianos ingresos, incluida la propuesta de suspensión del pago de deuda externa. Todo esto nos hace indagar si estamos asistiendo a la emergencia de un nuevo y bienvenido consenso de Washington.

Es en este contexto que el Instituto de Investigaciones Socio-Económicas de la Carrera de Economía de la Universidad Católica Boliviana “San Pablo” presenta el trigésimo quinto número de la Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico (LAJED), en el cual se exponen trabajos que aportan a la discusión sobre los efectos de la pandemia y sobre los principales problemas sociales y económicos de América Latina y el mundo. Es un orgullo anunciar que nuestra revista cumple 18 años de publicaciones semestrales ininterrumpidas, un logro que se ha alcanzado gracias a la contribución de los investigadores que eligieron

publicar en la LAJED y la colaboración de prestigiosos expertos en la revisión minuciosa de los artículos.

En esta edición se presentan cinco artículos de doce documentos remitidos. El primero, *Life and Death During the First Year of the COVID-19 Pandemic: An analysis of cross-country differences in changes in quantity and quality of life*, de Lykke Andersen y Alejandra Gonzáles, brinda un análisis comparativo de los cambios en la cantidad y la calidad de vida durante el primer año de la pandemia COVID-19 en 124 países, aproximando la cantidad de vida mediante años de vida perdidos por COVID-19 y la calidad de vida por el cambio promedio en la movilidad diaria.

La segunda investigación, *Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia*, de Edison Choque, Carla Salamanca e Isabel Quehui, propone una estimación de la manutención infantil que combina el enfoque marginal y *per cápita* promedio para cinco ciudades capitales y la metrópoli de La Paz. El tercer documento, *Consecuencias de la ausencia del desayuno/merienda escolar: una evaluación de impacto*, de Lucila Aguilar y Álvaro Chirino, evalúa el impacto de la Alimentación Complementaria Escolar sobre los gastos en alimentación por parte de los hogares, salud y seguridad alimentaria en Bolivia, utilizando un método de emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*).

El cuarto artículo, *Rational Bubbles and the S&P 500. An empirical approach*, de Óscar Martínez, busca determinar si la evolución del índice bursátil S&P500, que es considerado uno de los indicadores principales de la situación económica y financiera de Estados Unidos, se aproxima a la de una burbuja racional, dado que una burbuja en el mercado financiero de dicho país podría tener un efecto contagio en los principales mercados emergentes en Latinoamérica. El último estudio, *Una revisión a la Curva de Phillips en Bolivia*, de Mauricio Mora, realiza una investigación empírica exploratoria sobre el estado de la pendiente de la Curva de Phillips en Bolivia, para lo cual estima una Curva de Phillips Neo-Keynesiana híbrida con datos trimestrales, para el periodo 1992T2- 2019T4, empleando el Método Generalizado de Momentos (GMM) con regresiones recursivas.

Expresamos nuestro profundo agradecimiento a la Academia Boliviana de Ciencias Económicas, a la Sociedad de Economistas de Bolivia, a la Fundación Hanns Seidel y a la

Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, por el constante apoyo en la edición y publicación de la revista, y al equipo del IISEC que ha logrado adaptarse y responder de manera óptima a los desafíos de la pandemia que se vive actualmente y, en consecuencia, brindar su colaboración para este nuevo número de la revista.

Les invitamos a leer la edición 35 de la revista LAJED.

Fernanda Wanderley

**Editora**

Cecilia Castro Balderrama

**Asistente de edición**





# Life and Death During the First Year of the COVID-19 Pandemic: An analysis of cross-country differences in changes in quantity and quality of life

Vida y muerte durante el primer año de la pandemia COVID-19: un análisis de las diferencias entre países en los cambios en la cantidad y la calidad de vida

*Lykke E. Andersen\**

*Alejandra Gonzáles Rocabado\*\**

## **Abstract\*\*\***

This study carries out a cross-country analysis of changes in quantity and quality of life during the first year of the COVID-19 pandemic for 124 countries. Changes in the quantity of life are measured as life years lost to COVID-19, including excess deaths not officially reported as COVID-19 deaths. Changes in quality of life are proxied by the average change in daily

---

\* Executive Director, Sustainable Development Solutions Network Bolivia  
Contact: [lykke.e.andersen@sdsnbolivia.org](mailto:lykke.e.andersen@sdsnbolivia.org)

\*\* Assistant Director, Sustainable Development Solutions Network Bolivia  
Contact: [alejandra.gonzales@sdsnbolivia.org](mailto:alejandra.gonzales@sdsnbolivia.org)

\*\*\* An earlier version of this paper was prepared for the 57th Annual Conference of the Japan Society for Social Science on Latin America, 14-15, November 2020. The authors are extremely grateful to Fundación Solyses for supporting our work at SDSN Bolivia throughout this pandemic. We also thank Benoît Decerf, Francisco H. G. Ferreira, Daniel G. Mahler and Olivier Sterck for kindly sharing their calculations on average life years lost per COVID-19 death for 150 different countries in the World. We highly appreciate the comments and suggestions received from Stefano Canelas, Jesper Lindholt, Daniel G. Mahler and an anonymous referee on earlier drafts of the paper.

mobility, compared to a pre-COVID baseline. We find a significant negative correlation between the two, meaning that the countries with the biggest reductions in mobility are also the countries with the biggest losses of life years. We calculate that about 48 million life years were lost during the first year of the pandemic, corresponding to 0.018% of all expected life years. For comparison, at least double the amount of life years are lost every year due to children dying of diarrhea. About 28 million life years are created every day from babies being born, so the first year of the pandemic set us back less than two days in terms of quantity of life. The setbacks in terms of quality of life are several orders of magnitude larger. Some countries have suffered close to a 50% reduction in mobility sustained over 12 months, with devastating effects on many aspects of quality of life. We estimate that 1.2 billion quality life years were lost due to mobility reductions, which is 25 times as many as life years lost due to COVID-19 related deaths during the first year of the pandemic.

**Keywords:** COVID-19; pandemic; life years; mobility; quality of life.

## **Resumen**

Este estudio realiza un análisis comparativo de los cambios en la cantidad y la calidad de vida durante el primer año de la pandemia COVID-19 para 124 países. Los cambios en la cantidad de vida se miden como años de vida perdidos por COVID-19, incluido el exceso de muertes no reportadas oficialmente como muertes por COVID-19. Los cambios en la calidad de vida están representados por el cambio promedio en la movilidad diaria, en comparación con una línea base anterior al COVID-19. Encontramos una correlación negativa significativa entre los dos, lo que significa que los países con mayores reducciones de movilidad son también los países con mayores pérdidas de años de vida. Calculamos que se perdieron alrededor de 48 millones de años de vida durante el primer año de la pandemia, lo que corresponde al 0.018% de todos los años de vida esperados. A modo de comparación, se pierden al menos dos veces más años de vida cada año debido a la mortalidad de niños por diarrea. Todos los días se generan alrededor de 28 millones de años de vida por el nacimiento de bebés, por lo que el primer año de la pandemia nos retrasó menos de dos días en términos de cantidad de vida. Los contratiempos en términos de calidad de vida son de varios órdenes de mayor magnitud. Algunos países han sufrido una reducción de alrededor del 50% en la movilidad durante los últimos doce meses, con efectos devastadores en muchos aspectos de la calidad

de vida. Estimamos que 1,200 millones de años de calidad de vida han sido perdidos por las reducciones en movilidad, lo cual es 25 veces más que la cantidad de años perdidos por muertes de COVID-19 en el primer año de la pandemia.

**Palabras clave:** COVID-19; pandemia; años de vida; movilidad; calidad de vida.

**Classification/Clasificación JEL:** H12, I14, I18, I38.

The numbers have no way of speaking for themselves.

We speak for them, we imbue them with meaning

Nate Silver

## **1. Introduction and motivation**

The COVID-19 pandemic, caused by the SARS-CoV-2 virus, has confronted people and governments across the globe with tough life-and-death decisions: Should grandma be allowed to hug her grandchildren? Should children be allowed to go to school? Should colleagues be allowed to enjoy a beer together Friday afternoon? Should teenagers be allowed to go to the beach? Would it be OK to go for a run in the park Sunday morning without a face mask?

We are already more than one year into the pandemic, but many governments are still not sure what the correct answers to those questions are. Indeed, in many countries the answers may change from one week to the next, causing major uncertainty for businesses, students, travelers, bureaucrats, and the population in general. The best answers also vary considerably from person to person, as some groups are more vulnerable to the virus, while other groups are more vulnerable to the restrictions implemented to control the virus.

In this paper, we will evaluate the experiences during the first year of the pandemic (from 11 March 2019 to 11 March 2021) from across the world, in order to extract some recommendations for the remainder of the pandemic, as we still have quite some way to go before the pandemic is over. Since all aspects of life are affected by the pandemic, including health, education, work, investment, pleasure, travel, inequality, poverty, violence, democracy,

freedom, and mobility, it is necessary to employ a broad perspective covering all these dimensions.

Viruses outnumber people on the planet by approximately 143,000,000,000,000,000,000 to 1<sup>1</sup>, so there is no way to avoid being exposed to viruses. In addition, the only way that viruses can replicate themselves is to enter the cells of another organism, and convince the reproductive apparatus of that cell to reproduce the virus's genetic structure instead of its own. Thus, viruses depend completely on their hosts to survive, and have no interest in killing them. Most viruses have a favorite host, and do not harm that host, because that would be self-defeating.

However, once in a while, random mutations occur that allow the virus to jump to another species, which is not used to live with that virus. Given the vast number of viruses involved, and their rapid rates of multiplication, this happens quite frequently. To deal with that, humans, and indeed all other living organisms, have had to develop defense mechanisms. This defense mechanism is our immune system, which, through millions of years of evolution together with millions of different virus species, has developed several layers of defense against the constant onslaught of potential pathogens. The human innate immune system includes barrier tissues with antimicrobial chemicals, white blood cells trained to recognize potential pathogens, macrophages that ingest and kill viruses, natural killer cells that destroy infected cells, cytokines and chemokines that send signals to other innate immune cells about ongoing problems, and much more. If the innate immune system is not enough, we have a second layer of defense called the adaptive immune system, which deals with particularly tough threats. This adaptive immune system includes cytotoxic T cells trained to kill what looks like a pathogen, B cells which produce antibodies that bind to pathogens in order to neutralize them, and memory B cells which remember how to deal with a specific threat if it should encounter it again in the future<sup>2</sup>. The adaptive immune system can be activated either by direct infection or by vaccination, which is designed to mimic infection, and prompt the immune system to produce antibodies.

---

1 See *Microbiology by numbers* (2011).

2 For a general overview of the immune system, see for example Maggini, Pierre and Calder (2018).

Our bodies usually manage all this without us having to think about it consciously. However, once in a while, a particularly nasty virus mutation will appear, and if we don't identify it quickly and eradicate it early, it may cause a worldwide pandemic with high excess mortality rates.

Due to the huge numbers of viruses involved, these dangerous mutations happen regularly, with almost mathematical precision. However, due to increased global travel, increased population densities, and increased industrial animal production, the risk of a dangerous pandemic has increased steadily over the past century, and this trend will likely continue and intensify. There has been no shortage of warnings about these risks, both from scientists and science fiction, and the global community has been developing systems to deal with particularly nasty mutations.

While we have become increasingly susceptible to a dangerous virus mutation, we have also become much better at dealing with the threat, as the scientific understanding of viruses has increased tremendously. One hundred years ago, nobody understood even the basics of the Spanish Flu. In 2020 scientists managed to sequence the whole DNA of the SARS-CoV-2 virus within a few weeks of discovering it, and made it publicly available in the GenBank database (accession number MN908947) on 10 January 2020. This allowed other researchers to immediately start developing test kits to detect cases in other countries (ECDC, 2020). It also allowed research teams around the world to quickly start developing potential vaccines. Currently, more than a hundred vaccine candidates are being tested (Gavi, 2020). Impressively, several vaccines passed rigorous safety and efficacy trials and got approved for massive vaccination roll-outs within one year of detecting the new virus – a feat never before accomplished. The COVID-19 vaccine race can now be followed in real time at sites such as Our World in Data: <https://ourworldindata.org/covid-vaccinations>.

While some countries were prepared for a pandemic (mainly due to practice from previous scary viruses), and more or less followed previously devised plans and strategies to manage the new virus, many others were caught off guard and had to improvise. It is still too early to make final judgements concerning the management of the COVID-19 pandemic, but in this paper, we take stock of the outcomes of the decisions taken during the first year of the pandemic in 124 countries across the world. We urgently need to learn from both good

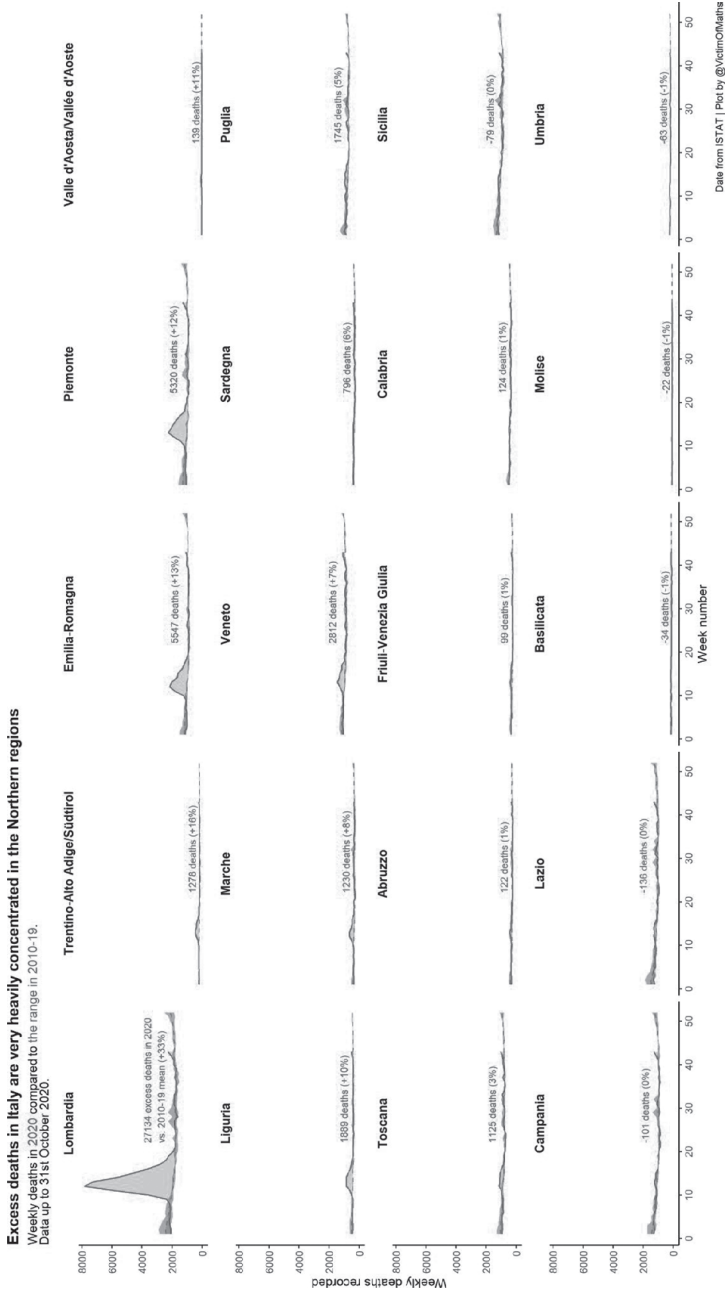
and bad experiences in order to get through the rest of the pandemic with the least damage possible.

The differences between countries are astonishingly large, especially in terms of mortality rates, which vary more than a hundred-fold so far. Some of these differences may be due to structural differences (such as differences in the age composition of the population, obesity rates, population density, quality of the health care system, etc.); some may be due to differences in behavior (such as working from home, wearing masks, using hand sanitizers, or maintaining physical distancing); and some may be due to differences in the timing of the pandemic, in the amount of testing, and in how cases and deaths are counted and reported.

Surprisingly, there can be very large differences in health outcomes even within the same country. For example, Figure 1 shows excess mortality in Italy by week and by region, comparing the first 10 months of 2020 to average all-cause deaths per week during the previous 10 years. Lombardy, a region in northern Italy that includes the metropolitan area of Milan, saw more than 27 thousand excess deaths between February and October, implying that at the peak of the outbreak the region saw 3 to 4 times the normal number of deaths. In contrast, the Lazio region, which includes Rome in the central part of Italy, saw 136 fewer deaths than normal during the first 10 months of 2020.

There have also been very large differences in the response to the pandemic. Some countries managed to get systems of testing and contact tracing up and running very quickly which allowed them to identify and isolate infected individuals and to squash every outbreak to avoid the virus spreading in the community. On the 13<sup>th</sup> of January 2020, Thailand became the first country to detect a COVID-19 case outside China. The next 14 cases detected in Thailand were all in travelers arriving from China, but by 31 January the first non-imported, locally transmitted case was detected. By the end of March, 60 of Thailand's 77 provinces had reported cases and the epidemic was widespread, but Rapid Response Teams quickly managed confirmed cases by isolating and treating them, and tracing and quarantining their contacts. All cases were isolated in facilities rather than in their homes. By the end of April, local transmission had been controlled across the country (World Health Organization, 2020a). Currently, there are few restrictions on activity or movement within Thailand though borders remain closed to most travelers, which is obviously a major problem for a country with a world famous tourism industry.

**Figure 1: Weekly deaths in Italy in 2020, compared to 2010-2019 average, by region**



Source: Kindly elaborated by Colin Angus, University of Sheffield, UK (@VictimOfMaths on Twitter).



Other countries realized too late that the SARS-CoV-2 virus was already circulating widely and asymptotically, but did not have the testing capacity to identify who was infected and who was not, so they instead went for crude lockdowns, hoping that this would prevent the virus from being able to spread. As we will see in this paper, this clearly did not work, even in countries with some of the toughest lockdowns in the world, such as Peru and Bolivia.

A few countries (most notably Sweden) figured out early on that this virus was going to be with us for a long time, and that we needed to implement measures that could be sustained over time. The Swedish strategy relies to a large extent on the wise decisions of the population, rather than compulsory measures and forced school and business closures. Sweden has been heavily criticized for its light-touch approach, but for research purposes, it is great to have a benchmark case to compare with.

The objective of this paper is to quantify the outcomes of the decisions and behaviors during the first year of the pandemic in 124 countries in two main dimensions: Life and Death. It is still too early to make final judgements, but we urgently need to learn from both good and bad experiences.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 reviews the key literature that the paper is building upon. Section 3 describes the methodology and the data used. Section 4 shows the cross-country results. Section 5 attempts to put COVID-19 into perspective by calculating the magnitude of the setbacks in different dimensions of life and death. Finally, section 6 provides a summary as well as policy recommendations.

## **2. Key literature**

During the early months of the COVID-19 pandemic, there was still very limited data to learn from, so many researchers turned to the 1918 Spanish Flu for lessons to be learned. Beach, Clay and Saavedra (2020) provide an excellent overview of the main outcomes of the Spanish Flu. They report that roughly 50 million people died from influenza between 1918 and 1920, mostly in India and China. In total, 26-36 million deaths occurred in Asia, while Africa and Europe each saw about 2.5 million deaths, and the Americas only about 1.5 million. This is almost the opposite geographical pattern as the COVID-19 pandemic, which so far has seen the highest death rates in North America, South America and Europe, while Africa, Asia and

Oceania have seen deaths per million inhabitants at least an order of magnitude lower (Dong, Du and Gardner, 2020).

Beach, Clay and Saavedra (2020) considered that a leading explanation for differences in death rates during the 1918 pandemic was income levels. Murray *et al.* (2006) regressed country level excess mortality rates on *per capita* income levels in 1918 and found that income was negatively and significantly related to death rates. A 10% increase in income was associated with a 9-10% decrease in mortality. They predicted that if a similar influenza pandemic were to occur in 2004, 96% of deaths would occur in developing countries. Surprisingly, we have observed the opposite pattern with COVID-19.

Another major difference between the 1918 flu pandemic and the 2019 coronavirus pandemic highlighted by Beach, Clay and Saavedra (2020) is that the former killed many prime-aged workers, whereas COVID-19 kills mainly old people. The different age profiles of risk alone would imply completely different impacts on the economy and society, which should make us further hesitant to transfer the lessons from the 1918 pandemic to our current predicament. Not to mention that our knowledge about viruses, our capacity to develop vaccines, and our ability to work online have changed drastically since 1918.

While human society has changed dramatically over the last 100 years, viruses tend to work the same way as they have for millions of years. Thus, we can learn a lot from observing the biological evolution of past pandemics. For example, it is worth pointing out that the 1918 influenza pandemic continues even to the present day, with tens of thousands of people being killed every year by new variants that have all evolved from the original H1N1 influenza virus which caused the 1918 pandemic (Taubenberger, Kash and Morens, 2019). Fortunately, subsequent strains have been much less lethal than the original (Taubenberger and Morens, 2006).

Like several other recent papers on this and previous pandemics, our paper is descriptive-comparative. We try to quantify how countries have been performing in both the life and death dimensions during the pandemic, and compare outcomes across countries in order to learn from good and bad experiences.

The paper is most directly related to the World Bank study by Decerf, Ferreira, Mahler and Sterck (2020) which estimates years of life lost (LY) and additional years spent in poverty (PY) due to the pandemic until early June 2020. The authors find that the ratio of PYs to LYs is very large, especially in poorer countries, implying that we certainly have to include the impacts on people's livelihoods as well as on their lives.

To estimate years of life lost, LY, the authors use age-specific mortality information, and assume that LY is equal to the residual life-expectancy at the age of death, as computed from the country's pre-pandemic age-specific mortality rates, which were obtained from the Global Burden of Disease Database (Dicker *et al.*, 2018).

We will use a similar calculation of life years lost, but instead of using only reported COVID-19 deaths, we will include excess deaths that have not been reported as COVID-19. Excess mortality is a far more accurate measure of health impacts of the pandemic, especially in countries where testing has been highly restricted, or where there have been many collateral deaths due to overwhelmed hospital systems, lockdowns, or unemployment. The European Mortality Monitoring Initiative, EUROMOMO<sup>3</sup>, is a model for this kind of monitoring, and it has inspired several similar initiatives during this pandemic. For example, the New York Times now maintains a database on excess mortality<sup>4</sup>, as does The Economist<sup>5</sup> and Financial Times<sup>6</sup>. The data used to be scattered, but Ariel Karlinsky and Dmitry Kobak have made a huge effort to gather weekly, monthly, or quarterly all-cause mortality data from as many countries as possible, and have made this data openly available as the regularly-updated World Mortality Database (Karlinsky and Kobak, 2021), which we use in this paper.

To estimate years spent in poverty (PY), Decerf *et al.* (2020) use information about each country's income distribution, each country's poverty line<sup>7</sup>, and the changes in economic growth estimates between January and June 2020, according to the World Bank's Global Economic Prospects (GEP) (World Bank, 2020a). Their method requires quite a lot of

---

3 See <https://www.euromomo.eu/>.

4 See Wu, McCann, Katz, Peltier and Deep Singh (2020).

5 See The Economist (2020a).

6 FT Visual & Data Journalism Team (2020).

7 The authors use the World Bank's income class poverty thresholds, as derived by Jolliffe and Prydz (2016), namely \$1.90 per person per day in low-income countries (LICs); \$3.20 a day in lower-middle-income countries (LMICs); \$5.50 a day in upper-middle-income countries (UMICs); and \$21.70 a day in high-income countries (HICs).

assumptions, including the conservative assumption that the additional poverty induced by COVID-19 will only last for one year. It is still far too early to know if these assumptions are reasonable, so in this paper we will offer an alternative way of measuring the livelihoods dimension of the analysis.

While the increase in income poverty is clearly one of the most dramatic effects of this pandemic, the deprivations suffered go far beyond the lack of income. As suggested by the introductory paragraph of this paper, the pandemic has prevented grandparents from spending time with their grandchildren, has made it impossible for children to go to school, has made it illegal for colleagues to enjoy a beer Friday afternoon, and in many places people have not even been allowed to enjoy nature.

A potentially useful way to summarize all these diverse effects is to measure how the pandemic has affected our interactions with other people. For that purpose, the Google Community Mobility Reports (Google, 2020), based on the movements of our cell-phones, are extremely useful. These reports show how the number of visits and the length of stay at different types of places (retail and recreation; grocery and pharmacy; parks; transit stations; workplaces; and residential) have changed during the pandemic compared to a pre-pandemic baseline (3 January to 6 February 2020). The data is calculated for most countries in the world, and even at sub-national levels for some of them. Given that there are by now more cellphone subscriptions than people on the planet<sup>8</sup>, this data is likely to be reasonably representative for the whole population in most countries. Unfortunately, data is lacking for some big countries, like China and Ethiopia. One additional concern is that the averages may hide systematic differences by age and gender. Caselli *et al.* (2021) obtained a unique data set from Vodafone for Italy, Portugal, and Spain, and found that lockdowns had a larger impact on the mobility of women and younger cohorts. This is important to bear in mind when interpreting our results.

Several other studies have used the Google mobility data to analyze how countries have performed during the pandemic. The Sustainable Development Report 2020, prepared by Sachs *et al.* (2020), is probably one of the first worldwide studies that use Google Mobility Data to assess how well countries performed during the early months of the pandemic. They

---

<sup>8</sup> See the World Bank's World Development Indicator on Mobile Cellular Subscriptions (per 100 people): <https://data.worldbank.org/indicator/IT.CEL.SETS.P2>

constructed a COVID Index of Epidemic Control (CIEC) which summarizes each country's performance over three dimensions:

- Cumulative COVID-19 mortality rate, per million inhabitants, as of 12 May 2020.
- The average Effective Reproduction Rate (ERR)<sup>9</sup> during 4 March to 12 May 2020.
- Epidemic Control Efficiency (ECE), which is calculated as the difference between the proportionate reduction in ERR and the proportionate reduction in mobility<sup>10</sup>, from 4 March to 12 May 2020.

According to Sachs *et al.* (2020), reductions in mobility are a very costly and inefficient way of reducing the ERR and thus the mortality rate, which is why high reductions in mobility lower the performance of the index. During their period of analysis, South Korea experienced a 10% reduction in mobility, while maintaining a low mortality rate of 5 COVID-19 deaths per million inhabitants, which is considered highly efficient. In contrast, Spain experienced a 60% reduction in mobility while reaching 575 COVID deaths per million inhabitants by 12 May 2020, which is extremely inefficient.

Bargain and Ulugbek (2020) analyze the Google mobility data in more detail to assess how changes in work mobility depend on the level of poverty. They show that across 241 regions of 9 countries from Latin America and Africa, the decline in work mobility after lockdown is significantly lower in regions with higher poverty rates, since people simply cannot afford to stay at home. They also estimate that poverty rates one standard-deviation above the mean regional poverty are associated with 11% more cases after a month and a half.

### 3. Methodology and data

The SARS-CoV-2 virus, despite having a relatively low infection fatality rate (Ioannidis, 2020), has had more dramatic impacts on all aspects of life, across the entire world, than any other virus during the last 100 years. Thus, when analyzing how well countries have managed the

---

<sup>9</sup> They use the daily values calculated by Arroyo Marioli *et al.* (2020), updated daily here: <http://tracking-env.eba-9muars8y.us-east-2.elasticbeanstalk.com/>.

<sup>10</sup> Calculated as the average daily reduction in visits to retail outlets and recreation, visits to grocery stores and pharmacies, visits to transit stations, and visits to workplaces from March 4 to May 12, 2020, according to the Google (2020) Community Mobility Reports (<https://www.google.com/covid19/mobility/>).

pandemic so far, we need to include more than just the number of COVID-19 infections and deaths, which every country on the planet seems to report daily.

Assessing all impacts simultaneously for all countries is obviously empirically challenging. In this paper we will assess two major groups of effects: i) Effects on death and ii) effects on life. That leaves out some major effects on governments and public finances, but obtaining data to assess that will require more time.

### **3.1. Measuring the death dimension**

The most commonly used way of gauging the deadly impacts of COVID-19 is accumulated deaths per million inhabitants. This metric is updated daily by several sites, such as Worldometer<sup>11</sup> and Our World in Data<sup>12</sup>. The results so far show astonishing differences between countries, ranging from less than 10 per million (e.g. Taiwan, Tanzania, Thailand, Niger, New Zealand, Myanmar, Mongolia, Uganda, among others) to more than 1,000 per million (e.g. USA, Brazil, UK, Italy, Mexico, France, Colombia, Argentina and Peru, just to mention some of the biggest).

This data, however, suffers from serious problems of under-reporting in many countries where COVID-19 testing was severely limited during most of the early phases of the pandemic, or where reporting guidelines implied that only COVID-19 deaths in hospitals were counted. In other countries, the lack of testing may have led to over-reporting, since any death with COVID-like symptoms or in persons who had previously tested positive for COVID-19 were included.

This problem of under- and over-reporting has been widely acknowledged, and, as mentioned above, several institutions have implemented major efforts to monitor excess mortality. In this paper we use excess mortality data from the World Mortality Database, which covers 71 of our countries (Karlinsky and Kobak, 2021). Some countries report deaths every week, others every month, and some only every quarter. Only one country (Peru) was completely up to date with excess deaths until our cut-off date (11 March 2021), so for the rest we add official COVID-19 deaths between the last date of excess death reporting and 11

---

<sup>11</sup> See <https://www.worldometers.info/coronavirus/>.

<sup>12</sup> See <https://ourworldindata.org/coronavirus>.

March 2021 to get the most accurate number possible of excess deaths between 1 January 2020 and 11 March 2021. Annex provides details.

One additional consideration, that has to be taken into account, is the age of the people who died prematurely. A person dying at 23 years of age will lose many more expected life years than a person dying at 93. It is well-known that care homes, nursing homes and other assisted living facilities have been particularly hard hit by COVID-19 in many countries. But care homes tend to be places where people are spending the last few months or years of their life, because they have become so old and frail that they are no longer able to take care of themselves.

In order to take into account differences in the age structure of COVID-19 associated deaths, we apply the methodology of Decerf *et al.* (2020). Combining information on the age pyramid in each country, the residual life expectancy by age in each country, and inferred COVID-19 deaths by age in each country, they estimate how many life years are lost, on average, for each COVID-19 death in each country. The authors have kindly shared their calculations with us, and we simply use their estimates of life years lost per COVID-19 death, which range from a minimum of 8.1 years in Latvia to a maximum of 20.0 years in Iraq. These estimates are in line with those of Pifarré-i-Arolas *et al.* (2021) which study 81 countries in more detail and arrive at an average of 16 life years lost per COVID-19 death. The latter study differentiated lost deaths by gender, and found that men had lost 45% more life years than women, both because men are more likely to die from COVID-19 than women, and because they die at a younger age. We do not distinguish between men and women in our calculations, but these gender differences are important to bear in mind when interpreting the results.

We express the total number of life years lost as a percentage of the total remaining life years of the population pre-COVID-19 and call this variable *DDdeath*. Given that even in the worst hit countries less than half a percent of the population has died due to COVID-19, and given that most of those who died were already quite old, the percentage of lost life years is so far below 0.2% for all countries.

### 3.2. Measuring the life dimension

To measure changes in the life dimension, we use daily mobility data from the Google (2020) Community Mobility Reports, which aggregate anonymized data from the location history of mobile phones in most countries of the world. These reports were specifically created to provide information to help monitor and manage the pandemic. They record percent changes, compared to a baseline, in the number of visits or length of stay at six different types of location:

1. Retail and Recreation: Restaurants, cafes, shopping centers, theme parks, museums, libraries, and movie theaters.
2. Grocery and Pharmacy: Grocery markets, food warehouses, farmers' markets, specialty food shops, drug stores, and pharmacies.
3. Parks: Local parks, national parks, public beaches, marinas, dog parks, plazas, and public gardens.
4. Transit Stations: Public transport hubs such as subway, bus, and train stations.
5. Workplaces: Places of work.
6. Residential: Places of residence.

The baseline is calculated during the five-week period from 3 January to 6 February 2020, as the median value for the corresponding day of the week.

For the first five categories of location, the reports show the percentage change in the number of visits, whereas, for the residential category, they show the change in length of stay.

In order to create a summary measure of how the pandemic has impacted the quality of our lives during the first year of the pandemic, we calculate a *DLife* index which is the simple average of the daily changes in visits to the first five categories of locations over the period of analysis, compared to the baseline.

We have given the same weights to each of the five categories of locations, although in reality people probably did not visit each of these areas with the same frequency in the baseline period. However, to protect privacy, Google (2020) does not report absolute values, only percent change, so we don't have the necessary information to establish differentiated weights.



### 3.3. Period of analysis

The period of analysis is the first 12 months since the World Health Organization officially declared COVID-19 a pandemic, that is from 11 March 2020 to 11 March 2021.

The virus spread quickly across the world, and most countries failed to suppress the outbreak, which means that significant spread occurred, especially in densely populated areas. Seroprevalence studies indicate that in New York city 22.7% had been infected by March 2020 (Rosenberg *et al.*, 2020); in Oise, France 25.9% had been infected by late March (Fontanet *et al.*, 2020); in the Guilan province of northern Iran about 33% of the population showed antibodies by April (Shakiba *et al.*, 2020); in Rio de Janeiro 3-4% of the population showed antibodies by late April (Amorim Filho *et al.*, 2020); in Kenya, the share was about 5% by late May (Uyoga *et al.*, 2020); in Manaus, Brazil it reached 52% by June (Buss *et al.*, 2020); in urban Pakistan, it reached 17.5% by early July (Javed *et al.*, 2020); in Qatar, it reached 30.4% in early July (Abu Raddad *et al.*, 2020); in Mumbai slums, it reached about 58% by early July (Malani *et al.*, 2020); and it was close to 50% in Tokyo by late August (Hibino *et al.*, 2020).

Still, the pandemic is by no means over, and it is too early to make final judgements, but guidance to countries is urgently needed, so we have to make do with preliminary analyses for now.

### 3.4. Countries included

Our analysis requires enormous amounts of data, so only countries that collaborate and contribute to the various global efforts of generating reliable and comparable data are included. Specifically, we only take into account countries that simultaneously are included in the Google Mobility data initiative, and provide sufficient data to be incorporated in the Sustainable Development Report 2020.

We have grouped the 124 countries with complete data in 4 main groups defined by location, and they are listed in Table 1.

**Table 1**  
**The 124 countries included in the analysis**

Africa	Americas	Asia-Pacific	Europe
Angola	Argentina	Afghanistan	Austria
Bahrain	Barbados	Australia	Belarus
Benin	Belize	Bangladesh	Belgium
Botswana	Bolivia	Cambodia	Bosnia and Herzegovina
Burkina Faso	Brazil	Fiji	Bulgaria
Cabo Verde	Canada	India	Croatia
Cameroon	Chile	Indonesia	Czech Republic
Côte d'Ivoire	Colombia	Japan	Denmark
Egypt	Costa Rica	Kazakhstan	Estonia
Gabon	Dominican Republic	Kyrgyzstan	Finland
Ghana	Ecuador	Lao PDR	France
Iraq	El Salvador	Malaysia	Georgia
Israel	Guatemala	Mongolia	Germany
Jordan	Haiti	Nepal	Greece
Kenya	Honduras	New Zealand	Hungary
Kuwait	Jamaica	Pakistan	Ireland
Lebanon	Mexico	Papua New Guinea	Italy
Mali	Nicaragua	Philippines	Latvia
Mauritius	Panama	Singapore	Lithuania
Morocco	Paraguay	South Korea	Luxembourg
Mozambique	Peru	Sri Lanka	Malta
Namibia	Trinidad and Tobago	Tajikistan	Moldova
Niger	United States of America	Thailand	Netherlands
Nigeria	Uruguay	Vietnam	North Macedonia
Oman			Norway
Qatar			Poland
Rwanda			Portugal
Saudi Arabia			Romania
Senegal			Russian Federation
South Africa			Serbia
Tanzania			Slovakia
Togo			Slovenia
Uganda			Spain
United Arab Emirates			Sweden
Yemen			Switzerland
Zambia			Turkey
Zimbabwe			Ukraine
			United Kingdom

Note: For convenience, we use commonly known short country names rather than the official names of each country. Thus, we use "Bolivia" instead of "The Plurinational State of Bolivia", "Greece" instead of "The Hellenic Republic", "Sri Lanka" instead of "The Democratic Socialist Republic of Sri Lanka", etc.  
Source: Authors' elaboration.

These countries comprise the majority of the World's population (approximately 5.6 billion people), but they also exclude some really large countries. For example, China and Ethiopia were not taken into account because they are not included in the Google Mobility data set.

These 124 countries accounted for 95.9% of all official COVID-19 deaths in the World during the first year of the pandemic.

## 4. Cross-country results

### 4.1. Life and Death diagrams

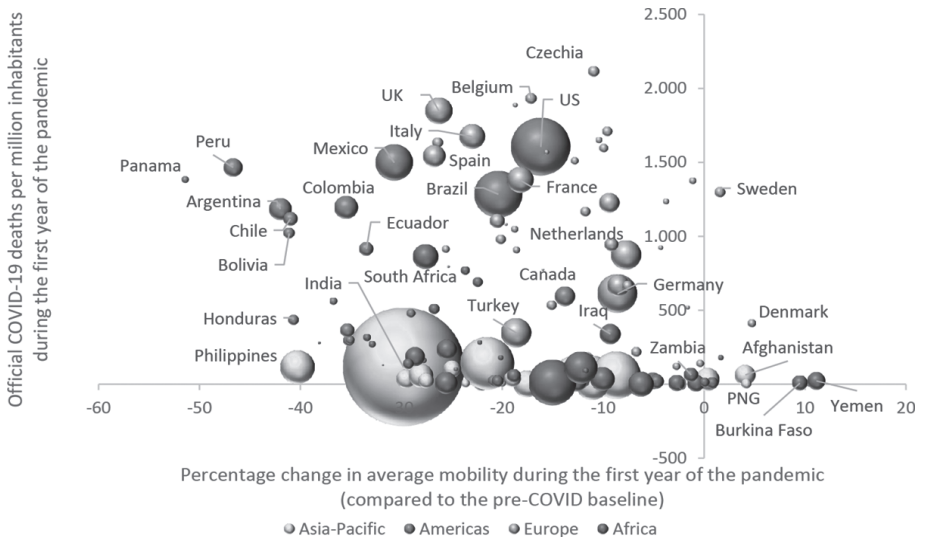
This section presents the main cross country results in a series of Life and Death diagrams. The horizontal axis of each graph represents changes in the quality of life,  $DLife$ , as measured by the average change in daily mobility during the period 12 March 2020 to 11 March 2021. The vertical axis represents changes in the quantity of life, measured in different ways, all from 1 January 2020 to 11 March 2021.

Figure 2 shows official COVID-19 deaths per million inhabitants against average changes in daily mobility. Due to the widespread quarantines and precautionary actions of the populations, few countries have seen positive changes in mobility compared to the baseline, but there are a few exceptions worth mentioning, notably Denmark and Sweden. These positive changes are mainly due to the baseline period being mid-winter for the northern hemisphere, so it is natural to see an increase in visits to parks compared to January. In Denmark and Sweden, we do indeed observe big increases in visits to parks compared to baseline (101% and 84%, respectively), while in both countries there are significant reductions of around 30% to transit stations and workplaces. It is worth noting, though, that the UK has the same climate as Denmark, and in the UK the increase in visits to parks was only 22% compared to baseline, far from the 101% increase seen in Denmark.

The correlation between the two indicators in Figure 2 is  $-0.19$ , implying a very weak negative relationship between changes in mobility and COVID-19 death rates. In general, the countries of Asia and Africa experienced low death rates, while the countries of the Americas and Europe have experienced relatively high death rates.

Basu, Basu and Tapia (2020) argue that it is important to evaluate countries within their own region, as there are striking differences in death rates between regions, likely due to the history of past diseases. For the Africa group the correlation is -0.41, for Europe it is -0.33, for the Americas -0.28, and for Asia -0.10. In no region do we see a positive relationship suggesting that mobility restrictions help reduce COVID-19 death rates, at least not in the medium term of a year. They may work for a little while, but unless the measure successfully eradicates the virus, and the country maintains its borders closed until the pandemic is over, then lockdowns at most serve to spread the deaths out over time.

**Figure 2: Official COVID-19 deaths per million inhabitants versus average change in mobility during the first year of the COVID-19 pandemic**

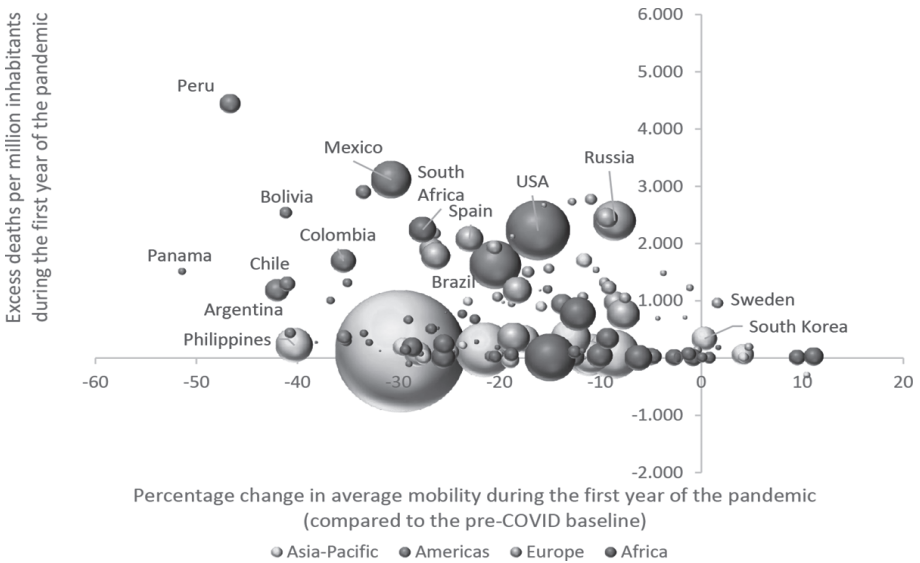


Source: Authors' elaboration based on data from Roser *et al.* (2020) and Google (2020).

However, Figure 2 only includes officially reported COVID-19 deaths, and the countries with very high death rates also had very limited testing capacity, at least during the first wave, so not all COVID-19 deaths got reported. A more accurate impression is provided by the number of excess deaths registered during the period of analysis. Figure 3 shows excess deaths per million inhabitants versus average change in mobility. Taking into account excess deaths changes the scale of the vertical axis, but otherwise does not change the main picture. When taking into account excess deaths rather than officially reported COVID-19 deaths, the death

rate per million for Peru increases from 1,466 to 4,442, which means that almost 0.5% of the entire population died during the first year of the pandemic. And this despite having observed one of the strictest lockdowns in the world throughout the year, as evidenced by a reduction in average daily mobility of almost 50% sustained over the entire year.

**Figure 3: Excess deaths per million inhabitants versus average change in mobility during the first year of the pandemic**



Source: Authors' elaboration based on data from Roser *et al.* (2020) and Karlinsky and Kobak (2021), and Google (2020). For details, see Annex.

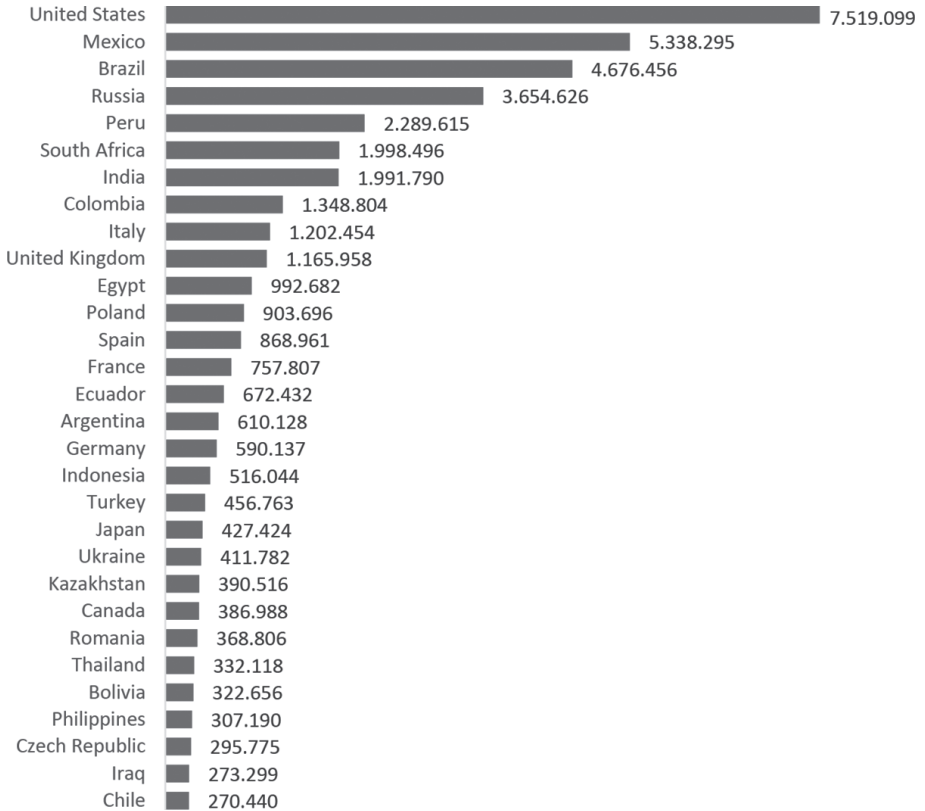
The correlation between the two indicators in Figure 3 is -0.26, suggesting that the countries that have seen the biggest reductions in mobility have also seen the highest excess mortality rates, although the relationship is not very strong.

Since the death of a young person implies many more lost life years than the death of an older person, we can further refine the analysis by calculating the total number of life years lost due to COVID-19, and compare this to the expected remaining life years of the population in each country.

In total, the world lost approximately 48 million life years to COVID-19 during the first year of the pandemic. Figure 4 shows the 30 countries that lost most life years. The 30

countries included in Figure 4 account for about 90% of all excess deaths in our 124 countries during the first year of the pandemic<sup>13</sup>.

**Figure 4: The 30 countries with the largest total number of life years lost due to COVID-19 during the first year of the pandemic**



Source: Authors' elaboration based on data from Roser *et al.* (2020) and Karlinsky and Kobak (2021). For details, see Annex.

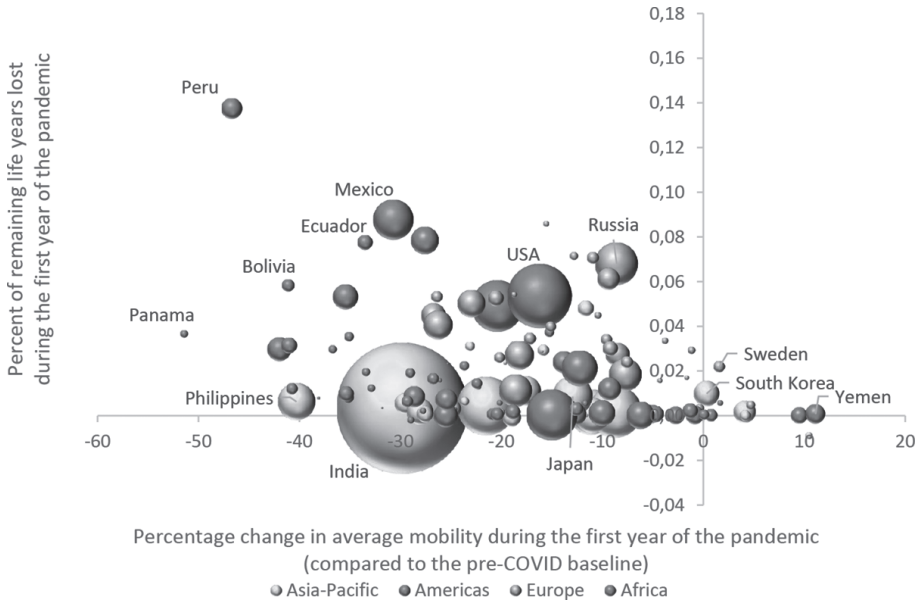
The United States heads the list. With an estimated 736,123 excess death causing an average loss of 10.2 years of life per death, the total loss during the first year of the pandemic is about 7.5 million life years.

<sup>13</sup> Official COVID-19 deaths outside the 124 countries included in our analysis account for less than 5% of the total confirmed global COVID-19 deaths during the first year of the pandemic, but we have added 4.1% to reach the global total of 48 million lost life years due to COVID-19 during the first year of the pandemic.

The remaining life years for the entire pre-COVID population of the United States was about 14 billion, though, so in percentage terms, only 0.054% of total life years were lost due to COVID-19 during the first year of the pandemic. Figure 5 plots the percentage loss of life years for each country against the percentage loss in mobility.

Peru is still the most extreme example, having lost 0.137% of total life years due to COVID-19 during the first year of the pandemic, while during the same time period average daily mobility was reduced by almost 50%. At the other extreme, we find a variety of countries with an increase in mobility compared to the baseline (Sweden and Denmark in Europe, South Korea, Mongolia, Afghanistan and PNG in the Asian group, and Benin, Botswana, Burkina Faso, Togo and Yemen in the Africa group). All of these with total loss of life years less than 0.022%.

**Figure 5: Percent of remaining life years lost versus average change in mobility, during the first year of the pandemic**



Source: Authors' elaboration based on data from Roser *et al.* (2020), Karlinsky and Kobak (2021), Google (2020) and Decerf *et al.* (2020).

The correlation between the two indicators in Figure 5 is -0.28, suggesting that there is definitely no trade-off between protecting economic/human activity and protecting lives. The countries that have fared badly in one dimension have generally also fared badly in the other.

The negative relationship is even stronger when calculated by region, rather than for all countries together. For the Africa group the correlation is -0.43, for Europe it is -0.30, for the Americas -0.27, and for Asia -0.11. In no region do we see a positive relationship suggesting that mobility restrictions help reduce death rates in the medium term.

#### **4.2. Total welfare impacts of the pandemic**

In the previous sub-section, we graphed the Life and Death dimensions against each other, but if we are willing to make a simple assumption, we can actually add the two dimensions together and arrive at an estimate of total welfare loss for each country during the first year of the pandemic.

The assumption we need to make is that a 100% reduction in mobility for a year is equal to a lost year of life. Basically, imagine a year in solitary confinement without interaction with friends, family, colleagues or even strangers. You can't work, you can't go shopping, and you can't go for a walk around the block to get some sun, much less for a hike in nature. The only thing you are allowed to do is to use your cellphone to access the Internet, but you will probably have to be quite selective about that, since your monthly Internet allowance is limited. If you are very lucky, you have a computer with unlimited Internet access, in which case the loss may feel less severe. You may also have your spouse and kids with you, which may or may not make you feel better.

If we are willing, for the moment, to make that assumption, then we can calculate the amount of Quality Life Years (QLY) lost in each country by multiplying the percentage change in mobility with the size of the population. So, for example, a country with a million inhabitants who on average reduced their mobility by 20% during the first year of the pandemic, would have lost 200,000 QLY. We can then add these to the Life Years (LY) lost due to excess deaths caused by the pandemic to obtain the Total Years (TY) lost. Finally, we can divide that by the population size and multiply by the number of days in the year, in order to get Quality Days lost per person (QDpc) during the first year of the pandemic.



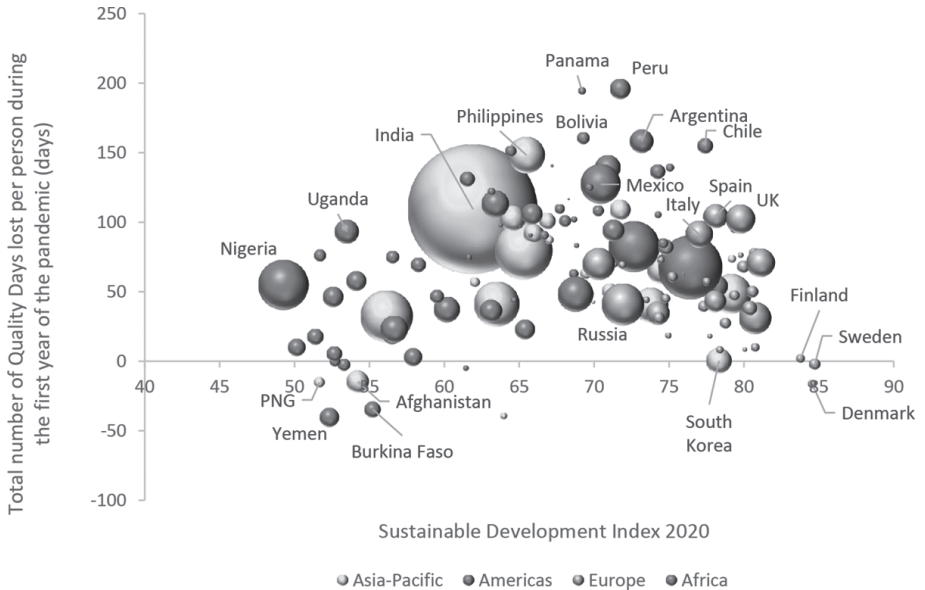
Figure 6 plots the results against the Sustainable Development Index of 2020, as calculated by Sachs *et al.* (2020). There is a clear hump-shaped relationship indicating that the least developed countries and the most developed countries saw the lowest total losses in welfare during the first year of the pandemic, while countries with medium levels of sustainable development saw the highest losses. Panama and Peru both lost almost 200 Quality Days per person during the first year of the pandemic. The weighted average for the 124 countries in our sample was 77 QDpc.

On average, the world lost 25 times more quality years of life due to mobility restrictions than due to COVID-19 related deaths, but for some countries this ratio was much higher. For the Asia group the ratio was a whopping 131, implying that for each year of life lost to COVID-19, 131 quality years of life were lost due to mobility restrictions. This result is mainly driven by the big countries with strong restrictions, but low death rates, such as the Philippines and India. For details for each country, please see Annex.

For Europe and the Americas, the ratio was lower, both at 10, due to the much higher death rates in these regions. This is still a high ratio, however, if one considers a year with 100% mobility reduction to be as bad as a year of life lost. Perhaps in highly developed countries with good Internet connections, young people might be willing to spend several years locked in a room with a computer, getting fed without having to work or study, in order to give their grandfather an extra year of life. But that seems to be a rather dystopian situation, and it doesn't make much sense from a public policy point of view, as the future of our societies depends on our current investments in the human capital accumulation of the young.

Only 13 countries out of the 124 countries analyzed in this paper have achieved a certain balance between life years lost to COVID-19 and quality years of life lost to mobility restrictions (i.e. a ratio below 2). They are: Denmark, Finland and Sweden in the European group; South Korea, Mongolia, Papua New Guinea and Afghanistan in the Asian group; Benin, Botswana, Burkina Faso, Togo and Yemen in the African group; and Uruguay in the Americas.

**Figure 6: Quality Days lost per person during the first year of the pandemic versus the Sustainable Development Index 2020**



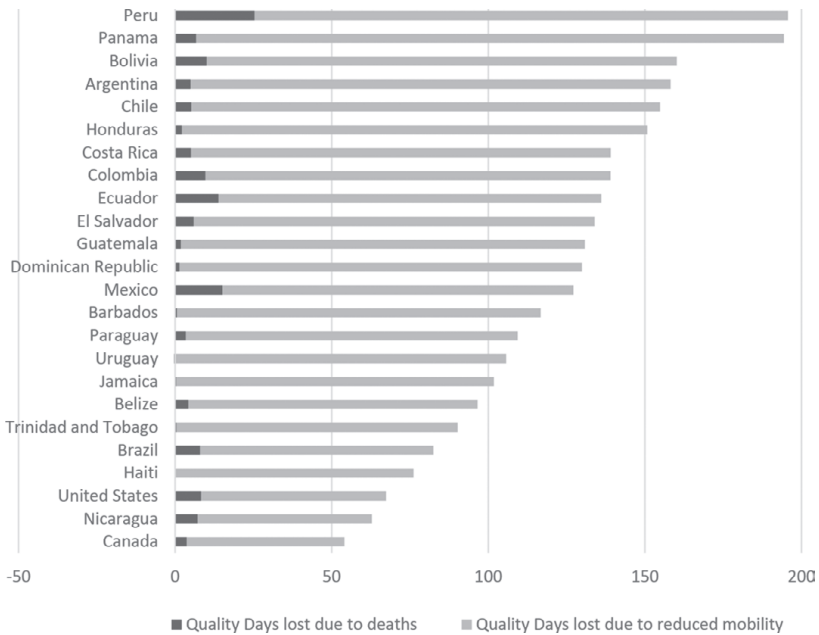
Source: Authors' elaboration based on data from Roser *et al.* (2020), Karlinsky and Kobak (2021), Google (2020), Decerf *et al.* (2020) and Sachs *et al.* (2020).

In Figures 7 to 10 we have plotted the average loss of Quality Days per person during the first year of the pandemic for each country on each continent, distinguishing between Quality Days lost to COVID-19 related deaths and Quality Days lost to reduced mobility.

To facilitate comparison across continents, the scales are identical on each graph, ranging from -50 QD to 200 QD lost per person during the first year of the pandemic. Within every regional group we see a very wide variety of outcomes. Almost everywhere, most of the Quality Days lost are due to restrictions in mobility, and these restrictions are not always by force, but frequently by choice, as can be seen from the outcome in countries with few legally imposed restrictions.

On every continent, there is at least one country whose central government decided that there was no need to make too much of a fuss about this pandemic, and thus let people do as they please.

**Figure 7: Quality Days lost per person during the first year of the pandemic in the Americas**

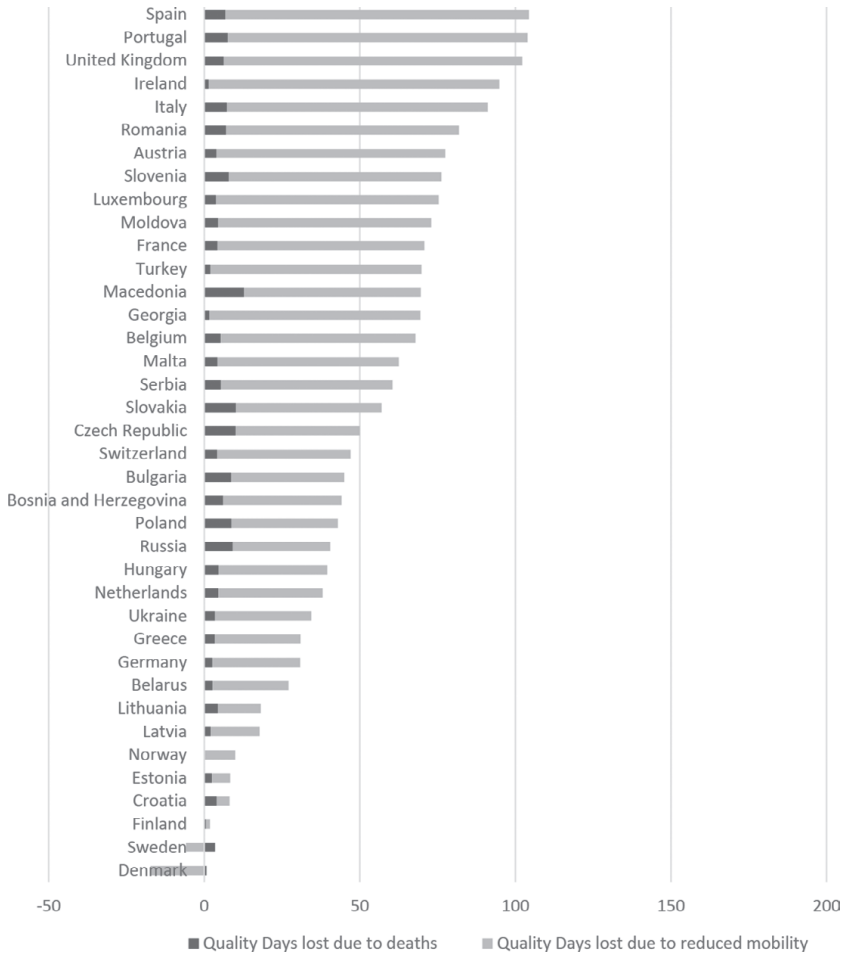


Source: Authors' estimation.

In the Americas, this was the case in Brazil, which has suffered the second highest number of COVID-19 deaths in the world, and a significant voluntary reduction in mobility (20% on average over the first year of the pandemic). It was also to a large extent the case in the United States, where restrictions varied by state, and were not enforced, and resulted in an average reduction in mobility of only 16% over the first year of the pandemic, and also the largest number of COVID-19 related deaths. Still, these two countries lost fewer Quality Days per person than most other countries in the region.

Sweden was the famously “rogue” country in the European group. It experienced two big waves of deaths, reaching 960 excess deaths per million by 11 March 2021. Most were among the very aged, however, and in terms of lost Quality Days per person, Sweden is found among the lowest in Europe. Indeed, along with Denmark it had a negative loss of Quality Days per person. Spain, Portugal and the United Kingdom, on the other hand, all lost more than 100 Quality Days per person during the first year of the pandemic.

**Figure 8: Quality Days lost per person during the first year of the pandemic in Europe**

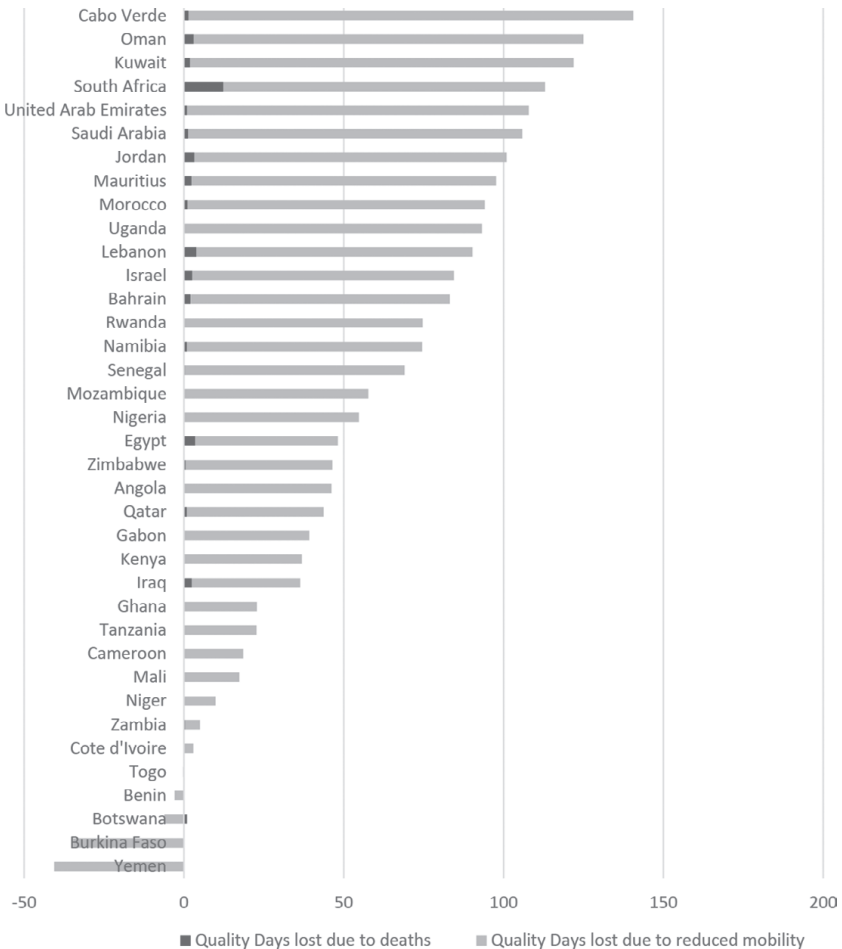


Source: Authors' estimation.

South Africa is the country in the Africa region that has suffered by far the most deaths, reaching 2,241 excess deaths per million inhabitants by 11 March 2021. This is showed in the dark red part of Figure 9. However, both South Africa, and all other countries on the continent suffered a lot more from reduced mobility. The most famous “rogue” country on the continent is probably Tanzania, whose president did not want to curtail economic activity, and did not even try to secure vaccines, but died in March 2021, with widespread suspicion that the cause

was COVID-19. Still, the country lost only 23 Quality Days per person during the first year of the pandemic.

**Figure 9: Quality Days lost per person during the first year of the pandemic in Africa**

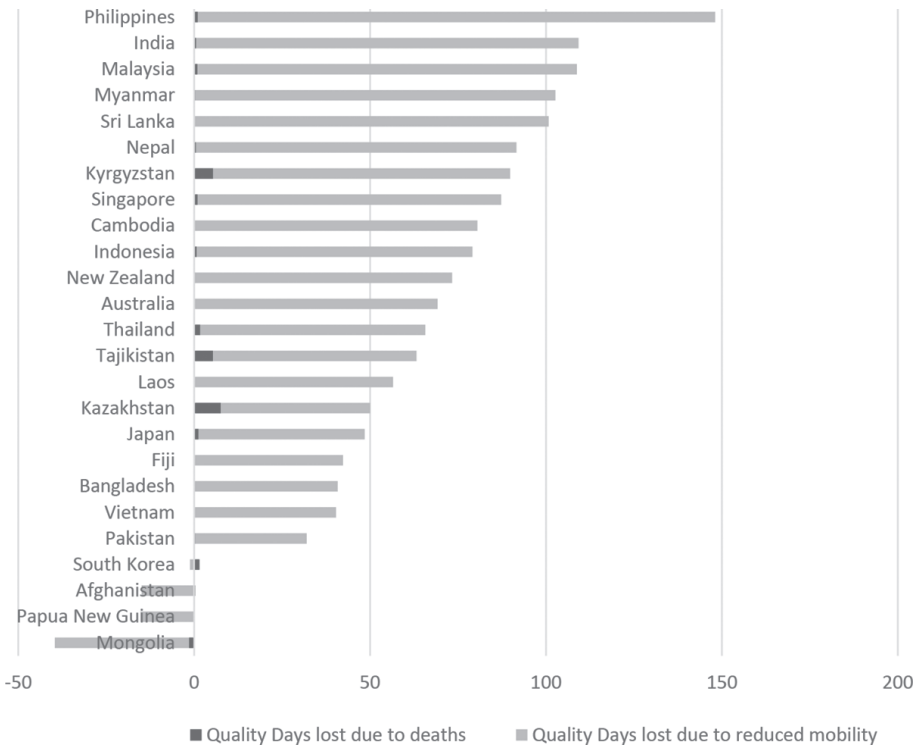


Source: Authors' estimation.

Countries in Asia have generally been doing exceptionally well at avoiding COVID-19 deaths. The worst hit country was Kazakhstan reaching 1,699 excess deaths per million by 11 March 2021. Neighboring Kyrgyzstan and Tajikistan also got hit hard, but other countries

in the region have seen few COVID-19 deaths compared to the rest of the world. Still, the Philippines has lost almost 150 Quality Days due to strongly reduced mobility during the first year of the pandemic. India, Malaysia, Myanmar and Sri Lanka also lost more than 100 Quality Days per person, despite very low death rates.

**Figure 10: Quality Days lost per person during the first year of the pandemic in Asia**



Source: Authors' estimation.

The newly released World Happiness Report 2021 focuses on the effects COVID-19 has had on people's lives around the world. Based on the surveys carried out worldwide by Gallup every year, it reports changes in life satisfaction between 2017-2019 and 2020 for 95 countries (see Helliwell *et al.* (2021), Table 2.2). Surprisingly, they do not find a reduction in global happiness during the pandemic. What they do find, however, is a statistically significant increase in life satisfaction in East Asia, South Asia and Sub-Saharan Africa, and a significant

decrease in Latin America. In other regions changes were insignificant. The Philippines, however, saw the biggest drop in life satisfaction of any country in the World, which is consistent with our finding that it is among the countries with the biggest welfare losses during the first year of the pandemic (Panama and Peru were not surveyed in 2020).

It is also important to remember that while men lost about 45% more life years than women due to COVID-19 in 2020 (Pifarré-i-Arolas *et al.*, 2021), the mobility of women and young people were reduced more than it was for men and older people (Caselli *et al.* (2021). Thus, if the loss of wellbeing from reduced mobility is at least an order of magnitude larger than the loss of wellbeing from COVID-19 deaths, then we would expect women and young people to have suffered bigger reductions in welfare than men and older people, which is consistent with the findings in Helliwell *et al.* (2021).

## 5. Putting COVID-19 into perspective

In this section, we will put the effects of the COVID-19 pandemic further into perspective, both in terms of life years lost and setbacks in the quality of life.

As shown in the previous section, just 30 countries accounted for about 87% of all life years lost due to COVID-19 during the first year of the pandemic, and no country lost more than 0.2% of their remaining life years. This means that the vast majority of countries have seen a limited loss of life so far. The global loss of life years during the first year of the pandemic amounted to approximately 48 million life years, which is a relatively small number. Every year, at least twice as many life years are lost due to children dying of diarrhea<sup>14</sup>, although typically not in the same countries as people are dying of COVID-19. During the first year of the pandemic, COVID-19 related excess deaths accounted for 3-4% of all lost life years<sup>15</sup>.

Another way of putting COVID-19 deaths into perspective is to compare the 48 million life years lost to COVID-19 to the number of life years added simply through babies being

---

14 According to Our World in Data, 1.57 million people (mostly young children) died of diarrheal diseases in 2017 (<https://ourworldindata.org/causes-of-death>). Conservatively assuming that each of these deaths implies on average 64 life years lost, this sums to about 100 million life years lost to diarrhea every year.

15 Assigning conservative estimates of lost life years to each cause of the approximately 54 million deaths that take place every year (e.g. 40 years lost for each traffic fatality, 15 years lost for a death due to cancer, liver disease, or diabetes, 10 years for dementia, etc.), we calculated a total loss of life years of at least 1400 million life years during a normal year.

born. During 2020, about 140 million children were born across the world, with an average life expectancy of about 72.6 years<sup>16</sup>, meaning that about 10 billion life years were added to the global stock. Thus, for every life year lost to COVID-19, we gained about 208 life years from babies being born. On an average day, we gain about 28 million life years just by babies being born. This means that the 48 million life years lost to COVID-19 during the first year of the pandemic have set us back less than 2 days.

It is more difficult to put the *DLife* dimension of the pandemic into perspective, as we have not experienced anything even remotely similar during our lifetimes. The costs of the lockdowns have been astronomical and multidimensional, with simultaneous shocks on both the supply side and the demand side of the world economy. ILO (2020) calculated that the equivalent of 400 million full-time jobs were lost worldwide during the second quarter of 2020, compared to the same quarter the year before. Few governments have been able to compensate workers and business owners for their lost income during the pandemic, so hundreds of millions of families have seen incomes drop dramatically. Lakner *et al.* (2020) estimate that the COVID-19 pandemic is likely to have pushed between 88 and 115 million people into extreme poverty in 2020. Decerf *et al.* (2020) estimate that 235 million additional poverty years have been generated by our responses to the pandemic, thus reversing decades of steady progress in poverty reduction. The World Bank (2020b) estimates that the ongoing crisis will erase almost all the progress made during the last five years in terms of poverty reduction.

The OECD forecasts that global GDP will fall by 4.5% in 2020, compared to 2019. In Italy, India, Mexico, UK, and France the contraction is forecast to be more than double that (Armstrong, 2020). Since global GDP normally increases by a bit more than 2% per year, this means a three-year setback in global GDP due to our reactions to the pandemic.

According to the United Nations, “the COVID-19 pandemic has created the largest disruption of education systems in history, affecting nearly 1.6 billion learners in more than 190 countries and all continents”. They argue that “the crisis is exacerbating pre-existing education disparities by reducing the opportunities for many of the most vulnerable children, youth, and adults”, and that “closures of educational institutions hamper the provision of

<sup>16</sup> According to the World Bank's World Development Indicators for 2018 (<https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN>).



essential services to children and communities, including access to nutritious food, affect the ability of many parents to work, and increase risks of violence against women and girls” (United Nations, 2020).

While children can potentially catch up on missed learning in the future, the gaps that are opening up between privileged and disadvantaged students will be very difficult to close. Privileged students with good Internet access, private teachers, appropriate spaces to study, and strong self-motivation will likely continue to do fine despite closed schools and quarantine. However, disadvantaged children without Internet, without food, and without personal space, will find it almost impossible to advance with their study program. In any future admissions tests, interviews or competitions, the latter will have little chance of competing with the former, so the disadvantaged children (the majority) will suffer permanent setbacks from these school closures. Hopefully, the pandemic will at least provide a natural experiment that will allow future researchers to test the impact of public education systems on inequality, both in poor countries and richer countries.

There have also been huge setbacks in terms of public health, as regular public health interventions have been interrupted. The World Health Organization highlights that “preliminary data for the first four months of 2020 points to a substantial drop in the number of children completing three doses of the vaccine against diphtheria, tetanus and pertussis (DTP3). This is the first time in 28 years that the world could see a reduction in DTP3 coverage –the marker for immunization coverage within and across countries.” They warn that “the avoidable suffering and death caused by children missing out on routine immunizations could be far greater than COVID-19 itself” (World Health Organization, 2020b).

Mental health is a critical part of overall health and well-being, and, according to a recent global survey by the WHO, mental health services have suffered major disruptions at a time when they are much needed (World Health Organization, 2020c). Isolation, separation from loved-ones, bereavement, loss of income, uncertainty, and fear can all trigger or exacerbate adverse mental health conditions. This can lead to increased levels of alcohol and drug use, insomnia, anxiety, or even suicide. The Economist recently carried out a survey of early signs of increases in suicide due to COVID-19 and found the signs to be ominous. For example, a CDC survey carried out last summer showed that one in four young adults had considered

taking their own life. Some suicide hotlines in the US have seen an eightfold-increase in calls. Japan and Nepal have already reported increases in suicides of 15% and 20%, respectively, while Thailand fears an increase of more than 30% this year. Since it takes time for lives to unravel completely, suicide experts expect the tolls to be much worse in 2021 (The Economist, 2020b).

Even the countries that have managed the pandemic relatively well, with few deaths and minimal lockdowns, are suffering the economic consequences of the pandemic in other parts of the world. Japan, for example, has seen extremely low COVID-19 mortality, despite early seeding of the virus, despite relatively modest constraints on human interaction, and despite having the world's oldest population and the world's most populous city. But, since Japan is the world's third biggest exporter, the recession in the rest of the World has had a dramatic effect on exports, and Japan is currently suffering the biggest slump on record (BBC News, 2020a). New Zealand briefly managed to eliminate the virus, but at a huge cost, as they have had to seal off the island country (BBC News, 2020b). They are now battling the deepest recession since at least 1987, when the current system of measurement began (BBC News, 2020c) and borders are still closed to all but the most critical travel.

Probably the worst hit sector of all is the global tourism sector. The United Nations World Tourism Organization recently released a report (UNWTO, 2020) on the devastating impacts the pandemic has had on the sector:

- ◆ 100-120 million jobs at risk
- ◆ Loss of around USD 1 billion in exports from tourism
- ◆ International tourism set back about 20 years
- ◆ Devastating impacts on small island developing states highly dependent on tourism.

## **6. Conclusions and recommendations**

This paper has reviewed the impacts of COVID-19, and our response, for 124 countries in the world in terms of both excess deaths and changes in the quality of life during the first year of the COVID-19 pandemic (until 11 March 2021). Given that the SARS-CoV-2 virus spread

quickly to every corner of the world (it even got to Antarctica)<sup>17</sup>, the diversity of experiences is astounding, and worth learning from.

Our main conclusion is that there is no trade-off between life and death, economy and health, or livelihoods and lives, because the countries that did worst in one dimension also did worst in the other dimension. Peru was the hardest hit country in the world during the first year of the pandemic, with 4,442 excess deaths per million people by 11 March 2021 while also suffering an average reduction in daily mobility of 47% over the whole year, which is the second highest in the world. In total Peru lost 196 Quality Days of life per person during the first year of the pandemic, 170 of which were due to mobility restrictions and 26 of which were due to COVID-19 related deaths. At the other end of the spectrum we find Denmark, Norway, Finland, South Korea and Mongolia with no significant excess deaths nor mobility reductions during the first year of the pandemic. Even Sweden, which avoided lockdowns altogether, did not implement any serious system of testing and contact tracing, and did not even recommend mask wearing in public, has done quite well in the cross country comparison.

Across the world, we calculate that about 48 million life years were lost during the first year of the pandemic, corresponding to 0.018% of all expected life years. For comparison, at least double the amount of life years are lost every year due to children dying of diarrhea. About 28 million life years are created every day from babies being born, so the first year of the pandemic set us back less than two days in terms of quantity of life. The setbacks in terms of quality of life are several orders of magnitude larger. Some countries have suffered close to a 50% reduction in mobility sustained over 12 months, with devastating effects on many aspects of quality of life. We estimate that 1.2 billion quality life years were lost due to mobility reductions, which is 25 times as many as life years lost due to COVID-19 related deaths during the first year of the pandemic.

The sharp contrast between the relatively modest losses of quantity of life and the huge losses in quality of life suggests that our reactions to the pandemic have been disproportionate, with the cure causing significantly more harm than the disease at the global level.

---

<sup>17</sup> <https://www.webmd.com/lung/news/20201224/antarctica-reports-first-covid-19-outbreak>

## 6.1. What we should have done: Prevention

Prevention is always the first choice in disaster risk management. Approximately 60% of all human infectious diseases are zoonoses, meaning diseases that originate in animals (Fathke, 2013). We could have significantly reduced the risk of a lethal zoonotic virus appearing by not killing and eating billions of wild or domesticated animals every single day (Zampa, 2018).

Short of the whole world going vegan, we should at the very least be carefully monitoring emerging zoonotic viruses, and pay attention to these warnings. For example, Menachery *et al.* (2015) warned in the title of their 2015 paper that “A SARS-like cluster of circulating bat coronaviruses shows potential for human emergence”. Global monitoring networks exist, and with new digital technologies they can be made vastly more efficient (Milinovich *et al.*, 2014). These global structures have been quite successful at managing many recent threats, such as the original MERS-CoV of 2003<sup>18</sup>, the 2009 H1N1 flu pandemic<sup>19</sup>, the 2012 MERS-CoV<sup>20</sup>, and the 2014-2016 Ebola outbreak<sup>21</sup>.

The countries that reacted immediately to the early warnings coming out of China about a novel Coronavirus, and quickly ramped up testing capacity in order to facilitate widespread early screening, isolation and contact tracing, were able to detect and contain outbreaks without the need for lockdowns, school closures or other major interruptions of everyday life while at the same time preventing excess deaths. South Korea, Taiwan, Vietnam, Singapore, Hong Kong, and Iceland are examples of countries that successfully applied this ideal strategy.

18 SARS-CoV was first detected in Asia in February of 2003. It spread to more than two dozen countries, infected 8,098 persons, of which 9.6% died, before it was successfully contained and eradicated (<https://www.cdc.gov/sars/about/fs-sars.html>).

19 H1N1pdm09 was first reported in California in April of 2009. It had spread to more than 70 countries by June 11, when it was declared a pandemic. About half a million people worldwide died from H1N1pdm09 virus infection during the first year, of whom 80% were younger than 65. Vaccines were developed and widely deployed in January of 2010, months after the second wave had come and gone. The H1N1pdm09 virus continues to circulate as a seasonal flu virus, killing people every year (<https://www.cdc.gov/flu/pandemic-resources/2009-h1n1-pandemic.html>, <https://www.cdc.gov/h1n1flu/cdcresponse.htm>).

20 The first known case of MERS-CoV occurred in Jordan in April of 2012, likely jumping from camels to humans. With a case fatality rate above 30% it is highly lethal, and has fortunately not managed to spread widely. It has not yet been eradicated, nor is there a treatment or a vaccine available. The biggest outbreak outside the Middle East was in South Korea (<https://www.cdc.gov/coronavirus/mers/about/index.html>).

21 The Ebola virus was first described in 1976 in what is now the Democratic Republic of Congo, but the biggest Ebola virus outbreak ever experienced started in Guinea in 2014 and spread to other countries in West Africa, infecting around 26 thousand persons and killing 11,325 of them. It still exists in DRC to this date. With an average case fatality rate of close to 50%, the virus is highly lethal, and only spreads through the bodily fluids of an infected person, which means that outbreaks can be controlled with solid public health measures (<https://www.cdc.gov/vhf/ebola/index.html>).

The world would have avoided millions of deaths and there would be at least a hundred million fewer people living in poverty by the end of this year, if all countries had reacted like them.

Countries that did not react quickly, but only started worrying when the WHO belatedly declared COVID-19 a pandemic on 11 March 2020, completely missed the opportunity to apply this ideal strategy of handling the virus. Once the virus was spreading widely in communities across the world, mostly by asymptomatic individuals, the optimal strategy of screening, contact tracing, isolation and eradication became infeasible.

## **6.2. What we need to do now: total harm reduction**

At this point in time, with about half a million new COVID-19 cases being officially recorded every day, and many millions of undetected cases undoubtedly occurring as well, we have to switch to a new strategy of total harm reduction. However difficult it is, we have to acknowledge that we failed at containing and suppressing the SARS-CoV-2 virus, and that trying to do so at this point in time will probably cause more harm than the virus itself would cause. Let's be thankful that this time the infection fatality rate turned out to be much lower than initially feared (Ioannidis, 2020), and let's pledge to do much better next time.

Total harm reduction requires a holistic, global approach to dealing with the pandemic, as all our decisions have far reaching effects on every aspect of life across the world. Epidemiologists are extremely important for doing what we should have done (as outlined in section 6.1 above), but their field of expertise is too narrow for dealing with what now needs to be done. For that purpose, public health experts are much better positioned, as they are trained to take into account the multiple dimensions of a health crisis, including psychological effects, long term developmental impacts on children, and effective methods of communication and community engagement. For an even broader view of the diverse indirect effects and trade-offs across sectors and across borders, economics training is needed. We should definitely listen to the scientists and the experts, but to get the full perspective and move towards total harm reduction, we have to make sure to include a broad range of experts, from many different disciplines and parts of the world.

Our recommendations, after reviewing the evidence presented in this paper and after having lived through one of the strictest lockdowns in the world, with one of the highest *per capita* fatality rates, are the following:

First, let's immediately work to optimize the immune system of every single person, so that it can fight the virus as effectively as possible, and in this way avoid the need for hospitalization, and prevent death. In the short run, this means providing key nutritional supplements, especially vitamins A, C, D, E, B2, B6, B12, folic acid, iron, selenium, and zinc. In the medium term it means promoting access to healthy and nutritious diets, as well as active lifestyles with plenty of access to nature (Macciocchi, 2020). We should all look to Japan for inspiration, as they have the longest life-expectancy in the world, and their COVID-19 infection fatality rate is close to 0 despite widespread COVID-19 infection. Boosting the immune system also means reducing extreme stress (McLeod, 2010). Asking rich people to work from their comfortable homes with gardens and Internet and not go to the theater for some months is relatively harmless, but locking up self-employed people or daily workers in poor countries, preventing them from earning money for food and shelter, is just cruel. Suicides due to economic despair are expected to increase dramatically around the world during 2021 (The Economist, 2020b).

Second, we should absolutely prioritize getting all children back in school. Quality public education is our most important strategy for reducing inequality of opportunity and promoting long-run sustainable development across the world. Even mediocre public education can be a life-line for disadvantaged children, providing much needed meals and protection from domestic violence. Children are at extremely low risk of a bad COVID-19 outcome, and scattered evidence suggests that schools are not important drivers of infection and death (Couzin-Frankel, Vogel and Weiland, 2020). Sweden and Bolivia both have close to 11 million inhabitants, but have implemented diametrically opposite school strategies during the pandemic, with very different outcomes. Sweden didn't close schools, nor made children wear masks or socially distance, whereas in Bolivia the whole school year was cancelled<sup>22</sup> and there have been no in-person classes at all since mid-March 2020. Despite this, just in La Paz, one of the nine states in Bolivia, at least 80 teachers died from COVID-19 during the

---

22 See <https://www.dw.com/es/bolivia-anticipa-clausura-del-a%C3%B1o-escolar-por-la-pandemia/a-54409941#:~:text=El%20gobierno%20boliviano%20anunci%C3%B3%20el,los%20ni%C3%B1os%20no%20tienen%20internet>.

first wave with the strictest lockdown<sup>23</sup>. In contrast, Vogel (2020) identified only a handful of cases of Swedish teachers or school staff having died from COVID-19. Keeping teachers out of schools and away from students is clearly not enough to keep them safe from COVID.

Third, we have to insist on the importance of physical distancing, hand hygiene, masks, ventilation and other simple, cheap and sustainable measures of reducing the spread of the virus and reducing the viral load received by those infected. For the foreseeable future, we have to curb our natural reflexes to shake hands, hug, or kiss cheeks, and instead bow or bump elbows. We have to clean our hands before and after touching a potentially infected surface, such as a supermarket cart, a cash machine, or a door handle. We have to wear masks in public transportation, supermarkets, banks, and other places where a lot of strangers gather and cannot maintain physical distance. Big, indoor crowds should be prohibited in order to avoid potential super-spreader events.

It is important that all these measures are tolerable over quite a long time. If we put too many restrictions on people, their social activities will be driven underground, with potentially adverse effects. For example, a 9 pm curfew may easily backfire, as young people, who perceive almost no risk from COVID-19, might organize sleep-over house parties from 9 pm to 9 am behind closed doors and windows, instead of going out for a few hours with a few friends to a well-ventilated restaurant or bar with good hygiene and physical distancing. As much social interaction and physical activity as possible should be done outdoors, so prohibiting people from jogging in parks, taking their toddlers to playgrounds, hiking in nature, or playing tennis, is clearly counter-productive. All of this was prohibited in Bolivia during the first six months of the pandemic.

Fourth, we need to promote more balanced communication about this pandemic. Peter Drucker once said “You can’t manage what you don’t measure”, and that is very true. But if one issue gets measured and reported in excruciating detail every hour of every day while other equally important issues get measured annually with several years of delay, that will inevitably distort priorities. When Lauren Gardner, associate professor at the Department of Civil and Systems Engineering at Johns Hopkins Whiting School of Engineering, created the absolutely brilliant interactive web-based COVID-19 dashboard to track the coronavirus outbreak

---

<sup>23</sup> See <https://www.paginasiete.bo/sociedad/2020/9/30/80-profesores-murieron-por-covid-19-en-la-paz-269906.html>.

across the world in real time<sup>24</sup>, there is no way she could have foreseen the catastrophic unintended side-effects it would have. Having access to enormous amounts of data in such a user-friendly and visually attractive format, but without context and perspective, caused news media, governments, and the public in general to panic and react disproportionately, depriving billions of children of education and interaction with their friends, causing hundreds of millions of people to lose their jobs or their small businesses, and causing hundreds of millions of people to be plunged into poverty.

Extreme precautions were indeed warranted at the beginning of the pandemic when case fatality rates appeared very high. But by now it is abundantly clear that the vast majority of infections are asymptomatic, that lockdowns are either ineffective or outright counterproductive, and that we urgently need a more holistic perspective that takes into account all aspects of people's lives, so that we can implement policies that minimize total harm and not just COVID-19 cases.

The change of direction necessary is an extremely bitter pill to swallow for many people, because it means that we have to admit that our obsession with controlling the spread of the virus has done much more harm than the virus itself will ever do. But we really have to swallow this unpleasant pill in order to save the world and get back on track to advance our goals of eliminating poverty and hunger, providing quality education for all, reducing inequality, solving the problem of climate change, etc.

*Fecha de recepción: 25 de enero de 2021*

*Fecha de aceptación: 5 de abril de 2021*

*Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC*

---

<sup>24</sup> See <https://coronavirus.jhu.edu/map.html>.



## References

1. Abu Raddad, L. J., Chemaitelly, H., Ayoub, H. H., Al Kanaani, Z., Al Khal, A., Al Kuwari, E., ... and Bertollini, R. (2020). Characterizing the Qatar advanced-phase SARS-CoV-2 epidemic. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.07.16.20155317>
2. Amorim Filho, L., Szwarcwald, C. L., Mateos, S. D. O. G., De Leon, A. C. M. P., De Andrade Medronho, R., Veloso, V. G., ... and Werneck, G. L. (2020). Seroprevalence of IgG and IgM anti-SARS-CoV-2 among voluntary blood donors in Rio de Janeiro, Brazil. *Revista de Saúde Pública*; 54(69). Retrieved: [https://www.researchgate.net/publication/342816781\\_Seroprevalence\\_of\\_anti-SARS-CoV-2\\_among\\_blood\\_donors\\_in\\_Rio\\_de\\_Janeiro\\_Brazil](https://www.researchgate.net/publication/342816781_Seroprevalence_of_anti-SARS-CoV-2_among_blood_donors_in_Rio_de_Janeiro_Brazil)
3. Armstrong, M. (2020). *How Hard Will GDP Be Hit in 2020?* Statista, *Economy* (Published 16 September 2020). <https://www.statista.com/chart/21961/oecd-gdp-growth-projections-2020-on-2019/>
4. Arroyo Marioli, F., Bullano, F., Kučinskas, S. and Rondón-Moreno, C. (2020). *Tracking R of COVID-19: A New Real-Time Estimation Using the Kalman Filter* (SSRN Scholarly Paper N° ID 3581633). Social Science Research Network, Rochester, NY. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3581633](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3581633).
5. Bargain, O., and Ulugbek, A. (2020). *Poverty and COVID-19 in Developing Countries* (Bordeaux University, Economics Working Papers 2020-08). Groupe de Recherche en Economie Theorique et Appliquee (GREThA). <https://ideas.repec.org/p/grt/bdxewp/2020-08.html>
6. Basu, A. M., Basu, K. and Tapia, J. M. U. (2020). *The complexity of managing COVID-19: How important is good governance?* Brookings Report. <https://www.brookings.edu/research/the-complexity-of-managing-covid-19-how-important-is-good-governance/>
7. BBC News (2020a). Coronavirus: Japan suffers its biggest economic slump on record. Published 17 August 2020. <https://www.bbc.com/news/business-53802967>.
8. ----- (2020b). New Zealand lifts all COVID restrictions, declaring the nation virus-free. Published 8 June 2020. <https://www.bbc.com/news/world-asia-52961539>.
9. ----- (2020c). COVID pushes New Zealand into worst recession in years. Published 17 September 2020. <https://www.bbc.com/news/business-54186359>.

10. Beach, B., Clay, K. and Saavedra, M. H. (2020). *The 1918 influenza pandemic and its lessons for COVID-19* (NBER Working Paper Series, N° 27673). National Bureau of Economic Research. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w27673/w27673.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w27673/w27673.pdf)
11. Buss, L. F., Prete Jr., C. A., Abraham, C. M. M., Mendrone Jr. A., Salomon, T., De Almeida-Neto, C.,... and Sabino, E. C. (2020). COVID-19 herd immunity in the Brazilian Amazon. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.09.16.20194787>
12. Caselli, F., Grigoli, F., Sandri, D. and Spilimbergo, A. (2021). Mobility under the COVID-19 Pandemic: Asymmetric Effects across Gender and Age. *Covid Economics*, 64, 135-164. <https://cepr.org/file/10211/download?token=ZZzuKAeJ>
13. Couzin-Frankel, J., Vogel, G. and Weiland, M. (2020). School openings across globe suggest ways to keep coronavirus at bay, despite outbreaks. *Science*, 7 July. <https://www.sciencemag.org/news/2020/07/school-openings-across-globe-suggest-ways-keep-coronavirus-bay-despite-outbreaks>
14. Decerf, B., Ferreira, F. H., Mahler, D. G. and Sterck, O. (2020). *Lives and Livelihoods: Estimates of the Global Mortality and Poverty Effects of the COVID-19 Pandemic* (Policy Research Working Paper N° 9277). World Bank Group, Development Research Group. <http://documents1.worldbank.org/curated/en/655511592232527722/pdf/Lives-and-Livelihoods-Estimates-of-the-Global-Mortality-and-Poverty-Effects-of-the-COVID-19-Pandemic.pdf>
15. Dicker, D., Nguyen, G., Abate, D., Abate, K. H., Abay, S. M., Abbafati, C., ... and Abdelalim, A. (2018). Global, regional, and national age-sex-specific mortality and life expectancy, 1950-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *The Lancet*, 392 (10159), 1684-1735.
16. Dong, E., Du, H. and Gardner, L. (2020). An interactive web-based dashboard to track COVID-19 in real time. *The Lancet, Infectious Diseases*, 20(5), 533-534. [https://www.thelancet.com/journals/laninf/article/PIIS1473-3099\(20\)30120-1/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/laninf/article/PIIS1473-3099(20)30120-1/fulltext)
17. ECDC (2020). Timeline of ECDC's response to COVID-19. *European Centre for Disease Prevention and Control*. <https://www.ecdc.europa.eu/en/COVID-19/timeline-ecdc-response>.
18. Fathke, R. (2013). Food Animal Production, Zoonotic Disease, and Global Security. *The Stimson Center, Commentary*, 11 June. <https://www.stimson.org/2013/food-animal-production-zoonotic-disease-and-global-security/>

19. Fontanet, A., Tondeur, L., Madec, Y., Grant, R., Besombes, C., Jolly, N., ... and Hoen, B. (2020). Cluster of COVID-19 in northern France: a retrospective closed cohort study. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.04.18.20071134>
20. FT Visual & Data Journalism Team (2020). Coronavirus tracked: the latest figures as countries fight COVID-19 resurgence. *Financial Times*. <https://www.ft.com/content/a2901ce8-5eb7-4633-b89c-cbdf5b386938>.
21. Gavi (2020). The COVID-19 vaccine race. *The Vaccine Alliance*. Updated 15 December 2020. <https://www.gavi.org/vaccineswork/covid-19-vaccine-race>
22. Google (2020). Community Mobility Reports. Google. [www.google.com/COVID19/mobility/](http://www.google.com/COVID19/mobility/)
23. Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J. D., De Neve, J.-E., Aknin, L. B. and Wang, S. (2021). *World Happiness Report 2021*. <https://worldhappiness.report/>
24. Hibino, S., Hayashida, K., Ahn, A. C. and Hayashida, Y. (2020). Dynamic Change of COVID-19 Seroprevalence among Asymptomatic Population in Tokyo during the Second Wave. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.09.21.20198796>.
25. ILO (2020). *ILO Monitor: COVID-19 and the world of work. Fifth edition Updated estimates and analysis*. International Labour Organization. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/documents/briefingnote/wcms\\_749399.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/documents/briefingnote/wcms_749399.pdf)
26. Ioannidis, J.P.A. (2020). Infection fatality rate of COVID-19 inferred from seroprevalence data. *Bulletin of the World Health Organization*, Article ID: BLT.20.265892. [https://www.who.int/bulletin/online\\_first/BLT.20.265892.pdf](https://www.who.int/bulletin/online_first/BLT.20.265892.pdf)
27. Javed, W., Baqar, J., Abidi, S. H. B. and Farooq, W. (2020). Seroprevalence findings from metropolises in Pakistan: implications for assessing COVID-19 prevalence and case-fatality within a dense, urban working population. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.08.13.20173914>
28. Jolliffe, D. and Prydz, E. B. (2016). *Estimating international poverty lines from comparable national thresholds* (Policy Research Working Paper N° 7606). World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/24148>
29. Karlinsky, A. and Kobak, D. (2021). The World Mortality Dataset: Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic. *Cold Spring Harbor:*

- medRxiv*. Preprint. <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2021.01.27.21250604v1>
30. Lakner, C., Yonzan, N., Mahler, D. G., Castaneda Aguilar, R. A., Wu, H. and Fleury, M. (2020). Updated estimates of the impact of COVID-19 on global poverty: The effect of new data. The World Bank, Data Blog, 7 October. <https://blogs.worldbank.org/opendata/updated-estimates-impact-covid-19-global-poverty-effect-new-data>
  31. Macciochi, J. (2020). *Immunity: The Science of Staying Well*. Thorsons.
  32. Maggini, S., Pierre, A., and Calder, P. C. (2018). Immune Function and Micronutrient Requirements Change over the Life Course. *Nutrients*, 10(10), 1531. <https://doi.org/10.3390/nu10101531>
  33. Malani, A., Shah, D., Kang, G., Lobo, G. N., Shastri, J., Mohanan, M., ... and Kolthur-Seetharam, U. (2020). Seroprevalence of SARS-CoV-2 in slums and non-slums of Mumbai, India, during June 29-July 19, 2020. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.08.27.20182741>
  34. McLeod, S. A. (2010). *Stress, illness and the immune system*. Simply Psychology. <https://www.simplypsychology.org/stress-immune.html>
  35. Menachery, V. D., Yount, B. L., Jr., Debbink, K., Agnihothram, S., Gralinski, L. E., Plante, J. A., Graham, R. L., Scobey, T., Ge, X. Y., Donaldson, E. F., Randell, S. H., Lanzavecchia, A., Marasco, W. A., Shi, Z. L. and Baric, R. S. (2015). A SARS-like cluster of circulating bat coronaviruses shows potential for human emergence. *Nature medicine*, 21(12), 1508-1513. <https://doi.org/10.1038/nm.3985>
  36. Microbiology by numbers (2011). *Nature Reviews Microbiology*, 9, 628. <https://doi.org/10.1038/nrmicro2644>
  37. Milinovich, G. J., Williams, G. M., Clements, A. C. A. and Hu, W. (2014). Internet-based surveillance systems for monitoring emerging infectious diseases. *The Lancet, Infectious Diseases*, 14(2), 160-168. [https://doi.org/10.1016/S1473-3099\(13\)70244-5](https://doi.org/10.1016/S1473-3099(13)70244-5)
  38. Murray, C. J. L., López, A. D., Chin, B., Feehan, D. and Hill, K. H. (2006). Estimation of potential global pandemic influenza mortality on the basis of vital registry data from the 1918-20 pandemic: a quantitative analysis. *The Lancet*, 368(9554), 2211-2218.
  39. Pifarré-i-Arolas, H., Acosta, E., López-Casasnovas, G., Lo, A., Nicodemo, C., Riffé, T. and Myrskylä, M. (2021). Years of life lost to COVID-19 in 81 countries. *Nature Scientific Reports*, 11, 3504. <https://www.nature.com/articles/s41598-021-83040-3>

40. Rosenberg, E. S., Tesoriero, J. M., Rosenthal, E. M., Chung, R., Barranco, M. A., Styer, L. M. ... and Zucker, H. A. (2020). Cumulative incidence and diagnosis of SARS-CoV-2 infection in New York. *Annals of Epidemiology*, 48, 23-29.e4. <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2020.06.004>. (<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1047279720302015>)
41. Roser, M., Ritchie, H., Ortiz-Ospina, E. and Hasell, J. (2020). Coronavirus pandemic (COVID-19). Published online at OurWorldInData.org. <https://ourworldindata.org/coronavirus>
42. Sachs, J., Schmidt-Traub, G., Kroll, C., Lafortune, G., Fuller, G. and Woelm, F. (2020). The Sustainable Development Goals and COVID-19. *Sustainable Development Report*. Cambridge: Cambridge University Press. [https://s3.amazonaws.com/sustainabledevelopment.report/2020/2020\\_sustainable\\_development\\_report.pdf](https://s3.amazonaws.com/sustainabledevelopment.report/2020/2020_sustainable_development_report.pdf)
43. Shakiba, M., Nazari, S.S.H., Mehrabian, F., Rezvani, S.M., Ghasempour, Z. and Heidarzadeh, A. (2020). Seroprevalence of COVID-19 virus infection in Guilan province, Iran. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2020.04.26.20079244>.th
44. Taubenberger, J. K. and Morens, D. M. (2006). 1918 Influenza: the Mother of all Pandemics. *Emerging Infectious Diseases*, 12(1), 15-22. [https://wwwnc.cdc.gov/eid/article/12/1/05-0979\\_article](https://wwwnc.cdc.gov/eid/article/12/1/05-0979_article)
45. Taubenberger, J. K., Kash, J. C. and Morens, D. M. (2019). The 1918 influenza pandemic: 100 years of questions answered and unanswered. *Science Translational Medicine*, 11(502): eaau5485. <https://stm.sciencemag.org/content/11/502/eaau5485.full>
46. The Economist. (2020a). Tracking COVID-19 excess deaths across countries. Published 2 October 2020. <https://www.economist.com/graphic-detail/2020/07/15/tracking-COVID-19-excess-deaths-across-countries>.
47. ----- (2020b). Will the economic and psychological costs of COVID-19 increase suicides? Published 5 October 2020. <https://www.economist.com/international/2020/10/05/will-the-economic-and-psychological-costs-of-COVID-19-increase-suicides>.
48. United Nations (2020). *Policy Brief: Education during COVID-19 and beyond*. [https://www.un.org/development/desa/dspd/wp-content/uploads/sites/22/2020/08/sg\\_policy\\_brief\\_COVID-19\\_and\\_education\\_august\\_2020.pdf](https://www.un.org/development/desa/dspd/wp-content/uploads/sites/22/2020/08/sg_policy_brief_COVID-19_and_education_august_2020.pdf)

49. UNWTO (2020). *The impact of COVID-19 on tourism*. United Nations World Tourism Organization. August. <https://webunwto.s3.eu-west-1.amazonaws.com/s3fs-public/2020-08/UN-Tourism-Policy-Brief-Visuals.pdf>
50. Uyoga, S., Ifedayo, M. O., Karanja, H. K., Nyagwange, J., Tuju, J., Wanjiku, P, ... and Marimwe, G. M. (2020). SARS-CoV-2 Sero-surveillance of blood donors in Kenya. *Cold Spring Harbor: medRxiv*. Preprint. doi: <https://doi.org/10.1101/2020.07.27.20162693>.
51. Vogel, G. (2020). How Sweden wasted a 'rare opportunity' to study coronavirus in schools. *Science*, 22 May. <https://www.sciencemag.org/news/2020/05/how-sweden-wasted-rare-opportunity-study-coronavirus-schools>.
52. World Bank (2020a). *Global Economic Prospects*. Washington, DC: The World Bank.
53. ----- (2020b). *Poverty*. Washington, DC: The World Bank. <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/overview#1>
54. World Health Organization (2020a). *Thailand: How a Strong Health System Fights a Pandemic*. COVID-19: WHO's Action in Countries | September 2020. [https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/country-case-studies/thailand-c19-case-study-20-september.pdf?sfvrsn=d5534183\\_2&download=true](https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/country-case-studies/thailand-c19-case-study-20-september.pdf?sfvrsn=d5534183_2&download=true)
55. ----- (2020b). WHO and UNICEF warn of a decline in vaccinations during COVID-19. Published 15 July 2020. <https://www.who.int/news-room/detail/15-07-2020-who-and-unicef-warn-of-a-decline-in-vaccinations-during-COVID-19>.
56. ----- (2020c). COVID-19 disrupting mental health services in most countries, WHO survey. Published 5 October 2020. <https://www.who.int/news-room/detail/05-10-2020-COVID-19-disrupting-mental-health-services-in-most-countries-who-survey>
57. Worldometer (2020). COVID-19 Coronavirus Pandemic. <https://www.worldometers.info/coronavirus/>.
58. Wu, J, McCann, A., Katz, J, Peltier, E. and Deep Singh, K. (2020). 338,000 Missing Deaths: Tracking the True Toll of the Coronavirus Outbreak. *New York Times*. <https://www.nytimes.com/interactive/2020/04/21/world/coronavirus-missing-deaths.html>.
59. Zampa, M. (2018). How Many Animals Are Killed for Food Every Day? *Sentient Media*, 16 September. <https://sentientmedia.org/how-many-animals-are-killed-for-food-every-day/>

Annex

Key variables for calculating the impacts on life and death during the first year of the pandemic

Africa	Life expectancy at birth	Age (mean)	Residual life expectancy (mean)	Expected residual life years pre-Covid (million years)	Number of official Covid deaths until 11/03/2021	Total number of excess deaths, 01/01/2020 - 11/03/2021	Excess deaths per million, 01/01/2020 - 11/03/2021	Life years lost to Covid until 11/03/2021	ΔDeath (%)	Quality Life years lost due to reduced mobility, 11/03/2021	Quality Life years lost due to reduced mobility/ Life years lost to COVID-19	Total days lost per person, 11/03/2020 - 11/03/2021
Angola	64.0	20.8	49.1	1,613	517	517	16	8,006	0.0005	41,146,778	518	46
Bahrain	72.8	31.8	43.1	73	478	478	281	9,385	0.0128	378,404	40	83
Benin	64.4	22.8	48.9	593	81	81	7	1,149	0.0002	-96,461	-84	-3
Botswana	69.0	26.6	46.1	108	424	424	180	6,125	0.0056	-39,211	-6	-5
Burkina Faso	61.3	21.4	48.5	1,014	143	143	7	2,191	0.0002	-1,983,960	-906	-35
Cabo Verde	75.3	29.0	49.7	28	155	155	279	21,999	0.0080	211,897	96	141
Cameroun	63.4	22.3	47.2	1,252	601	601	23	9,043	0.0007	1,340,094	148	19
Cote d'Ivoire	62.5	22.5	47.2	1,244	209	209	8	3,140	0.0003	209,437	67	3
Egypt	70.5	27.3	46.2	4,725	11,169	78,568	768	992,662	0.0210	12,504,984	13	48
Gabon	67.7	25.0	47.5	106	93	93	42	1,327	0.0013	237,784	179	39
Ghana	65.7	24.7	46.4	1,441	656	656	21	9,997	0.0007	1,932,822	193	23
Iraq	77.0	24.3	56.4	2,270	13,671	13,671	340	273,299	0.0120	3,735,072	14	36
Israel	82.7	33.1	51.0	441	5,967	5,841	675	62,875	0.0143	1,939,932	31	84
Jordan	78.9	26.6	54.5	556	5,169	5,169	507	91,142	0.0164	2,730,025	30	101
Kenya	65.8	23.4	47.4	2,548	1,899	1,899	35	30,907	0.0012	5,402,763	175	37
Kuwait	72.8	31.8	43.1	184	1,148	1,148	269	22,539	0.0122	1,403,833	62	122
Lebanon	77.5	31.7	47.8	326	5,230	5,230	766	72,444	0.0222	1,615,545	22	90
Mali	61.2	20.6	50.4	1,021	359	359	18	5,643	0.0006	956,263	169	17
Mauritius	74.7	37.7	40.5	52	10	656	516	8,177	0.0159	332,146	41	98
Morocco	73.5	31.4	45.6	1,684	8,712	8,712	236	118,135	0.0070	9,400,563	80	94
Mozambique	58.2	21.6	43.9	1,373	711	711	23	9,443	0.0007	4,929,282	522	58
Namibia	66.4	24.7	46.7	119	450	450	177	6,800	0.0057	512,100	75	75
Niger	62.6	19.9	50.8	1,229	180	180	7	2,764	0.0002	62,304	236	10
Nigeria	63.9	22.2	50.6	10,427	2,001	2,001	10	35,175	0.0003	30,875,758	878	55
Oman	72.8	31.8	43.1	220	1,600	2,174	426	42,682	0.0194	1,705,696	40	125
Qatar	72.8	31.8	43.1	124	349	349	121	6,852	0.0055	338,165	49	44
Rwanda	68.3	23.6	49.6	642	273	273	21	4,251	0.0007	2,645,368	622	75
Saudi Arabia	72.8	31.8	43.1	1,502	6,551	6,551	188	128,619	0.0086	9,969,166	78	106
Senegal	68.0	22.5	50.1	839	941	941	56	13,913	0.0017	3,153,272	227	69
South Africa	66.4	29.1	43.0	2,548	51,110	132,935	2,241	1,998,496	0.0784	16,359,449	8	113
Tanzania	66.7	22.0	50.6	3,021	21	21	0	3,443	0.0000	3,713,995	10,817	23
Togo	64.5	23.1	47.5	363	93	93	11	1,448	0.0004	-3,555	-4	0
Uganda	65.7	20.4	50.9	2,326	334	334	7	5,047	0.0002	11,678,115	2,314	93
United Arab Emirates	72.8	31.8	43.1	427	1,369	1,369	138	26,878	0.0063	2,896,722	108	108
Yemen	68.1	23.2	49.7	1,482	667	667	22	10,377	0.0007	-3,316,712	-320	-40
Zambia	63.2	21.2	47.9	881	1,148	1,148	62	17,826	0.0020	234,916	13	5
Zimbabwe	61.4	22.6	44.6	663	1,492	1,492	100	19,528	0.0029	1,871,063	96	46

Central and South America	Life expectancy at birth	Age (mean)	Residual life expectancy (mean)	Expected residual life years pre-Covid (million years)	Number of official Covid deaths until 11/03/2021	Total number of excess deaths until 01/01/2020 11/03/2021	Excess deaths per million, 01/01/2020 11/03/2021	Life years lost to Covid until 11/03/2021	DDeath (%)	Quality Life years lost due to reduced mobility, 11/03/2020 11/03/2021	Quality Life years lost due to mobility for COVID-19	Total days lost per 11/03/2020 11/03/2021
Argentina	76.5	33.7	45.6	2.069	53.493	53.493	1.184	610.128	0.0296	16.976.512		158
Barbados	73.2	30.7	46.9	13	37	37	129	474	0.0035	9.436	193	117
Belize	74.1	28.0	49.5	20	316	316	795	4.567	0.0232	100.610	22	97
Bolivia	72.9	29.0	47.5	554	11.903	29.626	2.538	322.656	0.0582	4.799.758	15	160
Brazil	75.6	34.5	44.8	9.528	272.889	345.379	1.625	4.676.456	0.0491	43.322.520	9	82
Canada	81.8	41.1	43.0	1.625	22.367	35.366	937	386.988	0.0238	5.201.593	13	54
Chile	79.4	36.6	45.1	863	21.362	24.721	1.293	270.440	0.0313	7.837.436	29	155
Colombia	80.2	33.3	50.0	2.544	60.858	86.109	1.692	1.348.804	0.0530	18.031.221	13	139
Costa Rica	79.4	34.9	47.0	239	9.848	5.109	1.003	71.203	0.0297	1.869.163	26	139
Dominican Republic	73.2	30.7	46.9	509	3.204	3.204	295	41.071	0.0081	3.819.711	93	130
Ecuador	76.6	30.5	49.3	869	16.128	51.077	2.895	672.432	0.0773	5.903.996	9	136
El Salvador	73.8	30.9	46.5	301	1.935	8.522	1.314	106.719	0.0354	2.273.831	21	134
Guatemala	72.6	26.1	50.5	905	6.531	6.531	365	88.329	0.0098	6.333.178	72	131
Haiti	64.6	27.0	44.1	502	251	251	22	2.941	0.0006	2.375.139	808	76
Honduras	74.0	27.3	49.5	490	4.311	4.311	435	58.840	0.0120	4.031.257	69	151
Jamaica	74.3	33.0	44.9	133	475	231	78	2.940	0.0022	822.505	280	102
Mexico	75.6	31.4	47.3	6.095	193.152	401.477	3.114	5.338.296	0.0876	39.583.415	7	127
Nicaragua	79.1	28.7	53.0	351	175	7.913	1.194	130.423	0.0372	1.009.292	8	63
Panama	79.2	31.9	50.5	218	5.972	6.506	1.508	79.519	0.0365	2.218.405	28	194
Paraguay	76.2	29.1	49.6	354	3.411	4.769	669	67.042	0.0189	2.069.919	31	109
Peru	80.2	32.9	50.5	1.667	48.323	146.470	4.442	2.289.615	0.1374	15.385.296	7	196
Trinidad and Tobago	74.1	36.5	41.9	59	140	140	100	1.681	0.0029	344.206	205	90
United States	78.4	39.1	42.4	14.048	531.031	736.123	2.224	7.519.099	0.0535	53.560.770	7	67
Uruguay	76.9	37.4	42.7	148	683	-365	-105	-3.197	-0.0022	1.006.029	-315	105



Asia	Life expectancy at birth	Age (mean)	Residual life expectancy (mean)	Expected residual life years pre-Covid (million years)	Number of official Covid deaths until 11/03/2021	Total number of excess deaths 01/01/2020 11/03/2021	Excess deaths per million 01/01/2020 11/03/2021	Life years lost to Covid until 11/03/2021	DDeath (%)	Quality Life years lost due to reduced mobility 11/03/2020 11/03/2021	Quality Life years lost due to reduced mobility/ Life years lost to COVID-19	Total days lost per person 11/03/2020 11/03/2021
Alghamistan	71.7	31.7	43.4	1,688	2,451	2,451	63	30,006	0.0018	-1,591,092	-53	-15
Australia	82.2	38.7	45.5	1,160	909	-898	-35	-9,588	-0.0008	4,834,498	-504	69
Bangladesh	72.5	29.5	47.5	7,822	8,502	8,502	52	117,551	0.0015	18,283,661	156	41
Cambodia	74.5	33.4	44.1	737	1	1	0	13	0.0000	3,686,877	280,371	80
Fiji	67.9	29.8	42.0	38	2	2	2	2	0.0001	103,824	3,948	42
India	68.9	30.5	43.5	60,005	158,306	158,306	115	1,991,790	0.0033	410,976,672	206	109
Indonesia	71.3	31.2	43.9	12,008	38,049	38,049	139	516,044	0.0043	58,749,872	114	79
Japan	84.0	47.0	39.4	4,986	8,457	43,695	345	427,424	0.0086	16,363,628	38	48
Kazakhstan	71.7	31.7	43.4	814	3,192	31,899	1,699	390,516	0.0480	2,183,242	6	50
Kyrgyzstan	72.8	27.9	47.9	312	1,460	6,437	967	96,486	0.0309	1,508,858	16	90
Laos	67.3	26.9	46.5	338	0	0	0	0	0.0000	1,126,894	-	57
Malaysia	74.7	31.7	45.2	1,462	1,200	6,004	186	81,065	0.0055	9,564,196	118	109
Mongolia	68.8	28.8	43.9	144	4	-984	-300	-12,940	-0.0090	-342,605	26	-40
Myanmar	68.4	30.9	43.0	2,340	3,201	3,201	59	44,361	0.0019	15,257,997	344	103
Nepal	70.9	28.2	46.5	1,355	3,012	3,012	103	40,140	0.0030	7,272,706	181	92
New Zealand	82.2	38.7	45.5	219	26	298	62	3,182	0.0014	965,345	303	73
Pakistan	66.0	25.9	46.2	10,216	13,430	13,430	61	172,037	0.0017	19,183,133	112	32
Papua New Guinea	58.8	25.6	39.1	360	21	21	2	276	0.0001	-373,649	-1,363	-15
Philippines	69.5	28.5	44.9	4,922	12,608	24,295	222	307,190	0.0062	44,151,869	144	148
Singapore	82.5	42.2	42.2	247	29	1,298	222	15,914	0.0065	1,382,604	87	87
South Korea	82.5	42.2	42.2	2,162	1,662	17,370	339	212,999	0.0098	-1,644,060	0	0
Sri Lanka	77.4	34.8	45.1	966	520	520	24	7,028	0.0007	5,902,665	840	101
Tajikistan	70.9	25.1	50.2	479	90	8,551	897	140,342	0.0293	1,510,501	11	63
Thailand	78.0	39.0	42.9	2,994	85	23,029	330	332,118	0.0111	12,227,808	37	66
Vietnam	74.5	33.4	44.1	4,291	35	35	0	460	0.0000	10,747,246	23,351	40

Europe	Life expectancy at birth	Age (mean)	Residual life expectancy (mean)	Expected residual life years pre-Covid (million years)	Number of official Covid deaths until 11/03/2021	Total number of excess deaths, 01/01/2020-11/03/2021	Excess deaths per million, 01/01/2020-11/03/2021	Life years lost to Covid until 11/03/2021	DDeath (%)	Quality Life years lost due to reduced mobility, 11/03/2021	Quality Life years lost due to reduced mobility/ Life years lost to COVID-19	Total days lost per person, 11/03/2020-11/03/2021
Austria	81.6	42.5	41.2	371	8,798	9,590	1,065	96,121	0.0259	1,814,457	1,814,457	19
Belarus	73.8	40.2	37.2	351	2,070	6,621	701	68,445	0.0195	632,665	632,665	9
Belgium	81.2	41.4	42.0	487	22,370	17,398	1,501	167,627	0.0344	1,987,444	1,987,444	12
Bosnia and Herzegovina	76.5	42.0	37.2	122	5,410	5,049	1,539	54,642	0.0447	341,780	341,780	6
Bulgaria	74.7	43.4	35.1	244	11,094	16,578	2,386	164,511	0.0675	692,217	692,217	4
Croatia	78.3	43.3	37.1	155	5,635	5,040	1,228	45,089	0.0292	46,429	46,429	1
Czech Republic	79.0	42.2	39.1	419	22,624	29,654	2,769	295,775	0.0706	1,169,304	1,169,304	4
Denmark	80.6	41.5	41.2	239	2,385	1,097	189	11,002	0.0046	-273,586	-273,586	-25
Estonia	77.9	42.1	38.9	52	686	936	706	8,708	0.0169	20,220	20,220	2
Finland	81.2	42.7	40.8	226	776	740	134	7,366	0.0033	20,220	20,220	3
France	82.6	41.7	43.3	2,824	89,984	76,848	1,177	757,807	0.0268	11,890,152	11,890,152	16
Georgia	72.5	38.4	37.8	151	3,622	1,856	465	17,663	0.0117	741,563	741,563	42
Germany	80.5	44.0	39.0	3,269	73,120	63,797	761	590,137	0.0181	6,478,680	6,478,680	11
Greece	80.8	44.4	39.0	406	6,937	10,891	1,045	97,375	0.0240	785,927	785,927	8
Hungary	76.6	42.4	37.2	359	16,497	12,703	350	121,938	0.0339	923,900	923,900	8
Iceland	81.7	37.8	45.6	295	4,509	1,728	350	19,394	0.0086	1,263,372	1,263,372	65
Italy	83.0	45.3	39.8	2,405	101,184	125,500	2,076	1,202,454	0.0500	13,886,342	13,886,342	12
Latvia	75.0	42.8	36.3	66	1,737	1,300	689	10,650	0.0156	81,279	81,279	8
Lithuania	74.8	43.1	35.9	98	3,363	4,023	1,478	32,699	0.0335	102,537	102,537	3
Luxembourg	81.4	39.7	43.5	27	675	610	974	6,369	0.0234	122,817	122,817	19
Macedonia	77.0	39.1	40.6	85	3,265	5,543	2,661	72,611	0.0858	324,479	324,479	4
Malta	80.9	42.8	40.3	18	341	521	1,180	5,102	0.0286	70,503	70,503	4
Moldova	72.7	38.4	38.4	155	4,220	3,795	941	48,868	0.0316	757,523	757,523	16
Netherlands	81.3	42.0	41.3	708	16,127	21,059	1,229	212,291	0.0300	1,572,746	1,572,746	7
Norway	82.2	40.0	43.9	238	639	-86	-16	-888	-0.0004	147,655	147,655	-166
Poland	77.8	41.7	39.0	1,476	46,373	92,489	2,444	903,696	0.0612	3,545,790	3,545,790	43
Portugal	81.3	44.7	39.0	398	16,635	22,207	2,178	211,385	0.0531	2,691,037	2,691,037	13
Romania	75.0	42.0	36.6	704	21,252	36,998	1,923	368,806	0.0524	3,945,464	3,945,464	31
Russia	71.9	39.6	36.9	5,387	89,224	349,636	2,396	3,654,626	0.0678	12,521,577	12,521,577	40
Serbia	75.3	41.2	36.7	321	4,644	13,645	1,562	127,707	0.0398	1,320,435	1,320,435	10
Slovakia	79.1	42.7	39.1	214	8,244	14,880	2,725	152,571	0.0714	699,642	699,642	5
Slovenia	80.9	43.3	39.9	83	3,918	4,414	2,123	44,879	0.0541	389,086	389,086	9
Spain	82.9	43.6	41.3	1,932	72,085	88,822	1,900	868,961	0.0450	12,492,878	12,492,878	14
Sweden	83.3	41.1	43.5	375	13,111	9,692	960	95,146	0.0219	-161,865	-161,865	-2
Switzerland	83.8	42.3	43.3	435	10,090	9,215	1,065	97,769	0.0261	1,017,362	1,017,362	10
Turkey	79.4	33.0	49.0	4,130	29,195	29,195	364	456,763	0.0111	15,676,900	15,676,900	34
Ukraine	70.3	41.0	34.5	1,509	29,195	42,483	971	411,782	0.0273	3,709,342	3,709,342	9
United Kingdom	80.8	40.6	42.4	2,878	125,403	120,669	1,778	1,165,938	0.0405	17,838,582	17,838,582	19



# Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia

## Estimation of Child Support for Single-headed Households in Capital Cities of Bolivia

*Edison Choque\**

*Carla Salamanca\*\**

*Isabel Quehui\*\*\**

### **Resumen\*\*\*\***

El estudio ofrece una metodología que combina el enfoque marginal y per cápita-promedio para la estimación de la manutención infantil. Se utiliza la encuesta de presupuestos familiares 2015-2016 para los hogares que están por encima de la línea de pobreza moderada de cinco ciudades capitales y la metrópoli de La Paz, en Bolivia. Según los resultados, la manutención infantil mensual se encuentra entre Bs. 1,045 (Sucre) y Bs. 1,509 (Trinidad) en hogares con un niño en educación pública. Si la educación es privada, este cálculo asciende a Bs 1,570

---

\* Investigador junior (Fundación INESAD).  
Contacto: edison.choque.sanchez@gmail.com

\*\* Investigadora junior (Fundación INESAD).  
Contacto: salamancamaquedacm@gmail.com

\*\*\* Investigadora junior (Fundación INESAD).  
Contacto: mariaisabelquehuimartinez@gmail.com

\*\*\*\* El estudio forma parte del "Primer Concurso Universitario en Investigación", organizado por el Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD) y el Centro de Estudiantes de la Carrera de Economía de la Universidad Mayor de San Andrés (UMSA). Agradecemos a Osvaldo Nina, Investigador Sénior de la Fundación INESAD, por la acertada orientación y comentarios para la culminación del estudio.

(La Paz-metrópolis) y Bs 1,959 (Trinidad). En la metrópoli de La Paz, la manutención infantil representa el 67% y 87% del salario mínimo nacional cuando el niño estudia en una escuela fiscal y privada, respectivamente. Se evidencia que estos porcentajes son superiores al mínimo del 20% que establece el Código de las Familias y del Proceso Familiar (Ley N°603, 2014).

**Palabras clave:** matching; manutención infantil; hogar monoparental y rango común.

## Abstract

The study offers a methodology that combines the marginal and per capita-average approach for estimating child support. The 2015-2016 family budget survey is used for households above the moderate poverty line in 5 capital cities and the metropolis of La Paz, in Bolivia. According to the results, monthly child support lies between Bs. 1,045 (Sucre) and Bs. 1,509 (Trinidad) in households with a child enrolled in public education. If education is private, this calculation rises to Bs. 1,570 (La Paz-metropolis) and Bs. 1,959 (Trinidad). In the metropolis of La Paz, child support represents 67% and 87% of the national minimum wage when children study in public and private schools respectively. It is evident that these percentages are higher than the minimum of 20% established by the Family and Family Process Code (Law N° 603, 2014).

**Keywords:** matching; child support; single-headed household and common range.

**Clasificación/Classification JEL:** D1, D11, D12

## 1. Introducción

Existe un consenso generalizado de que la infancia es la etapa más vulnerable y determinante en la vida de un ser humano, debido a que los efectos en el desarrollo personal durante la edad temprana son difíciles de revertir (Echeverría *et al.*, 2019). Por ello, el bienestar de los infantes debe ser una prioridad no solamente para los padres, sino para la sociedad en general. Invertir en el desarrollo de la infancia tiene retornos positivos para la economía, pues se incrementan la productividad y los ingresos de las generaciones futuras. Además, disminuye el riesgo de pobreza futura, por lo cual reduce también el costo elevado de los programas sociales para el Estado (Heckman, 2017).

El bienestar de los niños también depende críticamente de lo que suceda en el hogar: si los hogares tienen bajos ingresos, entonces invierten menos recursos en el desarrollo de los niños. La literatura económica ha mostrado también que la asignación de recursos a los niños depende del nivel de ingresos, del número de hijos, de la educación y de las preferencias de los padres (Becker, 1993). Esta asignación puede complicarse a causa del divorcio, ya que éste constituye un proceso de ruptura y transformación familiar. Consecuentemente, los hogares monoparentales son los más propensos a vivir en la pobreza y los hijos tienen menos probabilidades de ir a la escuela secundaria (Calder, 2018).

Según ONU Mujeres (2020), América Latina y el Caribe tienen la tasa más alta de hogares monoparentales del mundo (11%), de los cuales la gran mayoría son dirigidos por madres solteras, que a menudo hacen malabares con el trabajo remunerado y la crianza de los hijos. Esta realidad no cambia en Bolivia, ya que los hogares monoparentales están altamente representados por mujeres: las madres solteras representan el 80% de los hogares monoparentales de forma permanente entre 2011 y 2019, según datos del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2020).

La situación empeora porque el índice de divorcios crece considerablemente desde hace más de una década en Bolivia. Según el Órgano Electoral Plurinacional (2020), entre 2011 y 2019 se registraron un total de 129 mil disoluciones matrimoniales, lo que significa aproximadamente 16,500 divorcios o anulaciones matrimoniales en promedio por año desde 2015: un promedio anual superior al registrado entre 2011 y 2014 (9,600 disoluciones). En este contexto, la determinación de la manutención infantil toma relevancia.

Desde 2014, el Código de las Familias y el Proceso Familiar (Ley N° 603, 2014) regula el pago de la manutención infantil en Bolivia. Según esta ley, la manutención infantil mensual no debe ser inferior al 20% del salario mínimo nacional (SMN) por niño. Este porcentaje era equivalente a de Bs. 288 en 2014 y llegó a Bs. 424 para 2020 (INE, 2020).

En un contexto en el que los divorcios van en aumento y existen más mujeres solteras criando niños, la necesidad de contar con un parámetro técnico alternativo para la manutención infantil es importante. Además, esto permitiría evaluar si la legislación vigente se adecua o no a la realidad de los hogares monoparentales bolivianos.

De este modo, el estudio ofrece una perspectiva técnica para el cálculo de la manutención infantil para cinco ciudades capitales y la metrópoli de La Paz, en Bolivia. Esta metodología combina los enfoques del costo marginal y costo per cápita-promedio. A través de métodos estadísticos de pareamiento, el primer enfoque compara hogares con un niño (0 y 13 años) y hogares sin niños, para aproximar el gasto colectivo (por ejemplo, el gasto en alimentación) en un niño. El segundo enfoque calcula el promedio del gasto exclusivo (por ejemplo, el gasto en ropa y vestimenta) del niño; y además calcula el gasto per cápita o promedio de gastos colectivos necesarios para garantizar el bienestar integral del niño.

La estimación de la manutención infantil fue obtenida utilizando la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016 publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para Bolivia. El estudio puede ser aplicado en casos ajenos a la realidad boliviana, porque solamente se requiere información sobre el gasto/consumo que incluya variables sociodemográficas de los hogares y una ley sobre la asistencia familiar para seleccionar los gastos prioritarios del niño.

Una vez desarrollada la introducción, el documento se divide en cinco secciones adicionales. La segunda sección describe los métodos de estimación de la manutención infantil. En la tercera sección se presenta la metodología. La cuarta sección desarrolla los datos y su descripción. En la quinta sección se presentan los resultados y, finalmente, en la sexta sección se discuten las conclusiones y algunas reflexiones.

## **2. Métodos para la estimación de la manutención infantil**

Los métodos de estimación del costo de manutención de un niño tienen bases teóricas en modelos de consumo de los hogares unitarios y colectivos. Por un lado, como señalan Echeverría *et al.* (2019), el modelo de consumo unitario postula que el jefe del hogar es la única unidad de decisión que tiene una función de utilidad, que se maximiza bajo una restricción presupuestaria con recursos del hogar. Por otro lado, el modelo de consumo colectivo, como una extensión del modelo unitario, reconoce explícitamente la existencia de varias unidades de decisión, con potenciales diferencias entre las preferencias de los miembros del hogar (Chiappori, 1988 y 1992).

Existen dos enfoques para la estimación del costo de manutención infantil, que son el costo marginal y el costo per cápita-promedio. El primero parte del modelo colectivo del consumo y el segundo del modelo unitario del consumo. Por un lado, el enfoque marginal intenta aproximar el costo a través de un ingreso equivalente que compensa la reducción del bienestar del hogar por la presencia de niños. Por otro lado, el enfoque per cápita-promedio aproxima el costo en términos monetarios. A continuación, se describen ambos enfoques y sus variantes.

El enfoque del costo marginal usa el modelo colectivo del consumo para calcular las equivalencias de escala o ingresos equivalentes (Pollak y Wales, 1981; Betson, 2006). Como señalan Alonzo y Mancero (2011), “estos ingresos equivalentes son calculados para determinar la escala de equivalencia, que indica el costo de satisfacer necesidades de un hogar particular expresado en términos de un hogar de referencia”.

En síntesis, el enfoque del costo marginal compara hogares con niños y sin niños, a partir de lo cual se calcula la diferencia de los patrones de consumo entre ambos hogares. Este enfoque compara hogares con el mismo nivel de bienestar o estándar de vida, donde las características sociales y económicas del hogar determinan las bases de dicha comparación. Existen dos métodos para aproximar los cambios en el bienestar del hogar por la presencia de niños: el método de Engel y el de Rothbarth.

El método de Engel considera que la proporción de gasto en alimentos es un buen indicador del nivel de bienestar del hogar. De este modo, los hogares con similar nivel de ingresos (similar proporción de gasto en alimentos) muestran una relación creciente entre el gasto en alimentos y el número de niños en el hogar (Deaton, 1986). Entonces, el método de Engel obtiene equivalencias de escala que permiten comparar el bienestar de hogares con diferente composición demográfica, donde el costo de un niño es igual al porcentaje del gasto en un adulto equivalente. Un caso práctico para México muestra que el consumo de dos adultos y cuatro niños es equivalente al consumo de 4.8 adultos; entonces, por deducción, el costo marginal de un niño es igual al 70% del costo de un adulto (Alonzo y Mancero, 2011).

En cambio, el método de Rothbarth considera al gasto en bienes adultos como una alternativa para aproximar el bienestar del hogar. Los bienes adultos están relacionados al consumo de alcohol, tabaco, bienes de lujo, y además a los ahorros en el hogar. Una condición



necesaria para la validación de este método es la separabilidad demográfica del consumo de bienes en el hogar. Es decir, debe existir información desagregada sobre el gasto exclusivo en bienes adultos (Deaton *et al.*, 1989). Según los resultados de este método, el costo del niño es equivalente al ingreso que compensa la reducción del consumo en bienes de adultos. Para el caso de Bolivia, el costo del primer niño representa el 38% del costo de un adulto equivalente en un hogar con dos adultos (Alonzo y Mancero, 2011).

No obstante, existen críticas a los métodos de Engel y Rothbarth. Por un lado, se entiende que el niño consume más alimentos en los primeros años, por lo cual la proporción de gasto en alimentos es mayor que antes de la llegada del niño. Por ende, el método de Engel sobreestima el nivel de ingreso requerido para mantener al hogar en la situación inicial (sin niños) (Nicholson, 1976). Por otro lado, considerando que la separabilidad de preferencias entre padres e hijos no se cumple en la práctica, ya que los padres también pueden obtener utilidad del consumo realizado por los hijos, el ingreso que compensa la reducción del consumo en bienes adultos previo a la llegada de los niños es mayor; entonces, el método de Rothbarth subestima las escalas de equivalencia (Gronau, 1991).

Comanor *et al.* (2015) proponen una alternativa para la estimación del costo de un niño, basada en el enfoque del costo marginal con resultados monetarios. Este método consiste en diferenciar hogares biparentales y monoparentales, que son clasificados por el nivel de ingresos. Se considera al gasto de los hogares bajo un criterio denominado “dinero que efectivamente sale del bolsillo”. Un sistema de ecuaciones lineales para seis ítems de gasto estima el efecto de la presencia del niño sobre el gasto del hogar. En concreto, la variable de interés es categórica y corresponde al número de niños. Con esto se captura el gasto adicional en bienes colectivos y exclusivos por la presencia de niños en el hogar.

El enfoque del costo per cápita-promedio divide el gasto de los hogares en colectivos y exclusivos. El gasto colectivo es aquel gasto compartido entre los miembros del hogar, como por ejemplo el gasto en servicios básicos (agua, luz y combustible). El gasto exclusivo es aquel gasto que pertenece a un miembro particular del hogar, como por ejemplo el gasto en ropa de adultos varones. Lino *et al.* (2017) presentan los pasos del enfoque del costo per cápita-promedio como sigue: i) asignación directa de gastos exclusivos para los niños (ropa, cuidado del niño y educación), ii) asignación de gastos a nivel del hogar en función a cuotas

de presupuesto determinadas en estudios autorizados que usan encuestas más detalladas (alimentación y atención médica) o basada en el gasto per cápita (transporte y artículos varios), iii) cálculo del gasto en vivienda bajo el costo promedio de una habitación adicional.

En concreto, el enfoque del costo per cápita-promedio abarca por separado el costo para hogares biparentales y monoparentales con niños. Además, considera aspectos como la edad de los niños, el nivel de ingreso del hogar, las proporciones de gasto sobre el presupuesto y la residencia. Un estudio para Estados Unidos muestra que el costo monetario para la crianza de un niño (desde que nace hasta los 17 años) se encuentra entre los 12,350 y 13,900 dólares anuales en hogares de ingresos medios, con dos hijos y una pareja casada (Lino *et al.*, 2017).

Desde el punto de vista legal, existen guías metodológicas que determinan la manutención infantil y que están sujetas a la legislación de cada país. Las mismas varían en su sustento técnico y muchas veces están sujetas al juzgado de familia asignado a cada caso. De este modo, Ellman (2004) advierte que la manutención infantil es un fenómeno problemático, y su tratamiento como un ejercicio técnico debe considerar aspectos sociales y legales al mismo tiempo.

### **3. Propuesta metodológica para la estimación de la manutención infantil**

La metodología estima la manutención infantil combinando el enfoque marginal y per cápita-promedio; además, aplica la legislación correspondiente sobre asistencia familiar en cada país. Es una combinación de ambos enfoques, porque se busca comparar hogares con el mismo nivel de bienestar (noción teórica extraída de las equivalencias de escala) y calcular en términos monetarios el costo de manutención del niño (pragmatismo extraído de los costos per cápita y promedio). A conocimiento de los autores, esta metodología constituye la primera propuesta técnica sobre la manutención infantil en Bolivia.

La estimación de la manutención infantil consta de dos componentes que son resultado de la aplicación del enfoque marginal y per cápita-promedio. La ecuación (1) presenta el modelo que agrega ambos componentes:

$$CS = \sum_{i=1}^N ATT_i + PC_k + AC_j \quad (1)$$

Se define al gasto colectivo como aquel que es compartido en el hogar, como el gasto en alimentación, servicios básicos, vivienda, entre otros. En cuanto a los gastos exclusivos, éstos pueden ser el gasto en vestimenta, zapatos, matrícula educativa, entre otros.

Entonces, en la ecuación 1 se tiene que el CS (child support, manutención del niño) es el costo monetario del niño. Este costo es igual a la sumatoria de los distintos ATT (*Average Treatment Effect on the Treated*, Efecto Promedio del Tratamiento en los Tratados) donde N representa el total de gastos colectivos del hogar; luego se agrega el PC (*per cápita cost*, costo per cápita) y, finalmente, también se suma el AC (*average cost*, costo promedio).

De este modo, ATT es el primer componente, resultado del enfoque marginal y PC y AC representan al segundo componente, que se obtiene del enfoque per cápita-promedio. La agregación de los gastos puede ser mensual o anual, dependiendo de la información disponible.

El ATT es el impacto de una intervención en un grupo de determinado. La diferencia de las medias del resultado potencial entre un grupo que recibe el tratamiento y otro grupo de control (sin tratamiento) calcula el impacto. El tratamiento es la intervención o acción que busca un resultado determinado y la variable que cambia a causa del tratamiento se denomina “resultado potencial”. Por ejemplo, una intervención podría definirse como un programa de entrenamiento (tratamiento) para empleados en una empresa. Esta medida busca mejorar el rendimiento promedio de la producción de zapatos por hora (resultado potencial) de los trabajadores.

Adicionalmente, el grupo de tratamiento y el grupo de control deben ser comparables, es decir, deben ser grupos con características similares para que sea posible calcular el ATT. Al procedimiento que permite obtener grupos comparables se denomina pareo estadístico.

El ATT se aplica en la ecuación 1 para estimar el gasto colectivo  $i$  en un niño. Entonces, a partir de la aplicación del pareamiento estadístico a hogares con un niño y sin niños, se

calcula el gasto  $i$ -ésimo colectivo (por ejemplo: el gasto en alimentos) en un niño. Los gastos colectivos estimados por el ATT van desde que  $i=1$  hasta  $N$ .

Por otro lado, el PC es un procedimiento estadístico sencillo que consiste en dividir el promedio del gasto colectivo  $k$  entre el número de miembros en el hogar. Finalmente, el AC consiste en dividir el gasto exclusivo o colectivo  $j$  entre el total de observaciones.

Ahora, ¿cómo se asignan los  $i$ ,  $k$  y  $j$  gastos en la ecuación (1)? La respuesta es variable porque depende de la legislación y la disponibilidad de información en cada país. Sin embargo, se destaca una regla importante a tomar en cuenta. Ésta establece que los gastos colectivos  $i$  que no son estadísticamente significativos a través de las estimaciones del ATT, deberán pasar a formar parte de los  $k$  gastos colectivos estimados simplemente por el PC.

Hasta ahora, la estimación del ATT es quizá lo más interesante e innovador, puesto que permite aproximar el gasto colectivo en un niño a partir de métodos de pareamiento que consideran variables socioeconómicas del hogar<sup>1</sup>. De este modo, luego de exponer los componentes del modelo para la estimación de la manutención infantil, surge la siguiente interrogante: ¿cómo se estima el ATT de forma robusta? Para esto es necesario preparar en primer lugar la base de datos a través del pareo estadístico, para luego estimar el ATT de forma robusta.

El pareamiento es una técnica estadística que construye el mejor grupo de comparación posible sobre la base de características observables (Gertler *et al.*, 2017). Este método es utilizado generalmente en la evaluación de impacto. De acuerdo a la robustez de sus estimaciones, estos métodos estadísticos son útiles cuando se tienen estudios cuasi-experimentales o experimentales. De este modo, el fenómeno social de la maternidad podría ser abarcado como un estudio cuasi-experimental, donde la intervención consiste en asignar de forma aleatoria un niño a algunos hogares y otros no<sup>2</sup>. Entonces, el grupo de tratamiento corresponde a hogares monoparentales con un niño y el grupo de control a hogares sin niños.

---

1 Es importante aclarar que estos métodos de pareamiento no son un método de estimación, sino una forma de preparar la base de datos, para posteriormente calcular la diferencia o el impacto del tratamiento que se conoce como el ATT.

2 Evidentemente, este supuesto no se cumple, ya que la asignación del tratamiento consiste en una autoselección en datos observacionales y, por tanto, no es aleatoria.

El procedimiento del pareamiento estadístico para la estimación del ATT está compuesto por dos pasos: Primero se aplica el método del CEM (*Coarsening Exact Matching*, en español pareamiento exacto aproximado) para equilibrar<sup>3</sup> la varianza de características observables entre hogares con un niño y sin niños. Segundo se aplican los métodos de pareamiento tradicionales basados en el PSM (*Propensity Score Matching*, en español, pareamiento por puntaje de propensión). Finalmente, luego de los dos pasos anteriores se estiman los ATT del i-ésimo gasto colectivo seleccionado.

### 3.1. Pareamiento exacto aproximado

El CEM es un algoritmo que limita el desequilibrio en algunas características de las distribuciones empíricas<sup>4</sup> a través de una elección *ex ante*. Esta elección *ex ante* se refiere al aumento de observaciones similares a las covariables actuales para crear estratos y, luego, parar las observaciones dentro de cada estrato. Luego se asigna cada estrato a los datos originales (Blackwell *et al.*, 2009).

En concreto, el procedimiento del algoritmo sigue los siguientes pasos:

- ♦ Se inicia identificando las covariables  $X$  y sus copias, denominadas  $X^*$ .
- ♦ Luego se incrementan las observaciones  $X^*$  acorde a los puntos de corte<sup>5</sup> o el proceso automático del CEM.
- ♦ Se crea un estrato por cada observación  $X^*$  y se coloca cada observación en un estrato.
- ♦ Se asigna cada estrato a la base de datos original  $X$  y luego se eliminan todas las observaciones que no se encuentren en un estrato donde exista por lo menos una unidad de tratamiento o de control.
- ♦ Una vez completado este proceso, los estratos son base para calcular el ATT.

3 En otras palabras, reducir el desequilibrio de la distribución de las covariables (características socioeconómicas de los hogares) entre el grupo de tratamiento y el grupo de control.

4 Además, el CEM reduce el desequilibrio del histograma multivariado completo de unidades tratadas y de control, que incluye todas las interacciones y no linealidades.

5 Estos puntos de corte pueden ser creados por el investigador. Por ejemplo, en lugar de usar los años de educación (variable continua) se puede crear una variable categórica que identifique los niveles de educación (primaria, secundaria o superior).

Adicionalmente, el CEM ofrece una herramienta para evaluar la magnitud del desequilibrio a través del coeficiente  $L_1$  como sigue:

$$L_1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{l_1, \dots, l_k} |f_{l_1, \dots, l_k} - g_{l_1, \dots, l_k}| \quad (2)$$

$L_1$  es una función de  $f$  y  $g$ , y ésta es igual a la sumatoria dividida entre dos del valor absoluto de una diferencia. Esta diferencia proviene de las  $k$  observaciones de  $f$  (grupo de tratamiento) y  $g$  (grupo de control). Si  $L_1$  es cero, significa que existe un perfecto balanceo entre los grupos  $f$  y  $g$ ; de lo contrario, si  $L_1$  se aproxima más a 1, significa que existe una completa separación. El algoritmo del CEM calcula la magnitud del desequilibrio de forma automática.

### 3.2. Pareamiento por puntaje de propensión y el efecto promedio del tratamiento en los tratados

El PSM es un método estadístico de pareamiento que calcula la probabilidad (denominada puntaje de propensión) de pertenecer al grupo de tratamiento sobre la base de características observables (variables explicativas). De acuerdo a la literatura de la evaluación de impacto, el ATT es el impacto de participar en un programa (recibir el tratamiento). Este impacto se estima comparando los resultados promedio de un grupo de tratamiento con el resultado promedio del subgrupo de unidades estadísticamente pareadas (Gertler *et al.*, 2017).

De este modo, para calcular el ATT es necesario comparar hogares que reciben el tratamiento con hogares de similares características que no lo reciben. Se recuerda que la asignación del tratamiento corresponde a la presencia del niño en el hogar.

Para lograr una estimación robusta del ATT, se usan datos observacionales para el pareo de la muestra (Rosenbaum y Rubin, 1983). Dado que el PSM no es un método de asignación aleatoria, pero intenta imitarlo, pertenece a la categoría de estudios cuasi-experimentales (Gertler *et al.*, 2017). Con este método se reduce el sesgo de los resultados cuando la comparación de las covariables entre el grupo de tratamiento y el de control tiene un puntaje de propensión similar. Sin embargo, los resultados del pareamiento por el PSM solo son tan buenos como las características que se usan para el pareamiento.

Una condición básica para encontrar un buen contrafactual es asumir que la asignación del tratamiento no afecta a las características del individuo. Esto porque esas mismas características son utilizadas para el pareo. De este modo, es recomendable usar características observables solo de la línea base (antes de la aplicación del programa) para cualquier puntaje de propensión<sup>6</sup>.

Matemáticamente, el modelo de probabilidad para encontrar los puntajes de propensión tienen la siguiente formulación:  $p(x) = \text{prob}(x) = E(D | x)$ , donde  $D = 1$  representa a las observaciones tratadas, y  $D = 0$  representa a las observaciones de control. En otras palabras, este modelo calcula la probabilidad de recibir el tratamiento (participar del programa o intervención) dadas las características del individuo. El vector  $x$  representa el conjunto de características que podrían estar relacionadas con una probabilidad positiva de participar en el programa. En consecuencia, el PSM es obtenido a través de un modelo probit o logit, considerando a  $D$  como la variable dependiente y a las variables del vector  $x$  como las independientes.

A continuación, se presentan los distintos métodos estadísticos para hallar el puntaje de propensión, y luego estimar el ATT:

- ♦ Estratificación: consiste en dividir el rango de variación del puntaje de propensión en intervalos, de tal forma que cada intervalo tenga el mismo promedio del puntaje de propensión entre el grupo tratado y el de control. Entonces, el algoritmo de estratificación genera automáticamente bloques en función de los puntajes de propensión. Luego, se calculan las diferencias del promedio de las salidas entre los dos grupos. De este modo, el ATT es calculado para cada bloque, con ponderaciones dadas por las distribuciones de las unidades de tratamiento a través de los bloques.
- ♦ Vecino más cercano y pareamiento de 2 a 1: esta técnica ordena aleatoriamente el grupo de tratamiento y el de control, y luego selecciona para cada tratamiento uno o dos pareos de control a través del puntaje de propensión más cercano. Finalmente, se computa la diferencia entre la salida del grupo de control y la salida del grupo de tratamiento para estimar el ATT.

---

<sup>6</sup> Es evidente que el estudio no cuenta con información disponible para considerar la línea base de las características de los hogares y, por tanto, es una limitación del estudio.

- Kernel: Consiste en que todos los tratamientos son pareados con un promedio ponderado de todos los controles. Las ponderaciones son inversamente proporcionales al puntaje de propensión de los tratados y los controles.
- *Inverse probability weights*: este método estima el ATT a partir de la media del resultado potencial de la data observacional por probabilidad de ponderación inversa (IPW). Los estimadores de la IPW utilizan ponderaciones de probabilidad estimadas para corregir los datos faltantes en los potenciales resultados.
- *IPW regression adjustment*: esta técnica estima el ATT y la media del resultado potencial de los datos observacionales por ajuste de probabilidad de ponderación inversa (IPWRA). Con IPWRA se usan ponderaciones en los coeficientes de la regresión, para calcular promedios de resultados pronosticados a nivel de tratamiento. Los ponderadores provienen de las probabilidades inversas del tratamiento y los contrastes de estos promedios estiman los efectos del tratamiento. Entonces, los estimadores de la IPWRA tienen la propiedad doblemente robusta.
- Mahalanobis: es un pareamiento métrico que ordena los grupos de tratamiento y de control aleatoriamente. Luego calcula la distancia entre los primeros sujetos tratados y de control, la cual está dada por  $d(i, j) = (u - v)^T C^{-1} (u - v)$ , donde  $u$  y  $v$  son los valores de las variables pareadas (incluyendo los puntajes de propensión).  $C$  es la matriz de covarianza de las variables pareadas de los grupos de control.

El efecto del tratamiento para un hogar  $n$ , notado como  $\delta_n$  se define como la diferencia entre el resultado potencial en caso de tratamiento ( $Y_{1n}$ ) y resultado potencial en ausencia de tratamiento ( $Y_{0n}$ ), donde  $n$  es la  $n$ -ésima observación (Heinrich *et al.*, 2010). Entonces se tiene la ecuación 3:

$$\delta_n = Y_{1n} - Y_{0n} \quad (3)$$

Ahora, el ATT puede expresarse como la esperanza de la diferencia de los resultados  $Y_1$  y  $Y_0$ , dado que reciben el tratamiento.

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 \mid D = 1) \quad (4)$$



Como el promedio de una diferencia es la diferencia de los promedios, el ATT puede reescribirse como:

$$ATT = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1) \quad (5)$$

El segundo término de la ecuación 5 es el resultado potencial promedio que podían haber obtenido los hogares tratados en ausencia del tratamiento, lo cual no es observable. Entonces, existe un problema con la ecuación 3, porque el parámetro  $\delta_n$  no es observable debido a que depende de los resultados de los contrafácticos<sup>7</sup>. Por tanto, la diferencia observable es:

$$\Delta = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \quad (6)$$

En la ecuación 6 se muestra que  $E(Y_0 | D = 0)$  es el resultado promedio de los individuos que no recibieron el tratamiento. Ahora, sumando y restando el término  $E(Y_0 | D = 1)$  en la ecuación 6 se tiene:

$$\begin{aligned} \Delta &= E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1) + E(Y_0 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \\ \Delta &= ATT + E(Y_0 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \\ \Delta &= ATT + SB \end{aligned} \quad (7)$$

De este modo, la ecuación 7 describe que en la práctica se tiene un sesgo (SB) que se reduce cuando se aplican los métodos de pareamiento. Dado que el CEM limita el desequilibrio de las covariables, se reduce el sesgo (SB), permitiendo una mejor estimación de los parámetros de interés. Por esta razón, el CEM se aplica antes de utilizar los métodos de pareamiento de puntaje de propensión (PSM) para estimar el ATT.

Existen dos supuestos principales para la estimación del ATT. El primero es el supuesto de “independencia condicional”, que restringe la dependencia entre el modelo de tratamiento

<sup>7</sup> Es decir, depende de un hecho no observable que podría ser aproximado con un evento similar conocido como contrafáctico.

y el modelo de resultado<sup>8</sup>. Intuitivamente, este supuesto indica que solo las covariables observadas afectan al tratamiento, mientras que la variable de resultado no afecta a los estados del tratamiento. El segundo supuesto indica que cada individuo que recibe el tratamiento encuentre otro individuo con similar puntaje de propensión que no recibe el tratamiento; por lo tanto, logra cumplir con la “condición de solapamiento o rango común”. Si el gráfico de densidad de las probabilidades de recibir un nivel de tratamiento no se concentra en 0 o 1, entonces se comprueba el segundo supuesto.

El CEM resuelve parcialmente el primer supuesto<sup>9</sup>. En efecto, este algoritmo limita el grado de dependencia del modelo y el error de estimación del efecto causal. A su vez, establece un límite de desequilibrio monotónico que no requiere de un proceso separado para restringir los datos a un soporte común; entonces, equilibra todas las no linealidades e interacciones en la muestra (Blackwell *et al.*, 2009).

#### 4. Datos

Las oficinas nacionales de estadística proveen la base de datos del presupuesto de los hogares que permite la actualización de la canasta de consumo<sup>10</sup> en el tiempo. Esta base de datos contiene información acerca del gasto y el ingreso de los hogares, convirtiéndola en una fuente de información secundaria adecuada para la metodología.

De este modo, es preciso puntualizar sobre los criterios de selección de la muestra. Estos criterios tienen que ver con la selección de hogares y el tipo de gastos. En las subsecciones 4.2.1 y 4.2.2 se describen ambos criterios para obtener la muestra adecuada para el estudio. Además, se presentan los cuadros descriptivos para Bolivia.

---

8 Por un lado, el modelo de tratamiento es el modelo probit, que calcula el puntaje de propensión o la probabilidad de recibir tratamiento. Por otro lado, el modelo de resultado describe el impacto del tratamiento sobre una variable denominada resultado potencial.

9 CEM resuelve parcialmente el problema de la dependencia del modelo, porque crea estratos con pareos muy precisos, pero no controla el problema de endogeneidad del modelo de tratamiento, lo cual debilita el cumplimiento del supuesto de la independencia condicional.

10 Los patrones de consumo de los hogares cambian en el tiempo; mantenerlos fijos reduciría la representatividad de la medición de la inflación a partir del índice de precios al consumidor y las líneas de pobreza monetaria.

#### **4.1. Selección de los hogares**

Los hogares seleccionados deben estar liderados por hombres o mujeres sin pareja entre 19 y 68 años<sup>11</sup>. Estos hogares se dividen en dos. Los hogares del primer subgrupo tienen un niño entre 0 y  $m$  años; y los hogares del segundo subgrupo no tienen niños. Esta selección elimina aquellos hogares que tengan hijos mayores a los  $m$  años.

El rango de edad del niño está sujeto a la desagregación del gasto disponible en las encuestas de presupuesto en cada país. Es decir, algunas encuestas de presupuesto familiar tienen información del gasto exclusivo (ropa, educación y salud, entre otros) en niños por rangos de edad, y otras no disponen de esa información.

La selección de hogares monoparentales y hogares sin niños permite la aproximación del gasto destinado al niño de forma más precisa, porque no se consideran los efectos de las economías de escala (incrementos marginales decrecientes en el gasto por un miembro adicional en el hogar) sobre el consumo de los hogares.

Para el caso boliviano se utiliza la base de datos de la Encuesta de Presupuesto Familiar 2015-2016 (EPF) que contiene información de los hogares ubicados en ciudades capitales, conurbaciones y el área rural (INE, 2019). El periodo de recolección de datos de la EPF consta de 52 semanas, entre septiembre de 2015 y septiembre de 2016 (un año calendario), con el fin de captar el efecto de la estacionalidad en el consumo y el ingreso de los hogares. De este modo, la EPF proporciona información acerca del ingreso, gasto y las características socioeconómicas de cerca de 10,988 hogares; 9,743 de los cuales pertenecen al área urbana y 1,245 al área rural.

La EPF contiene una desagregación del gasto muy útil para el análisis microeconómico, puesto que existe información tanto a nivel agregado del hogar, como a nivel individual. Adicionalmente, se señala que la base de datos de la EPF tiene un muestreo complejo<sup>12</sup>, que es utilizado para tener una representación a nivel nacional de indicadores socioeconómicos.

---

11 Se encontró que un jefe de hogar hombre con 68 años tiene un niño y, por tanto, puede encontrar pareo 1 a 1 con un hogar similar.

12 Específicamente, el tipo de muestreo de la EPF es probabilístico, estratificado por conglomerados y bietápico.

El estudio establece el rango de edad del niño entre 0 y 13 años, es decir,  $m$  es igual a 13. Tal decisión responde a la disponibilidad de gastos desagregados a nivel individual en la EPF. En específico, la EPF ofrece gastos individuales del gasto en ropa, calzado y artículos para niños entre 0 y 13 años.

La muestra seleccionada se encuentra descrita en el Cuadro 1. Se toman en cuenta a las nueve ciudades capitales de Bolivia, que equivalen a 8,818 hogares<sup>13</sup>. Luego, se elige al subgrupo de los hogares núcleo (equivalente al 52% de 8,818), de éstos se eligen a los hogares sin pareja (15% de 8,818). En la última columna del Cuadro 1 se observa que, del total de hogares sin pareja, el 74% no tiene hijos y el 13% tiene un hijo entre 0 y 13 años. De este modo, el estudio toma en cuenta a los hogares resaltados de color plomo en el Cuadro 1, que en total suman 1,138 observaciones (13% de 8,818)<sup>14</sup>.

Adicionalmente, se restringe la edad de los jefes del hogar y se elimina a los hogares por debajo de la línea de pobreza moderada (Bs. 930 para ciudades capitales en 2016)<sup>15</sup>. Con todo esto, la muestra seleccionada tiene 829 observaciones.

La muestra seleccionada para el caso boliviano es resultado de una reducción considerable de observaciones, lo cual posiblemente juegue en contra de la representatividad de los resultados a nivel nacional. Sin embargo, dada la limitación en la base de datos, el estudio aproxima la manutención infantil de forma robusta para las ciudades capitales de Bolivia, porque se considera el diseño complejo de la EPF y se aplica un pareo estadístico. Además, se calculan pruebas de robustez para las variantes de la estimación del ATT.

---

13 Este total se obtiene sumando la última fila del Cuadro 1.

14 La relación de observaciones entre los hogares con un niño y hogares sin niños está más desequilibrada en la última columna (170 vs 968 observaciones). La relación más equilibrada se encuentra en la primera columna, correspondiente a los hogares extendidos (904 vs 1,003 observaciones). Sin embargo, esta última es inadecuada por el efecto de las economías de escala en el consumo

15 Se aplica este procedimiento para evitar estimar promedios muy bajos y establecer un criterio de bienestar para la manutención infantil.

**Cuadro 1**  
**Representatividad de la muestra seleccionada**

Característica del hogar	Hogares extendidos 48%		Hogares núcleo 52%	
	Jefe del hogar con pareja 33%	Jefe del hogar sin pareja 20%	Jefe del hogar con pareja 32%	Jefe del hogar sin pareja 15%
Sin niños	1,003	933	619	968
	35%	54%	21%	74%
Con niños	1894	795	2267	339
	65%	46%	79%	26%
Con un niño	904	455	843	170
	31%	26%	29%	13%
Con más de un niño	990	340	1,424	169
	34%	20%	49%	13%
<b>Total</b>	<b>2,897</b>	<b>1,728</b>	<b>2,886</b>	<b>1,307</b>

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Notas: Hogares núcleo: incluye a los padres y los hijos entre 0 y 13 años solamente.

Hogares extendidos: además de incluir a los hogares núcleo, se incluye a los hijos mayores a los 13 años y más miembros del hogar, como ser tíos, abuelos, etc.

Por otro lado, con el objetivo de mejorar la prosa de la descripción en los siguientes cuadros, los hogares sin niños y con un niño se denominarán hogares SN y hogares CN, respectivamente. Asimismo, luego de la aplicación del CEM, los hogares CN y hogares SN se llamarán “hogares tratados” y “hogares de control”, respectivamente. Cabe señalar que la aplicación del CEM reduce el tamaño de la muestra inicial (829 observaciones) en hogares SN y hogares CN. En resumen, se tiene el siguiente esquema:

$$\text{hogares SN} \xrightarrow{\text{CEM}} \text{hogares de CONTROL}$$

$$\text{hogares CN} \xrightarrow{\text{CEM}} \text{hogares TRATADOS}$$

La muestra seleccionada está compuesta por 829 hogares. De éstos, 121 son hogares CN y 708 son SN, siendo este último el grupo base de comparación para el pareamiento (Cuadro 2). A continuación, se describe la muestra seleccionada a través de las principales variables discretas y continuas disponibles en la EPF.

La variable “tenencia de un cuarto exclusivo de cocina” es importante, porque muestra si los hogares tienen un espacio higiénico y salubre para la adecuada nutrición del niño. Este es el caso del 60% de los hogares CN; que destaca frente al 55% de los SN, pero todavía se

encuentra lejos del 100%. Por otro lado, el 50% de los jefes en hogares CN declararon su estado civil como soltero(a); sin embargo, el resto (50%) pudo haber convivido con una pareja, pero en el momento de la encuesta se encontraba sin pareja (Cuadro 2).

**Cuadro 2**  
**Características del hogar y el jefe del hogar**

Variables		Detalle	Hogares SN	Hogares CN
			N = 122.842	N = 19.613
Discretas	Cuarto exclusivo para cocinar	Sí tiene (%)	55%	60%
	Grado de educación	Tiene educación superior (%)	51%	49%
	¿Convivió con una pareja?	Sí (%)	35%	50%
Continuas	Ingreso del hogar	Bolivianos mensuales	3,320	3,467
	Ingreso laboral <sup>1</sup> (A)	Bolivianos mensuales	3,021	2,844
	Gasto corriente total (B)	Bolivianos mensuales	2,438	2,721
	B/A	Ratio	81%	96%
	Edad	Promedio	40	36

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la encuesta.

(1) Ingreso laboral de la ocupación principal del jefe del hogar

Asimismo, el 51% de los jefes en hogares SN y el 49% de hogares CN alcanzaron niveles de educación superior. De este modo, se evidencia que la mitad de los hogares monoparentales lograron una educación primaria o secundaria.

En el Cuadro 2 también se muestran los promedios de las variables continuas de interés. En promedio, el gasto corriente total mensual es mayor (Bs 2,721) para hogares CN, en comparación con los hogares SN (Bs 2,438). Por otro lado, se observa que los ingresos del hogar en ambos grupos son similares (Bs 3,320 y Bs 3,467 para hogares SN y CN, respectivamente). Esto sucede porque en ambos grupos existe una sola persona que trabaja.

En promedio, los ingresos laborales de los hogares CN son menores (Bs 2,844) en comparación con los hogares SN (Bs 3,021). Asimismo, se observa que el ingreso laboral cubre el 81% y 96% del gasto corriente total para hogares SN y CN, respectivamente. Por tanto, existe una mayor relación entre el gasto corriente total y la condición laboral del jefe en hogares CN (Cuadro 2). Finalmente, se observa que los promedios de edad no varían considerablemente, porque estos son iguales a 40 años y 36 años en hogares SN y CN, respectivamente.

## 4.2. Análisis del gasto

Se toma en cuenta el gasto corriente en consumo de bienes y servicios, excluyendo el gasto corriente no imputable al consumo (donaciones, regalos de terceros, regalos del Estado, transacciones financieras, gastos originados por el mantenimiento de inversiones del hogar y la despensa). Se define al gasto en niños como aquel gasto que efectivamente sale del bolsillo de los hogares (Comanor *et al.*, 2015). Esta definición es importante porque evita cometer errores en la agregación de los ítems de gasto. En otras palabras, evita sobreestimar la manutención infantil, porque considera el dinero disponible en los hogares.

Para la ecuación 1, los gastos colectivos y exclusivos seleccionados son aquellos gastos necesarios y/o prioritarios para la crianza del niño. Cabe recordar que la selección de estos gastos está sujeta a la legislación en cada país. En Bolivia, el “Código de las familias y del proceso familiar” señala que se debe cubrir lo “indispensable” para las necesidades del niño con relación a los gastos en alimentación, salud, educación, vivienda, recreación y vestimenta (Ley N°603, 2014). Entonces, existen seis ítems de gasto a ser tomados en cuenta. Por un lado, los gastos en alimentación, recreación, salud y vivienda se clasifican como colectivos porque no existe información desagregada. Por otro lado, los gastos en ropa y calzados se clasifican como gastos exclusivos para el niño.

No obstante, la información de la EPF permite clasificar el gasto en educación en gastos complementarios a la educación (gasto colectivo) y gastos en educación preescolar-primaria y secundaria (gasto exclusivo)<sup>16</sup>.

Como se presenta en el Cuadro 3, la información del gasto de los hogares se divide en dos bloques. El bloque 1 describe las seis categorías de gasto para la manutención infantil y el bloque 2 muestra las categorías de gasto restantes. El primer bloque representa el 72% del gasto corriente total para los hogares CN. Esto significa que la actual legislación intenta cubrir gran parte del presupuesto de los hogares para la atención del niño.

En promedio, los hogares SN y CN gastan más en alimentación y alquiler de vivienda, servicios básicos con respecto al gasto restante. Los hogares CN gastan Bs. 38 por cada Bs.

<sup>16</sup> Aquí se incluye el pago de la matrícula preescolar, primaria y secundaria, además del gasto en alfabetización del hogar.

100 en alimentos dentro y fuera del hogar. Esta relación se reduce a Bs. 35 por cada Bs. 100 en el caso de los hogares SN. Asimismo, es notable destacar la diferencia que existe entre el gasto alimentario dentro y fuera del hogar; donde se observa que los hogares CN gastan más en alimentación dentro del hogar (25%), en comparación con los hogares SN (15%). Dicho esto, existe la posibilidad de que los hogares CN contraten los servicios de una niñera, y por eso el hogar podría estar reportando un mayor consumo de alimentos dentro del hogar<sup>17</sup>. Otra posibilidad es que el jefe del hogar prepare los alimentos en casa, lo cual es poco probable, debido a que trabaja.

Los hogares CN gastan más en ropa y calzado para adultos (5%). Además, éstos destinan el 2% y 5% del gasto corriente total en educación y salud, respectivamente. La proporción del gasto en educación es baja porque la mayoría de los niños estudia en escuelas públicas.

**Cuadro 3**  
**Estructura del gasto total del hogar (en porcentaje)**

Nro.	Categoría	Promedio de las proporciones de gasto	
		Hogares sin niños N = 122.842	Hogares con un niño N = 19.613
1	Alimentación	35%	38%
	Alimentación dentro del hogar	15%	25%
	Alimentación fuera del hogar	20%	13%
2	Alojamiento, Servicios básicos	13%	13%
3	Recreación y cultura	7%	6%
4	Ropa y calzado	8%	8%
	Ropa y calzado de adultos	8%	5%
	Ropa y calzado de niños	0%	3%
5	Salud	4%	2%
6	Educación	8%	5%
<b>Total Bloque 1</b>		<b>75%</b>	<b>72%</b>
7	Bebidas alcohólicas, tabaco	3%	1%
8	Muebles y artículos del hogar	5%	7%
9	Transporte	6%	6%
10	Comunicaciones	5%	4%
11	Hoteles	0%	0%
12	Bienes y servicios	6%	10%
<b>Total Bloque 2</b>		<b>25%</b>	<b>28%</b>

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la encuesta.

Además, se tomaron los valores mayores a cero para los promedios.

<sup>17</sup> En lugar de la niñera, también la abuela o un pariente podría estar cuidando al niño en ausencia de la madre.



El Cuadro 4 presenta la definición de los ítems de gastos para la manutención infantil. Tal definición considera el concepto de gasto “indispensable” establecido por el “Código de las familias y del proceso familiar”. De este modo, se entiende que los “gastos indispensables” son aquellos gastos que son necesarios, imprescindibles y recurrentes para la crianza de un niño.

**Cuadro 4**  
**Variables de gasto de acuerdo con los métodos de**  
**costo marginal y per cápita-promedio**

	<b>Método costo marginal</b>	
	<b>Categoría</b>	<b>Descripción</b>
Gastos colectivos	Gasto en alimentación	Gasto en alimentos y bebidas dentro y fuera del hogar.
	Gastos complementarios a la educación	Gasto en actividades extracurriculares, costos complementarios a la educación, libros, material impreso, papeles, útiles y otros materiales de escritorio.
	<b>Método costo per cápita-promedio</b>	
	<b>Categoría</b>	<b>Descripción</b>
Gastos colectivos	Gasto en salud	Gasto en productos farmacéuticos y servicios dentales.
	Gasto en vivienda	Gasto en alquiler y servicios Básicos.
Gastos exclusivos	Gasto en vestimenta	Gasto en ropa y calzado de niños (0 a 13 años).
	Gasto en educación	Gasto en enseñanza preescolar - primaria y secundaria (incluye el pago de matrícula en colegios privados).
	Gasto en recreación	Gasto en juegos y juguetes.

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

## 5. Resultados

### 5.1. Pareamiento y estimación del efecto tratamiento en los tratados

Los métodos de pareamiento mejoran la comparación de hogares, cuya principal diferencia es la presencia o no de un niño entre 0 y 13 años. Generalmente, estos métodos son aplicados para la evaluación del impacto de los programas gubernamentales. Sin embargo, con un enfoque distinto al tradicional, se utilizan estos métodos para estimar el efecto de la presencia del niño en determinados gastos colectivos del hogar.

#### 5.1.1. Pareamiento exacto aproximado

La aplicación del CEM define un “rango común” óptimo que limita el desequilibrio de la distribución de covariables entre los grupos de tratamiento y de control. Para lograr un

equilibrio entre ambos grupos, el CEM utiliza las covariables definidas en el Cuadro 5 (con excepción de la edad al cuadrado, cohabitante y cuarto de cocina).

**Cuadro 5**  
**Definición de las covariables**

Covariables	Descripción
Edad	Edad del jefe del hogar
Edad al cuadrado	Edad del jefe del hogar elevado al cuadrado
Cohabitante	Igual a 1 si el jefe del hogar tuvo alguna vez una pareja; en la encuesta se verificó que vivía una sola persona o se trataba de un hogar monoparental
Cuarto de cocina	Igual a 1 si el hogar tiene una habitación exclusiva para cocinar
Región <sup>1</sup>	Región occidental (La Paz, Oruro y Potosí), valle (Cochabamba, Chuquisaca y Tarija) y oriental (Pando, Beni y Santa Cruz)
Nivel de ingreso del hogar	Nivel de ingreso del hogar bajo, medio y alto

Fuente: Elaboración propia

Nota: cada región incluye a las ciudades capitales de la muestra seleccionada.

El algoritmo del CEM crea 90 estratos, de los cuales 54 logran pareamiento. De este modo, 605 observaciones logran un equilibrio entre el grupo de control y el de tratamiento (Cuadro 6). Asimismo, los grupos de tratamiento y de control cuentan con 120 y 485 observaciones, respectivamente.

**Cuadro 6**  
**Pareamiento por el CEM**

	Hogares SN	Hogares CN	Total
Todos	708	121	829
Pareados	485	120	605
No pareados	223	1	224

Fuente: Elaboración propia

Con la aplicación del CEM se determina un desequilibrio del 0%, reflejando un ajuste perfecto de las diferencias entre el grupo de tratamiento y el de control. El desequilibrio univariante muestra la diferencia del promedio y otros estadísticos importantes (mínimo y máximo) para cada covariable. Se observa que estos promedios se encuentran cercanos a cero, lo cual muestra que en cada estrato pareado las diferencias entre el grupo de tratamiento y el de control son casi nulas (Cuadro 7).

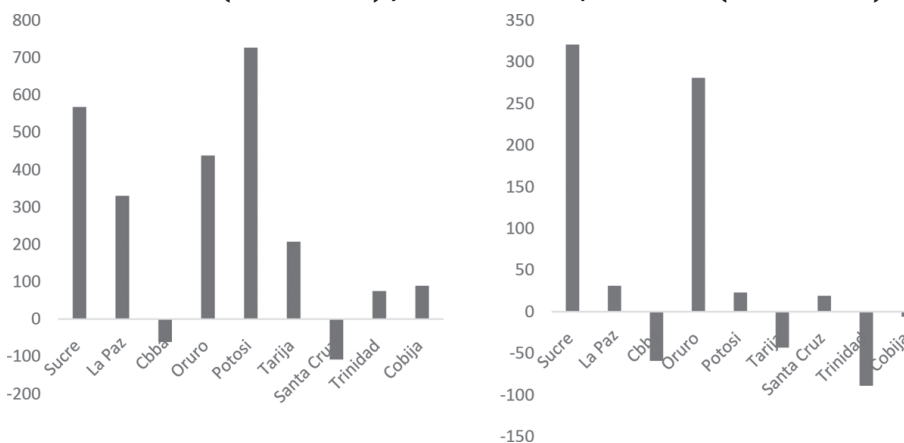
**Cuadro 7**  
**Aplicación del CEM: desequilibrio univariante**

	L1	Promedio	Min	0,25	0,5	0,75	Max
Edad	0	-0,05	0	0	0	0	-2
Región	0	0	0	0	0	0	0
Nivel de ingreso del hogar	0	0	0	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Luego de aplicar el CEM a la muestra seleccionada (829 observaciones), se restringe el análisis a un subgrupo específico de ciudades capitales. Para justificar tal decisión, se describe el siguiente caso hipotético: un hogar CN gasta Bs./mes 100 en alimentos y un hogar SN con similares características gasta Bs./mes 70. Entonces, se podría considerar que la diferencia (Bs. 30) corresponde al gasto alimentario para un niño. Este ejercicio es útil si y solo si el gasto promedio en alimentación del hogar CN es mayor en comparación al hogar SN. Según el Gráfico 1, algunas ciudades capitales y metrópolis no cumplen con la condición de “la diferencia del gasto promedio mayor a cero”. Por tanto, no se las considera de aquí en adelante<sup>18</sup>.

**Gráfico 1: Diferencia del promedio de los gastos entre hogares CN y SN. Gastos en alimentación (barras azules) y educación complementaria (barras verdes)**



Fuente: Elaboración propia con base a la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.  
Nota: La Paz, Cbba y Santa Cruz son metrópolis.

18 Para la ecuación del gasto alimentario, dos metrópolis (Cbba y Santa Cruz) no cumplen con esta condición. Para la ecuación del gasto en educación complementaria, además de las dos metrópolis mencionadas, dos ciudades capitales no cumplen con dicha condición. De este modo, las estimaciones del ATT no toman en cuenta a las ciudades capitales o metrópolis que no cumplan con la condición de “la diferencia del gasto promedio mayor a cero” entre hogares CN y SN. Esto aplica a las dos ecuaciones del gasto colectivo.

En el Cuadro 8 se muestran las pruebas de robustez aplicadas antes y después del CEM. Esto para evidenciar si el CEM mejora o no la estimación del gasto colectivo  $i$  en un niño. Tanto para la ecuación del gasto alimentario como para el gasto en educación complementaria, se muestra que los criterios de Akaike y Bayesiano mejoran considerablemente después de la aplicación del CEM y la restricción por ciudades capitales. Las estimaciones por OLS con CEM pueden variar según se apliquen factores de expansión o *bootstrap* a los errores. Ambas estimaciones muestran criterios de información de Akaike similares (6,362 y 6,369 para la ecuación del gasto alimentario).

**Cuadro 8**  
**Gasto en alimentación y educación complementaria**  
**para un niño entre 0 y 13 años (Bs.)**

Variables independientes	Gasto en alimentación			Gasto en educación complementaria		
	OLS sin CEM <sup>1</sup>	OLS con CEM <sup>2</sup>	OLS con CEM <sup>1</sup>	OLS sin CEM <sup>1</sup>	OLS con CEM <sup>2</sup>	OLS con CEM <sup>1</sup>
Presencia de un niño	270***	368***	332***	67***	76.34**	89.79**
	(54.74)	(78.21)	(67.45)	(18.65)	(34.10)	(36.45)
Jefe del hogar mujer	-190***	-221***	-174***	4	-8.34	6.15
	(31.84)	(54.69)	(46.11)	(6.27)	(17.44)	(14.56)
Ingreso del hogar medio	192***	242***	229***	5	20.46	23.35
	(28.75)	(47.37)	(40.12)	(5.79)	(17.59)	(17.08)
Ingreso del hogar alto	486***	472***	466***	43***	66.76***	79.75***
	(39.35)	(63.71)	(51.99)	(9.98)	(23.54)	(24.61)
Región del valle	-7	21	-30	4	78.43	63.30
	(35.79)	(62.62)	(50.79)	(11.35)	(50.54)	(43.72)
Región oriental	83**	219***	207***	-9	19.54	9.87
	(37.55)	(59.43)	(52.99)	(7.78)	(24.09)	(22.45)
Cuarto de cocina	81***	109**	71*	-5	13.71	15.33
	(30.07)	(47.82)	(39.90)	(6.67)	(24.02)	(18.51)
Constante	611***	587***	608***	20**	36.23*	26.38
	(32.87)	(44.54)	(36.97)	(8.46)	(21.21)	(23.41)
Observaciones (N)	829	426	426	829	232	232
R cuadrado	0.26	0.32	0.30	0.08	0.10	0.13
Criterio de información de Akaike (AIC)	12,401	6,362	6,369	10,182	3,004	3,042
Criterio de información Bayesiano (BIC)	12,439	6,394	6,402	10,220	3,032	3,070

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativo al \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$  - P-valores. Errores estándar entre paréntesis.

(1) Se aplicó Bootstrap en los errores con 10,000 réplicas.

(2) Se aplicaron factores de expansión

Nota 1: El ingreso del hogar bajo es la base de comparación para las variables: ingreso del hogar medio y alto

Nota 2: La región occidental es la base de comparación para las variables: región oriental y región del valle.

### 5.1.2. Pareamiento por puntaje de propensión y efecto promedio del tratamiento en los tratados

Con el “rango común” determinado por el CEM, el PSM tendrá un mejor ajuste para estimar el ATT. Con las covariables definidas del Cuadro 5 (excepto las variables región e ingreso del hogar)<sup>19</sup> se calculan los puntajes de propensión.

Los efectos marginales del modelo logit muestran que la probabilidad de tener un niño es creciente, pero cada vez menor, conforme la edad del jefe del hogar aumenta. Existe una mayor probabilidad de tener un niño si el jefe del hogar tuvo una pareja<sup>20</sup> (Cuadro 9).

**Cuadro 9**  
**Efectos marginales del modelo logístico**

Covariable	dy/dx	S.D.	z	P>z	[95%Conf. intervalo]	
Edad	0.02***	0.0	3.51	0.0	0.02	0.03
Edad al cuadrado	-0.0003***	0	-3.79	0.0	-0.0004	-0.0003
Co-habitante	0.23***	0.0	4.81	0.0	0.23	0.24
Cuarto de cocina	0.03*	0.0	1.86	0.0	0.02	0.03

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores

Nota: Las estimaciones consideran el muestreo complejo de la encuesta; se aplicaron factores de expansión. Total de observaciones= 103,655.

Luego de la aplicación del PSM, es importante comprobar si se cumple con el “supuesto de superposición”. Este supuesto se cumple y tiene un mejor ajuste si no se incluye la covariable sexo del jefe del hogar<sup>21</sup>. De lo contrario, se observa una alta concentración en puntajes de propensión cercanos a 1, lo cual es muestra de un pareo deficiente (comparar los gráficos en los anexos A1 y A2)<sup>22</sup>.

19 No se las incluye porque son covariables para el pareo con el CEM. Se vuelve a incluir la variable edad para el PSM porque es una característica importante para predecir la presencia del niño en el hogar.

20 Lo cual significa que el jefe del hogar en el momento de la encuesta se encontraba divorciado, separado o viudo.

21 Esto porque existe una sobre-representación de las mujeres como jefes del hogar en hogares CN.

22 Los gráficos presentados en los anexos son muestra de lo que sucede para el gasto  $\neq$  gasto en alimentación. Para el caso del resultado potencial del gasto en educación complementaria, el resultado es similar.

**Cuadro 10**  
**Estimación del ATT por métodos de pareamiento (Bs./mes)**

Gastos	IPW <sup>1</sup>	IPWA <sup>2</sup>	Estratificación <sup>1</sup>	Kernel	Vecino más cercano <sup>3</sup>	Vecino más cercano <sup>2</sup>	Mahalanobis
	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT
Alimentación	300***	313***	320***	309***	165**	418***	324***
	(72)	(6)	(69)	(76)	(74)	(6)	(99)
	[157-441]	[300-325]	[182-457]	n.d.	[20-310]	[404-431]	n.d.
Observaciones (N)	426	52,046	426	426	798	52,046	426
Educación complementaria	124***	106***	120***	120***	71**	118***	105**
	(44)	(2)	(46)	(46)	(32)	(2)	(46)
	[38-211]	[101-110]	[28-212]	n.d.	[8-134]	[113-123]	n.d.
Observaciones (N)	211	42,116	211	211	331	42,116	211
$\sum_{i=1}^2 ATT_i$	424	419	440	429	236	536	429

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativos al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 - P-valores.

Desviación estándar entre paréntesis e intervalos de confianza al 95% (distribución normal) entre corchetes.

(1) Se aplicó *bootstrap* a los errores de estimación con 1,000 réplicas.

(2) Se aplicaron factores de expansión.

(3) Carece de la restricción por ciudades capitales descritas por el Gráfico 1 y no se aplican factores de expansión.

En el Cuadro 10 se muestra la estimación del ATT de acuerdo a los diferentes métodos de pareo por PSM. Además, se presentan los intervalos de confianza al 95% (distribución normal) para cada estimador. Se evidencia que la estimación del ATT es más robusta si se restringe la muestra a ciudades capitales que cumplan con la condición descrita en el Gráfico 1, y si se aplican factores de expansión. Para esto el lector debe comparar las dos columnas correspondientes a los resultados del ATT por el vecino más cercano.

El gasto en alimentos para un niño se encuentra en el rango de Bs. 300 y Bs. 418. Los gastos en educación complementaria por niño se encuentran entre Bs. 105 y Bs. 124. De este modo, la suma de las estimaciones del ATT se encuentra entre Bs. 439 y Bs. 536 (Cuadro 10).

### 5.1.3. Estimación de la manutención infantil

Para la estimación de la manutención infantil se sigue la ecuación 1; la misma consiste en realizar dos agregaciones. La primera corresponde a los costos marginales (alimentación y educación complementaria) a través de los resultados del ATT para los distintos métodos de

pareamiento del PSM. La segunda corresponde a los cálculos del costo *per cápita* en salud y los costos promedios en educación preescolar, primaria y secundaria, además del gasto promedio en vivienda (pago del alquiler y servicios básicos) y vestimenta de los hogares CN.

En el Cuadro 11 se muestran los resultados del costo per cápita-promedio por ciudades capitales seleccionadas. Primero, el gasto promedio<sup>23</sup> en educación preescolar, primaria y secundaria de escuelas privadas<sup>24</sup> se encuentra entre Bs. 360 y Bs. 700; donde los hogares monoparentales de Oruro y Sucre gastan más en promedio en este ítem en comparación al resto de la ciudades capitales (Cuadro 11).

Segundo, el gasto promedio en vestimenta del niño se encuentra entre Bs. 51 y Bs. 204; donde los hogares monoparentales de Tarija y Trinidad gastan menos en promedio en comparación con el resto de las ciudades capitales. El gasto *per cápita* en salud se encuentra entre Bs. 6 y Bs. 74, y el gasto promedio en servicios básicos entre Bs. 99 y Bs. 120. Finalmente, el gasto promedio en alquiler se encuentra entre Bs. 250 y Bs. 823 mensuales. Considerando la dispersión de los promedios por ciudades capitales, la manutención infantil debe ser estimada tomando en cuenta las diferencias por región y ciudad capital en Bolivia. Sin embargo, el estudio asumirá el supuesto de que los resultados del Cuadro 10 son representativos para las ciudades capitales descritas en el Cuadro 11<sup>25</sup>.

El gasto en salud está sujeto a eventualidades o shocks externos para cualquier persona. En efecto, pueden existir hogares con gastos elevados en salud porque tienen varios dependientes (niños enfermos o personas con discapacidad) o también pueden existir gastos pequeños relacionados a cuidados esporádicos (resfríos o dolores de cabeza leves, entre otros) en el hogar. De este modo, se considera que el gasto en salud para un niño es heterogéneo y debe estar sujeto a disposiciones legales exclusivas.

---

23 Para el cálculo de los promedios, solo se consideran a los gastos mayores a cero y se excluyen a los valores perdidos.

24 El gasto promedio en educación preescolar, primaria y secundaria para escuelas de convenio está limitado solamente a dos ciudades capitales. Por tanto, se excluirán de las conclusiones finales.

25 Esto porque el tamaño de la muestra no permitió diferenciar el ATT por ciudad capital.

**Cuadro 11**  
**Gastos per cápita y promedio (Bs./mes)**

Categoría	Variable	La Paz <sup>1</sup>	Oruro (Capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
		Promedio					
Matrícula educativa primaria y secundaria	Fiscal	0	0	0	0	0	0
	Convenio	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	35	630
	Privada	359	611	n.d.	700	n.d.	450
Vestimenta	Ropa y calzados de niños	125	116	204	162	79	51
Recreación	Juegos y juguetes	50	47	39	24	14	72
Salud*	Salud	36	38	74	53	27	6
Vivienda	Servicios básicos	95	148	112	99	117	120
	Alquiler	458	357	250	260	597	813
Total	Con educación pública	764	706	679	598	834	1,062
	Con educación de convenio					869	1,692
	Con educación privada	1,123	1,317		1,298		1,512

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: (\*) Es el gasto per cápita en salud en hogares CN.

Se aplicaron factores de expansión.

(1) Metrópoli.

Con relación al gasto en alquiler y servicios básicos, Comanor *et al.* (2015) señalan que es un error evaluar el efecto causal de la presencia del niño sobre el gasto en vivienda. Es decir, no se compra/alquila un cuarto adicional a causa del niño, solamente se aparta un lugar para el infante. Sin embargo, esta observación no significa que el gasto en vivienda sea nulo. De este modo, el trabajo considera el promedio de gasto en alquiler y servicios básicos de los hogares CN porque representan gastos esenciales para la crianza de niños<sup>26</sup>.

Siguiendo la ecuación (1), se agregan los resultados de los cuadros 10 y 11 para la estimación de la manutención infantil por ciudades capitales y por el tipo de educación del niño; donde se asume que el gasto en escuelas fiscales es cero.

Como se observa en el Cuadro 12, la manutención infantil se encuentra entre Bs. 1,045 y Bs. 1,509 si el niño está matriculado en una escuela pública. Si el niño estudia en una escuela

<sup>26</sup> Esta propuesta tiene un sustento teórico válido, porque para criar a un niño se necesita de una segunda persona para realizar la tarea. De este modo, el costo en vivienda para la manutención infantil incluye el pago del alquiler y servicios básicos para un hogar donde viven dos personas (hogares CN).



privada, la manutención infantil asciende a un rango que se encuentra entre Bs. 1,570 y Bs. 1,959. Estos cálculos para las ciudades capitales corresponden a los promedios para las diferentes técnicas de pareamiento por PSM.

**Cuadro 12**  
**Aproximación de la manutención infantil por tipo de educación del niño en Bs./mes**

Método de estimación del ATT y OLS	La Paz <sup>1</sup>	Oruro (capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
	Educación pública					
Inverse-probability weights <sup>1</sup>	1,188	1,130	1,103	1,022	1,258	1,486
IPW regression adjustment <sup>2</sup>	1,183	1,125	1,098	1,017	1,253	1,481
Estratificación <sup>1</sup>	1,204	1,146	1,119	1,038	1,274	1,502
Kernel	1,193	1,135	1,108	1,027	1,263	1,491
Vecino más cercano <sup>2</sup>	1,193	1,135	1,108	1,027	1,263	1,491
Mahalanobis	1,300	1,242	1,215	1,134	1,370	1,598
OLS con CEM	1,215	1,157	1,130	1,049	1,285	1,513
Promedio	1,211	1,153	1,126	1,045	1,281	1,509
Método de estimación del ATT y OLS	La Paz <sup>1</sup>	Oruro (capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
	Educación privada					
Inverse-probability weights <sup>1</sup>	1,547	1,741		1,722		1,936
IPW regression adjustment <sup>2</sup>	1,542	1,736		1,717		1,931
Estratificación <sup>1</sup>	1,563	1,757		1,738		1,952
Kernel	1,552	1,746		1,727		1,941
Vecino más cercano <sup>2</sup>	1,552	1,746		1,727		1,941
Mahalanobis	1,659	1,853		1,834		2,048
OLS con CEM	1,574	1,768		1,749		1,963
Promedio	1,570	1,764		1,745		1,959

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

(1) Se aplicó bootstrap con 1,000 réplicas a los errores.

(2) Se aplicaron factores de expansión.

Según el Cuadro 12, la manutención infantil varía de acuerdo a la ubicación de la ciudad capital. Además, se evidencia que las ciudades capitales de la región occidental (La Paz, Oruro y Potosí) muestran resultados menores en comparación con otras ciudades. Sucre tiene resultados similares en promedio a las ciudades capitales de la región occidental. No obstante, Trinidad y Tarija presentan los resultados más altos en comparación con el resto.

## **6. Conclusiones**

El estudio ofrece una perspectiva técnica para el cálculo de la manutención infantil mediante una metodología que combina los enfoques del costo marginal y costo per cápita-promedio. Primero, el enfoque marginal estima el gasto del niño en alimentos y educación complementaria. Segundo, el enfoque per cápita-promedio calcula el gasto de un niño en educación preescolar-primaria-secundaria, vestimenta, salud y vivienda. Finalmente, la estimación de la manutención infantil agrega los resultados de ambos enfoques.

Según los resultados, la manutención infantil mensual se encuentra entre Bs. 1,045 (Sucre) y Bs. 1,509 (Trinidad) si el niño estudia en una escuela pública. Si el niño estudia en una escuela privada la manutención asciende a un rango entre Bs. 1,570 (La Paz-metrópoli) y Bs. 1,959 (Trinidad). Estos montos fueron clasificados por ciudades capitales y la metrópoli de la Paz. Estos cálculos representan un parámetro adicional al valor mínimo establecido por el “Código de las familias y del proceso familiar” equivalente al 20% del SMN (Bs./mes 361 para 2016).

Con base en los resultados, se podrían emprender los siguientes cambios. Primero, podría considerarse incrementar el porcentaje del SMN que establece el valor mínimo de la manutención infantil. Esto porque se evidenció que la actual legislación plantea un pago de la manutención insuficiente. Es decir, en la práctica el padre/madre que no vine con el niño debe pagar mínimamente Bs./mes 361 por la manutención infantil para 2016, lo cual está por debajo del costo total de los seis ítems de gasto que deben cubrirse según la ley N° 603. De este modo, se propone que el progenitor que no tenga la custodia pague por lo menos el 50% del costo total para criar un niño. Según el estudio, esto representa un cambio del 20% al 33% del SMN si se considera a la metrópoli de la Paz y educación pública para el niño.

Segundo, es importante llevar adelante encuestas, entrevistas o grupos focales que hagan seguimiento a los estándares de vida en hogares monoparentales. Esto porque el desarrollo de la niñez se deteriora cuando los padres se divorcian, lo que podría provocar un bajo desarrollo emocional y cognitivo en las etapas escolares iniciales.

Las limitaciones del trabajo se resumen en dos. Primero, la muestra es pequeña y no se encontraron resultados por rangos de edad del niño. Asimismo, se carece de estimaciones

para dos o más niños. Segundo, considerando que la manutención infantil se encuentra en bolivianos de 2016, el documento no ofrece una actualización para mantener el poder adquisitivo; aunque es posible contar con una estimación actualizada considerando las desagregaciones respectivas del índice de precios al consumidor.

La metodología puede ser modificada de acuerdo a los requerimientos y directrices legales en cada país. Finalmente, se destaca el uso de los métodos de pareamiento para que los hogares con y sin niños sean comparables y, de manera innovadora, estimar los gastos colectivos asignados al niño.

*Fecha de recepción: 22 de enero de 2021*

*Fecha de aceptación: 29 de marzo de 2021*

*Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC*

## Referencias

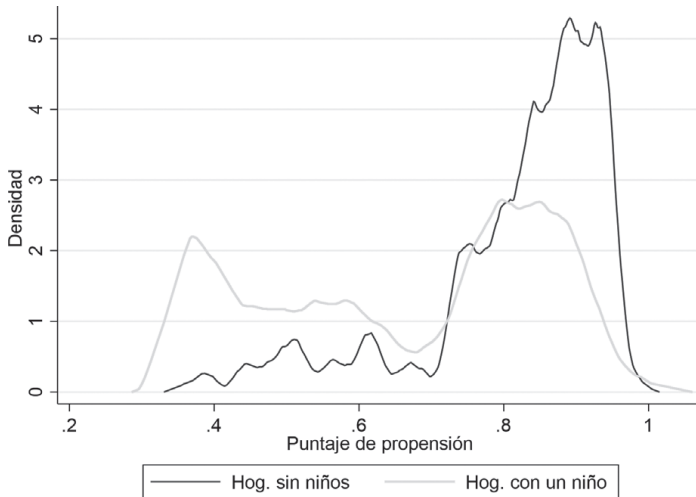
1. Alonzo, H. y Mancero, X. (2011). *Escalas de equivalencia en los países de América Latina*. Comisión Económica para América Latina. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/4777>.
2. Becker, G. S. (1993). A Treatise on the Family, primer edition. Harvard university press (eds.), *The Demand for Children* (pp. 135-155). <https://books.google.com.bo>.
3. Betson, D. (2006). *Parental expenditures on children: Rothbarth estimates. A report prepared for Policy Studies, Inc., for the State of Oregon*. <http://www.guidelineeconomics.com/files/Betson2010CaliforniaReport.pdf>.
4. Blackwell, I, King, G. y Porro, G. (2009). CEM: Coarsened Exact Matching in Stata. *The Stata Journal*, 9, 524-546. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900402>
5. Bolivia. Ley N°603. *Código de las familias y del proceso familiar*. Estado Plurinacional de Bolivia, 19 de noviembre de 2014. La Paz, Bolivia.
6. Calder, G. (2018). Social justice, single parents and their children. En R. Nieuwenhuis y C. Maldonado (eds.), *The triple bind of single-parent families* (pp. 421-435). <https://books.google.com.bo>.
7. Chiappori, P.A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56(1), 63-90. <https://doi.org/10.2307/1911842>
8. ----- (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-467. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/261825>
9. Comanor, W., Sarro, M., y Rogers, R. (2015). The Monetary Cost of Raising Children. En James Langenfeld (ed.), *Economic and Legal Issues in Competition, Intellectual Property, Bankruptcy, and the Cost of Raising Children, Research in Law and Economics, Volume 27*, (pp. 209-251). Emerald Group Publishing Limited. <https://ideas.repec.org/h/eme/rlwezz/s0193-589520150000027008.html>
10. Deaton, A. y Muellbauer, J. (1986). On measuring child costs: With applications to poor countries. *Journal of Political Economy*, 94(4), 720-744. <http://dx.doi.org/10.1086/261405>
11. Deaton, A., Ruiz, J. y Thomas, D. (1989). The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence. *Journal of political economy*, 97(1), 179-200. <http://www.jstor.org/stable/1831059>

12. Echeverría, L., Menon, M., Perali, F. y Berges, M. (2019). *Intra-household inequality and child welfare in Argentina* (Documento de Trabajo N° 241). Buenos Aires, Argentina: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/72144>
13. Ellman, I. (2004). Fudging failure: The economic analysis used to construct child support guidelines. *Universidad de Chicago. Legal Forum*, 2004(1), 167-224. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=519302](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=519302)
14. Gertler, P., Martínez, S., Premand, P., Rawlings, L. y Vermeersch, C. (2017). *La evaluación de impacto en la práctica* (2ª ed.). The World Bank. <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/978-1-4648-0888-3>
15. Gronau, R. (1991). The intrafamily allocation of goods-how to separate the adult from the child. *Journal of Labor Economics*, 9(3), 207-235. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/298266>.
16. Heckman, J. (2017). The Heckman Equation. *Heckman: The Economics of Human Potential*. <http://www.Heckmanequation.org/heckmanequation>.
17. Heinrich, C., Maffioli, A. y Vázquez, G. (2010). A primer for applying propensity-score matching. Inter-American Development Bank (eds.), *How to Implement Propensity-Score matching (PSM)* (pp. 22-28). <https://publications.iadb.org/publications/english/document/A-Primer-for-Appling-Propensity-Score-Matching.pdf>.
18. Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia (2019). *Encuesta de presupuestos familiares 2015-2016*. La Paz, Bolivia: INE.
19. ----- (2020). *Estadísticas sociales*. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>.
20. Lino, M., Kuczynski, K., Rodríguez, N. y Schap, T. (2017). Expenditures on Children by Families, 2015. Miscellaneous Publication N° 1528-2015. U.S. Department of Agriculture. Center for Nutrition Policy and Promotion. <https://www.youngwilliams.com/expenditures-children-families-2015-revised>
21. Nicholson, J. L. (1976). Appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their results. *Review of Income and Wealth*, 22(1), 1-11. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1976.tb01138.x>
22. Organización de Naciones Unidas Mujeres (ONU mujeres). (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019-2020: Familias en un mundo cambiante*. <https://www.unwomen.org/en/digital-library/progress-of-the-worlds-women>.

23. Pollak, R. y Wales, T. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(6), 1533-1551. <https://doi.org/10.2307/1911416>
24. Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

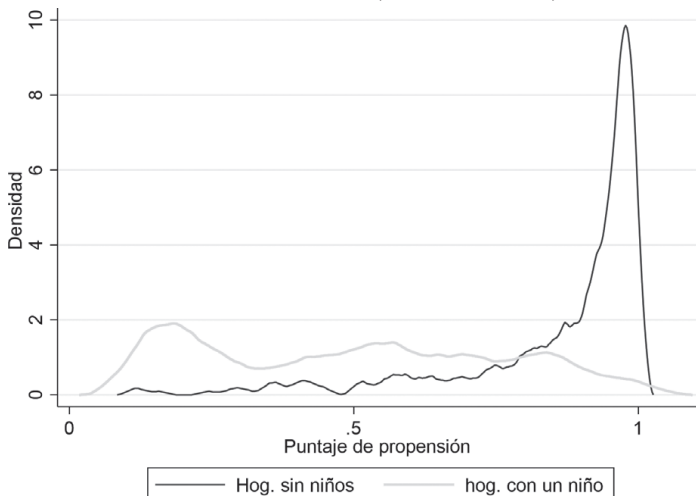
## Anexos

**A1: Densidades de probabilidad para obtener un nivel de tratamiento (con CEM y sin sexo)**



Fuente: Elaboración propia.

**A2: Densidades de probabilidad para obtener un nivel de tratamiento (con CEM y sexo)**



Fuente: Elaboración propia.

# Consecuencias de la ausencia del desayuno/merienda escolar: una evaluación de impacto

## Consequences of the absence of school breakfast/lunch: an impact evaluation

Lucila Aguilar\*

Álvaro Chirino\*\*

### Resumen

La presente investigación evalúa el impacto de la Alimentación Complementaria Escolar (comúnmente conocida como desayuno/merienda escolar) sobre los gastos en alimentación por parte de los hogares, salud y seguridad alimentaria. La investigación toma importancia debido a la crisis mundial ocasionada por el Nuevo Coronavirus (SARS-CoV-2) que obliga a la mayoría de los países latinoamericanos, incluido Bolivia, a permanecer en cuarentena, deteniendo las actividades escolares y, en consecuencia, privando a los niños(as)/adolescentes de colegios públicos y de convenio de la Alimentación Complementaria Escolar. Dado que algunos estudiantes reciben el desayuno/merienda escolar y otros no, se propone un método de emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) para recrear un contexto experimental y, de esa forma, poder estimar de mejor manera el efecto del tratamiento. Los resultados de la estimación con los diferentes métodos de inferencia empleados muestran que la recepción de la Alimentación Complementaria Escolar representa un alivio por parte de los hogares en el gasto en alimentación y, resultados a nivel seguridad alimentaria, muestran

---

\* Investigadora Junior en Fundación ARU.  
Contacto: laguilar@aru.org.bo. El contenido del presente documento es de responsabilidad de la autora y no compromete la opinión de Fundación ARU.

\*\* Investigador y Director de la Unidad de Datos en Fundación ARU.  
Contacto: achirino@aru.org.bo.



que la ausencia del desayuno/merienda escolar incrementa la probabilidad de que el hogar perciba cierto grado inseguridad alimentaria.

**Palabras clave:** Evaluación de impacto; desayuno escolar; educación; emparejamiento por puntaje de propensión.

## **Abstract**

This research assesses the impact of Alimentación Complementaria Escolar (commonly known as school breakfast/snack) on household expenditure on food, health and food security. The research becomes important due to the global crisis caused by the New Coronavirus (SARS-CoV-2) that forces most Latin American countries, including Bolivia, to remain in quarantine, thus stopping school activities and, consequently, depriving the children/adolescents of public schools the Alimentación Complementaria Escolar. Given that some students receive school breakfast/snack and others do not, a propensity score matching method is proposed to recreate an experimental context and, thus, to estimate the average treatment effect in a better way. The results of the estimation with the different inference methods used show that the receipt of Alimentación Complementaria Escolar represents a relief in the expenditure on food that households make and, results at the food security level, show that the absence of school breakfast/snack increases the probability that the household perceives some degree of food insecurity.

**Key words:** Impact evaluation; school breakfast; education; propensity score matching.

**Clasificación/Classification JEL:** C100, C130, I00

## **1. Introducción**

Uno de los principales objetivos de la dotación de desayuno/merienda escolar a las y los estudiantes de los centros educativos fiscales y de convenio del sistema educativo de Bolivia es mejorar el rendimiento escolar y el estado nutricional de los niños, niñas y adolescentes, a través de una alimentación adecuada, saludable y culturalmente apropiada, contribuyendo, de esta manera, al ejercicio del derecho humano a la alimentación, y promoviendo el desarrollo económico local en Bolivia (SAN, 2020).

Dicho programa está a cargo de los diferentes gobiernos autónomos municipales del país y, dentro de las medidas que se implementaban al iniciar la gestión escolar 2020 por parte del Gobierno Autónomo Municipal de La Paz, por ejemplo, estaba la reestructuración del menú escolar, fortificándolo con la dotación extra de miel, vitaminas, principalmente C, y probióticos en los distintos alimentos escolares, con el objetivo de reforzar el sistema inmunológico de los niños, niñas y adolescentes de dicho municipio (AMN, 2020). Sin embargo, el programa, a nivel nacional, tuvo que ser interrumpido debido a la presencia de la COVID-19 en Bolivia y a la emergencia sanitaria que ocasionó.

Como medida preventiva y para frenar el contagio masivo entre estudiantes, en marzo del año 2020 se determinó suspender las clases presenciales en todas las unidades educativas del sistema educativo boliviano para, posteriormente, permanecer en cuarentena rígida, seguir con una cuarentena dinámica y, finalmente, en julio de la misma gestión, determinar la clausura del año escolar, pues en Bolivia se ingresaba a una etapa de contagio por COVID-19 comunitario. Es así que los estudiantes, al no poder desarrollar las actividades educativas con normalidad, no tienen acceso a la Alimentación Complementaria Escolar (ACE).

Entonces, a partir del cese de actividades escolares para los estudiantes, surge la pregunta de investigación: ¿cómo afecta a los hogares que tienen niños, niñas y adolescentes en edad escolar la ausencia de la ACE? La pregunta presenta peculiar interés porque el Gobierno adoptó como una medida paliativa otorgar bonos de Bs. 500,00 a las familias por cada estudiante que asiste a colegios fiscales y de convenio, con la finalidad de que los estudiantes no dejen de recibir dicha alimentación. La medida, subsecuentemente, tuvo una ampliación para aquellas familias con estudiantes en colegios particulares, en vista de que los contagios empezaban a repuntar. Por el contexto descrito, se considera pertinente evaluar el efecto de la ausencia de la ACE sobre el gasto en alimentación que realizan los hogares, la salud de los estudiantes y la seguridad alimentaria del hogar.

Evaluar el gasto en alimentos tiene vital importancia porque los hogares consumen alimentos diariamente para poder subsistir; además, este tipo de gastos es el que compromete una buena parte de los ingresos generados por el hogar, junto con los gastos en educación y salud, cuando se tienen niños en edad escolar.

Por otra parte, un problema que prevalece en los hogares es la inseguridad alimentaria. Los hogares con inseguridad alimentaria son los que con frecuencia tienen una cantidad insuficiente de comida para satisfacer los requerimientos y las necesidades de energía para los miembros de la familia. Dicha necesidad de nutrientes varía de acuerdo con la edad, sexo y el tipo de actividades que realiza el hogar. Los alimentos deben suministrar una cantidad adecuada de nutrientes para garantizar que cada miembro de la familia reciba todo lo necesario a fin de satisfacer sus requerimientos nutricionales. Bajo esa premisa, es necesario evaluar la inseguridad alimentaria del hogar cuando existe presencia de menores de 18 años en el hogar<sup>1</sup>.

Finalmente, una de las razones por las que se dota a los estudiantes de raciones nutritivas de alimentos es para reducir la ausencia escolar por causa de enfermedades. No obstante, no es posible la medición de ausencia a clases por enfermedades con las EH 2017–2019. En su lugar es posible medir si el estudiante presentó problemas de salud en los años de referencia, excluyendo enfermedades por mosquitos, influencias o enfermedades crónicas.

Como se desea conocer el efecto de la ausencia de la ACE sobre el gasto en alimentación de los hogares, salud y seguridad alimentaria, dado que la misma no se dotó debido a la cuarentena suscitada y la emergencia sanitaria que atravesaba el país, se plantea un problema de causalidad que requiere la construcción de un contrafactual para la emisión de una respuesta. Para cumplir dicho propósito, el documento está organizado de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta una breve revisión de la literatura existente, en la que se describen los principales estudios que se encuentran respecto a la relación encontrada entre la alimentación escolar y diferentes variables. En la tercera sección se detallan los programas de alimentación escolar desarrollados en América Latina, acompañados de un detalle de las características implementadas en Bolivia. Posteriormente, en la cuarta sección se presenta un breve marco conceptual de las principales variables, junto con la descripción de la metodología empleada. La quinta sección describe los resultados encontrados, para, finalmente, concluir con la sexta sección.

---

<sup>1</sup> En el Cuadro 3 se puede apreciar la clasificación de (in)seguridad alimentaria a nivel de hogares.

## 2. Revisión de literatura

A lo largo de la revisión de literatura fue posible encontrar un común denominador respecto al impacto de los programas de alimentación escolar sobre variables de educación. Sorhaindo y Feinstein (2006) mencionan canales por los que una buena nutrición afecta a dichas variables. El primer canal es el desarrollo físico; una dieta deficiente en nutrientes deja a los niños susceptibles a enfermarse enfrentándose a días de ausencia escolar y, por tanto, menos horas de contacto con el profesor. Un segundo canal es a través de las habilidades cognitivas y la capacidad de concentración. En esa línea, Lambert *et al.* (2004) destacan que la mala alimentación de los niños no solo tiene efectos negativos directos sobre su peso y salud, sino que también resulta en deficiencias significativas en los nutrientes que juegan un papel esencial en el desarrollo cognitivo, y señalan que la dotación de comidas escolares es importante para poder reducir las disparidades en la dieta entre los niños de entornos socioeconómicos más y menos privilegiados.

Los trabajos realizados bajo el segundo canal manejan la hipótesis de que el rendimiento de los niños y niñas de escuelas pobres a menudo no es el óptimo debido a factores nutricionales y de salud (Pollitt, 1990) entendiéndose que los niños que mejoran su condición nutricional a la larga se enferman menos y pueden asistir con mayor frecuencia a la escuela. Estudios que prueban ello son los de Murphy *et al.* (1998) y Kleinman *et al.* (2002), que analizan los efectos de una intervención proveyendo desayunos escolares gratuitos y encuentran evidencia de un efecto positivo en el rendimiento escolar. Otras investigaciones en las cuales se analiza a profundidad el tema del desayuno escolar indican que es un incentivo a la matriculación y asistencia escolar (Grantham-Mcgregor, Chang y Walker, 1998).

Mejorar el estado nutricional y de salud es solo una vía por la cual los programas de alimentación escolar pueden ayudar a mejorar el rendimiento escolar. Una última vía (poco estudiada) por la cual un programa de desayunos escolares podría mejorar el rendimiento escolar no es nutricional sino económica. Es decir, los padres que viven en zonas pobres podrían enviar diariamente a sus hijos a la escuela y no permitirles abandonarla, porque el desayuno en la escuela contribuye a la economía del hogar (siempre y cuando se ahorre el dinero que se gastaría en una comida más al día); sin embargo, estudios de esta índole son escasos.

Es por todo lo expuesto que se observa un vacío en la literatura sobre programas de alimentación escolar, es decir, no se aborda su papel para hacer frente a grandes impactos negativos de ingresos, o indirectamente, en los gastos que realiza el hogar en alimentación. Este papel puede ser potencialmente importante en la determinación de la distribución del impacto entre los beneficiarios del programa, especialmente porque esos choques han demostrado tener un largo y duradero impacto en el capital humano futuro en países en vías de desarrollo (Dercon, Park y Singh, 2014). Esta omisión en la literatura es alarmante, dado que la dotación de alimentos escolares es uno de los programas de seguridad social más seguros si se tiene en cuenta que el beneficiario directo es el niño, niña, adolescente.

### 3. El programa de alimentación escolar

#### 3.1. Programas de alimentación escolar en América Latina

La implementación de programas de alimentación escolar en América Latina tiene más de medio siglo, como puede apreciarse en el Cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Programas de alimentación escolar en América Latina**

País	Enfoque principal	Enfoque general de aplicación	Modalidad de alimentación, enfoques de localización y niveles escolares cubiertos	Nombre del programa y año de inicio
Brasil	Educación y nutrición		<b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal	Programa Nacional de Alimentación Escolar, 2015 (iniciativas en alimentación escolar desde 1954)
Bolivia	Educación y nutrición	Descentralizado a nivel municipal	Alimentos listos para consumir en áreas urbanas; desayuno preparado/ meriendas o almuerzos en áreas rurales. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal (no alcanzado plenamente)	Programa Nacional de Alimentación Complementaria Escolar, 2014 (iniciativas en alimentación escolar desde 1951)
Chile	Educación		<b>Pre:</b> Geográfico e individual <b>Pri:</b> Geográfico e individual <b>Sec:</b> Geográfico e individual	Programa de Alimentación Escolar, 1952 (iniciativas en alimentación escolar desde 1964)

País	Enfoque principal	Enfoque general de aplicación	Modalidad de alimentación, enfoques de localización y niveles escolares cubiertos	Nombre del programa y año de inicio
Colombia	Educación y hábitos alimenticios saludables	Descentralizado a nivel municipal	Desayuno/merienda o almuerzo por la tarde; desayuno y almuerzo en escuelas de día completo. <b>Pre:</b> Individual <b>Pri:</b> Individual <b>Sec:</b> Individual	Programa de Alimentación Escolar, 1936
Cuba	Nutrición, salud y seguridad alimentaria	Sistema mixto: centralizado para productos no perecederos, descentralizado para productos frescos	Almuerzo y dos meriendas en preescolares; almuerzo en escuelas primarias y secundarias. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal	Programa de Alimentación Escolar, 1970
Ecuador	Educación y nutrición	Centralizado	Preescolar: desayuno listo para consumir y merienda; educación básica general y unidades educativas del Milenio: desayuno o merienda listo para consumir. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal	Programa de Alimentación Complementaria Escolar, 1999 (iniciativas en alimentación escolar desde 1980)
El Salvador	Nutrición para la educación y hábitos alimenticios saludables	Centralizado	Alimentos preparados (no perecederos). <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal	Programa de Alimentación y Salud Escolar, 1996 (iniciativas en alimentación escolar desde 1984)
Guatemala	Educación	Descentralizado a nivel escolar	Alimentos preparados. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal	Programa de apoyo: Alimentación Escolar, 1995 (iniciativas en alimentación escolar desde 1956)
Haití	Educación y nutrición	Mayormente centralizado	Almuerzo (canasta fija de alimentos, no perecederos). <b>Pre:</b> No priorizado <b>Pri:</b> Geográfico <b>Sec:</b> No priorizado	Programa Nacional de Comedores Escolares, 1997 (iniciativas en alimentación escolar desde 1955)
Honduras	Educación y nutrición	Sistema mixto: centralizado para productos no perecederos, descentralizado para productos frescos (en diferentes niveles)	Desayuno preparado (canasta fija de alimentos, no perecederos). Ración básica, sin incluir componentes de alimentos frescos para algunas áreas. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal	Programa de Alimentación Escolar, 2000 (iniciativas en alimentación escolar desde 1962)

País	Enfoque principal	Enfoque general de aplicación	Modalidad de alimentación, enfoques de localización y niveles escolares cubiertos	Nombre del programa y año de inicio
México	Educación y nutrición		<b>Pre:</b> No priorizado <b>Pri:</b> Geográfico e individual <b>Sec:</b> No priorizado	Desayunos escolares, 1929
Nicaragua	Educación, nutrición y seguridad alimentaria	Centralizado	Alimentos preparados (canasta fija de alimentos, no perecederos). <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Solo para escuelas sabatinas en áreas rurales	Programa Integral de Nutrición Escolar, 1994
Panamá	Educación y nutrición	Centralizado	Merienda; almuerzo en escuelas de día completo. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal	Programa de Alimentación Complementaria Escolar, 1995 (iniciativas en alimentación escolar desde 1951)
Paraguay	Educación y nutrición	Descentralizado a nivel de gobernación y municipal (con la excepción de las escuelas en la ciudad capital)	Desayuno o merienda listos para consumir; en algunas escuelas almuerzo. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> No priorizado	Programa de Alimentación Escolar de Paraguay, 2014 (iniciativas en alimentación escolar desde 1995)
Perú	Educación y hábitos alimenticios saludables	Descentralizado a nivel distrital o provincial	Desayuno y almuerzo preparados/listos para consumir en los distritos más pobres (productos no perecederos exclusivamente); desayuno o almuerzo preparado/listo para consumir en el resto del país (productos no perecederos exclusivamente). <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Focalización geográfica	Programa Nacional de Alimentación Escolar "Qali Warma", 2012 (iniciativas en alimentación escolar desde 1977)
República Dominicana	Educación y nutrición	Centralizado	Desayuno o merienda (en áreas urbanas, una galleta nutritiva o pan con leche o jugo de frutas; en áreas rurales, raciones cocinadas, incluidos productos frescos en algunas áreas); desayuno, almuerzo y merienda en escuelas de día completo. <b>Pre:</b> Universal <b>Pri:</b> Universal <b>Sec:</b> Universal (no alcanzado plenamente)	Programa de Alimentación Escolar, 1997 (iniciativas en alimentación escolar desde 1943)

Fuente: Adaptado de World Food Programme Organisation (2017, pp. 38, 42, 61, 74).  
Nota: Pre = Preescolar; Pri = Primaria; Sec = Secundaria.

Una característica común de los programas desarrollados en América Latina es el carácter universal en los ciclos preescolar y primaria. En el caso del nivel secundario, aún no se ha alcanzado la cobertura plena en Bolivia y República Dominicana, pero en países como Chile, Nicaragua y Perú la asignación de alimentos escolares tiene solamente un carácter local, y en países como Haití, México y Paraguay la asignación del mismo no es una prioridad. Es importante señalar que, si bien la mayoría de los países deben garantizar la calidad nutricional de los alimentos proporcionados a los estudiantes con pautas de nutrición escolar<sup>2</sup>, su aplicación no es del todo obligatoria. Es decir, aun con la existencia de directrices, la calidad y la implementación real varían considerablemente, siendo esta un área importante de mejora en varios países, pues sólo un número reducido ha logrado la diversificación de alimentos provistos en centros educativos y alcanzado calidad en su nivel nutricional, como en los casos de Ecuador, Honduras y Perú.

Otro aspecto a destacar es el enfoque general de aplicación de los proyectos: centralización o descentralización. Los programas con un tratamiento descentralizado tienden a ser flexibles y tienen comidas y/o refrigerios más diversificados, pero presentan desafíos en términos de control de seguridad alimentaria, es decir, asegurar que todos los escolares con derecho en todo el país se beneficien constantemente de la misma calidad de servicio, como en los casos de Bolivia y Colombia. Por su parte, los modelos centralizados tienden a incluir productos enriquecidos con micronutrientes y brindan más oportunidades para mejorar el control de calidad y las economías de escala. Sin embargo, pueden tener mayores costos de transporte y gestión, y proporcionar productos diversificados y frescos llega a ser más difícil. En el Cuadro 1 también se muestra que varios países están avanzando hacia estrategias mixtas, principalmente porque los programas centralizados de comidas escolares se complementan con compras descentralizadas, y esto ayuda a mejorar la calidad y la eficiencia.

Los programas relacionados a educación y nutrición de los niños(as) y adolescentes en América Latina tienen un trayecto de más de medio siglo, siendo México, Colombia, República Dominicana, Panamá y Bolivia pioneros en la implementación, parcial y con un alcance reducido, de alimentación escolar. La importancia de la implementación de este tipo de proyectos radica en la influencia que tienen sobre el aprendizaje, pues el consumo de

---

<sup>2</sup> Son guías que especifican el contenido de las comidas escolares en términos de macro y micronutrientes, así como menús escolares diversificados y saludables.



alimentos escolares nutritivos incentiva la asistencia regular a clases, disminuye las ausencias relacionadas por problemas de salud y mejora las habilidades cognitivas, garantizando así la finalización del ciclo escolar.

Al mismo tiempo, la recepción de comidas nutritivas por parte de los niños(as) y adolescentes en edad escolar representa un apoyo para las familias porque saber que sus hijos recibirán un alimento nutritivo todos los días en la escuela/colegio durante todo el año escolar permite a los padres liberar una determinada cantidad de recursos del hogar, pudiendo acceder a diferentes bienes y/o servicios, invertir en determinadas actividades o, en última instancia, recurrir al ahorro (Barreto, 2015). Por último, otras investigaciones señalan que cuando la dotación de alimentación escolar es provista con producción local, promueve mercados locales sostenibles, contribuyendo así a la seguridad alimentaria (Sidaner, Balaban y Burlandy, 2013; Soares *et al.*, 2017).

Una vez revisados la cronología, los enfoques principal y general de aplicación, el enfoque de focalización, los niveles de educación cubiertos y la modalidad de alimentación de los proyectos de alimentación escolar vigentes en América Latina, es necesario conocer cómo fue gradualmente puesta en práctica la ACE en Bolivia. La siguiente sección presenta una breve reseña de la modalidad de implementación y su creciente expansión sobre la población objetivo.

### **3.2. Programa de alimentación complementaria escolar en Bolivia**

La alimentación complementaria escolar es una alimentación que se provee a todos los estudiantes dentro de las unidades educativas fiscales y/o de convenio del sistema educativo del Estado Plurinacional de Bolivia. Esta medida tiene sus orígenes en 1951, con el Decreto Supremo N° 2896 en escuelas de empresas industriales, ferroviarias y mineras. En 1953, el Ministerio de Salud y la Alianza para el Progreso suscriben el primer convenio de donación de alimentos para el desayuno escolar en escuelas públicas urbanas. Y en 1968 el desayuno escolar se extiende a áreas rurales a través de la cooperación internacional.

En 1999, a través del Ministerio de Educación, Cultura y Deportes, se elaboran políticas y programas de alimentación más estructurados, y durante el mismo año, bajo la Ley de Municipalidades N° 2028, se establece que es competencia de los municipios la promoción

de programas de alimentación complementaria y suplementaria de grupos o personas que sean sujetos a subsidios públicos incluidos el desayuno/merienda escolar. A partir del año 2000, con la Resolución Biministerial N° 001/00 y su complemento Resolución Biministerial N° 001/01, a través de los Ministerios de Salud y Educación, se aprueban las políticas y normas de salud y alimentación escolar por las cuales se definen los objetivos educativos, de salud y nutricionales, efectuándose así una composición básica de ración alimentaria para la alimentación escolar.

Durante las gestiones 2003 y 2009 se realizan diagnósticos de la aplicación del desayuno escolar en Bolivia con apoyo del Programa Mundial de Alimentos, dejando sentados avances y limitaciones que permitan a los gobiernos municipales tener un marco referencial para su accionar en el programa. En la gestión 2006, y con la aprobación del Decreto Supremo N° 28667, se decide cambiar el nombre de Desayuno Escolar por Alimentación Complementaria Escolar, adoptando un enfoque integral. En 2009, el Ministerio de Educación incorporó en su estructura orgánica el “Equipo de alimentación escolar” para desarrollar acciones en educación alimentaria nutricional, alimentación complementaria escolar y huertos escolares pedagógicos ecológicos.

En 2010, con la Ley de Educación Avelino Siñani-Elizardo Pérez N° 070 se señala que deben garantizarse recursos económicos para la atención de alimentación complementaria escolar. Posteriormente, en 2011, se promulga la Ley de Revolución Productiva Comunitaria Agropecuaria, que amplía la cobertura de alimentación complementaria escolar a los niveles inicial, primaria y secundaria de las unidades educativas públicas y de convenio e incorporar a comunidades indígenas originario campesinas, comunidades interculturales y afrobolivianas como entidades proveedoras de los alimentos del “Programa de alimentación complementaria escolar” y el “Subsidio de lactancia”. Además, bajo el Decreto Supremo N° 0181 se establece que los alimentos deben ser elaborados con materias primas de producción nacional. Finalmente, en 2014 se aprueba la Ley de Alimentación Escolar en el Marco de la Soberanía Alimentaria y la Economía Plural N° 622, con el propósito de contribuir al rendimiento escolar y promover la permanencia en las unidades educativas.

En resumen, desde los años 50 el desayuno/merienda escolar ha sido un programa que ha sufrido cambios significativos, incrementando cada vez más su cobertura y enfatizando

la importancia de la ración alimentaria necesaria para los niños, niñas y adolescentes de las unidades educativas fiscales y de convenio, además de velar por la inocuidad de los alimentos suministrados a los menores.

## 4. Metodología

### 4.1. Datos y marco conceptual

#### 4.1.1. Datos

Para analizar el efecto sobre el gasto en alimentación del hogar, salud y seguridad alimentaria que tiene el no recibir la ACE, se utilizan las Encuestas de Hogares (EH) 2017, 2018 y 2019 que tiene a disposición el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se emplean estas tres últimas encuestas por la similaridad en el diseño del contenido en cuanto a las variables de interés y, por su proximidad (temporal) en cuánto al año de estudio (2020).

#### 4.1.2. Marco conceptual

Es necesario puntualizar las definiciones y medición de las variables de resultado que se abordan de ahora en adelante para una mejor comprensión del análisis:

**Cuadro 2**  
**Definición y medición de variables de resultado**

Definición	Medición y nombre de variables empleadas
<p>1. <b>Consumo:</b> Proceso de adquisición de bienes y servicios, y cantidad que se gasta en cada uno de ellos (INE).</p>	<p><b>Gastos en alimentación:</b> Se representa como la agregación del gasto en alimentación que se realiza dentro y fuera del hogar en un periodo mensual.</p> $GA_m = GDH_m + GFH_m$ <p>Donde: <math>GA_m</math> representa el gasto mensual total del hogar en alimentación, <math>GDH_m</math> representa el gasto mensual total dentro del hogar en alimentación y <math>GFH_m</math> representa el gasto mensual total fuera del hogar en alimentación. Para la construcción de las variables se recopila la información de los módulos "Gastos en alimentación dentro del hogar" y "Gastos del hogar" de las EH.</p>

Definición	Medición y nombre de variables empleadas
<p><b>2. Seguridad alimentaria:</b> Cuando todas las personas tienen en todo momento acceso físico y económico a suficientes alimentos inocuos y nutritivos para satisfacer sus necesidades alimenticias y sus preferencias en cuanto a los alimentos, a fin de llevar una vida activa y sana (FAO).</p>	<p><b>Inseguridad alimentaria:</b> Se representa como una variable dicotómica. Para su construcción, en primer lugar, se calcula el puntaje obtenido por el hogar<sup>3</sup> en el módulo "Escala de inseguridad alimentaria" de las EH y, posteriormente, se construye una variable dicotómica de acuerdo a la escala presentada en el Cuadro 3, de manera que si el puntaje del hogar es mayor a 1 existe inseguridad alimentaria y si es 0 el hogar goza de seguridad alimentaria:</p> $IA_h = \begin{cases} 1 & \text{inseg. alimen. (leve moderada o severa)} \\ 0 & \text{seguridad alimentaria} \end{cases}$ <p>Donde: <math>IA_h</math> es la variable que mide la (in)seguridad alimentaria del hogar.</p>
<p><b>3. Enfermedad:</b> Alteración o desviación del estado fisiológico en una o varias partes del cuerpo, por causas en general conocidas, manifestada por síntomas y signos característicos, y cuya evolución es más o menos previsible (OMS).</p>	<p><b>Salud:</b> Se construye una variable dicotómica de acuerdo con las respuestas del módulo "Salud" de las EH, de manera que, si en los últimos 12 meses el estudiante ha presentado enfermedades que no se deben a picaduras de mosquitos, algún tipo de influenza o enfermedades crónicas, la variable toma el valor de 1, en el entendido de que la salud del estudiante se ha visto afectada por alguna enfermedad que puede deberse a una falta de nutrientes.</p> $S_i = \begin{cases} 1 & \text{si estud. ha enfermado en los últ. 12 mes} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$ <p>Donde: <math>S_i</math> es la variable que mide la salud del estudiante <math>i</math>.</p>

Fuente: Elaboración propia, 2021.

De acuerdo a la "Escala latinoamericana y caribeña de seguridad alimentaria" (ELCSA), se clasifica a los hogares de acuerdo a la cantidad de preguntas respondidas de forma afirmativa en el módulo "Escala de inseguridad alimentaria" de las EH:

<sup>3</sup> Se asigna un punto por cada respuesta "Sí" y cero por cada respuesta "No" y se suman todas las respuestas afirmativas a las preguntas de la escala.

**Cuadro 3**  
**Puntos de corte para la clasificación de la (in) seguridad alimentaria, según tipo de hogar**

Clasificación de la (in) seguridad alimentaria	Tipo de hogar	
	Con menores de 18 años	Sin menores de 18 años
Seguridad alimentaria	0 preguntas afirmativas	0 preguntas afirmativas
Inseguridad leve	1 a 5 preguntas afirmativas	1 a 3 preguntas afirmativas
Inseguridad moderada	6 a 10 preguntas afirmativas	4 a 6 preguntas afirmativas
Inseguridad severa	11 a 15 preguntas afirmativas	7 a 8 preguntas afirmativas

Fuente: Extraído de Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y Agricultura (2012, p. 68).

## 4.2. Estimación e inferencia

### 4.2.1. Estrategia de emparejamiento

Debido a que el programa no tiene una regla de asignación clara, es decir que la recepción de la ACE no se hace de acuerdo a una asignación aleatoria que explique por qué algunas unidades se benefician del programa y otras no, el método de emparejamiento (o pareamiento) es el indicado para poder evaluar el impacto del programa.

Los métodos de emparejamiento son aplicables siempre que se cuente con un grupo de unidades que no haya participado en el programa. El método utiliza técnicas estadísticas para construir un grupo de comparación artificial, es decir, para cada unidad que recibe el tratamiento se identifica una (o varias) unidades sin tratamiento, las cuales deben tener características observables lo más similares posibles a las unidades que recibieron el tratamiento; así, las unidades no inscritas en el programa emparejadas se convertirán en el grupo de comparación para estimar el contrafactual.

Los principales supuestos del método de emparejamiento para la identificación del efecto del programa son:

Independencia condicional: La independencia condicional establece que, dado un conjunto de covariables  $X$  observables que no se ven afectadas por el tratamiento, los resultados  $Y$  son independientes de la asignación del tratamiento  $W$ . Matemáticamente, si  $Y_i^T$  representa el resultados de los participantes y  $Y_i^C$  de los no participantes, la independencia condicional implica:

$$(Y_i^C, Y_i^T) \perp W_i \mid X_i \quad (1)$$

Por otra parte, dado que el conjunto de covariables  $X_i$  puede ser resumido en un puntaje de propensión  $e(X_i)$ , se tiene que:

$$(Y_i^C, Y_i^T) \perp W_i \mid e(X_i) \quad (2)$$

Presencia de soporte común: Esta condición asegura que las observaciones de tratamiento tengan observaciones de comparación “cercanas” en la distribución de puntuación de propensión (Heckman, LaLonde y Smith, 1999):

$$0 < e(X_i) = P(W_i = 1 \mid X_i) < 1 \quad (3)$$

Sin embargo, la búsqueda de una buena unidad de comparación para cada unidad inscrita en el programa requiere que las variables determinantes que explican la decisión del individuo de inscribirse en el programa, o no, sean lo más parecidas posibles, de forma que mientras más se incrementa el número de variables en función de las cuales se desea parear a las unidades, uno puede tropezar con la “maldición de la dimensiones”, problema que puede ser solucionado con el método denominado emparejamiento de las propensiones a participar (en inglés: propensity score matching, PSM  $e(X_i)$ ).

El método consiste en computar la probabilidad o propensión de que una unidad participe en el programa de acuerdo a características observables; a objeto de estimación, se emplea un modelo de regresión probit, pues la variable dependiente es una variable dicotómica:

$$e(X_i) = P(W_i = 1 \mid X_i) = \Phi\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i\right) \quad (4)$$

Una vez computado el puntaje de propensión a participar, se procede a emparejar las unidades del grupo de tratamiento con las unidades del grupo de control, mediante la puntuación más cercana; en consecuencia, estas unidades emparejadas son las que se

emplean para estimar el contrafactual. Para dicho pareamiento, existen, a su vez, diferentes criterios, como ser:

**Emparejamiento de vecino más cercano:** Se emparejan unidades de control y tratamiento en base a la distancia mínima que existe entre sus propensiones. Este método tiene diferentes variaciones. Por ejemplo, puede emparejarse una unidad del grupo control con una del grupo de tratamiento (**1:1**), o puede emparejarse una unidad de tratamiento con varias unidades de control (**1:n**). También puede efectuarse el emparejamiento con reemplazo y sin reemplazo, implicando en el primer caso que una unidad de control puede ser emparejada con varias unidades diferentes de tratamiento.

**Emparejamiento de calibre o radio:** El algoritmo del vecino más cercano puede realizar un emparejamiento anómalo si el vecino más cercano se encuentra muy alejado. Esto puede ser evitado imponiendo un nivel de tolerancia en la distancia máxima del puntaje de propensión (calibre). Este procedimiento implica utilizar un pareamiento con reemplazo únicamente dentro entre los puntajes de propensión en un cierto rango.

**Emparejamiento de estratificación o intervalos:** Consiste en particionar el soporte común del puntaje de propensión en un conjunto de intervalos (o estratos), y calcular el impacto dentro de cada intervalo como una diferencia de medias en las variables de resultado entre observaciones de control y tratamiento.

**Emparejamiento lineal local o de Kernel:** Empareja todas las observaciones del grupo de comparación que pertenecen a la región de soporte con las unidades de tratamiento con un peso inversamente proporcional a la distancia.

Dependiendo del algoritmo a emplearse, deben tenerse en cuenta consideraciones acerca del incremento (+) o decremento (-) en el sesgo y la varianza (Cuadro 4).

**Cuadro 4**  
**Compensaciones entre sesgo y varianza en el empleo de distintos métodos**

<b>Tipo de emparejamiento</b>	<b>Sesgo</b>	<b>Varianza</b>
Con reemplazo	-	+
Sin reemplazo	+	-
<b>Número de vecinos cercanos</b>		
Emparejamiento 1:1	-	+
Emparejamiento n:1	+	-
<b>Método</b>		
Vecino más cercano	-	+
Calibre o radio	+	-
Kernel	+	-

Fuente: Adaptado de Caliendo y Kopeinig (2008).

El método de pareamiento a través de la puntuación de la propensión a participar intenta reproducir la asignación aleatoria de los grupos de tratamiento y comparación, mediante la selección de las unidades del grupo de comparación con una propensión similar a la de las unidades del grupo de tratamiento. Por lo tanto, dado que el pareamiento mediante el puntaje de pareamiento no es realmente un método de asignación aleatoria, sino que trata de imitarlo, pertenece a la categoría de métodos cuasi experimentales.

### 4.3. Métodos de inferencia

Para la estimación del impacto, Heckman *et al.* (1997) notan que estimar el efecto de tratamiento promedio (en inglés: *Average Treatment Effect (ATE)*) puede no ser relevante para los encargados de formular políticas, principalmente porque el mismo incluye el efecto en individuos para los cuales el programa no estaba dirigido. En cambio, arguyen, estimar el efecto de tratamiento promedio sobre los tratados (en inglés: *Average Treatment Effect on the Treated ATT*), bajo la ausencia de factores de confusión, es útil para evaluar explícitamente el efecto en aquellos donde el programa estaba realmente dirigido. Para ello se emplean diferentes métodos, como ser: diferencias simples, regresión, ponderación, estratificación. También se pueden realizar combinaciones de los mismos: ponderación y regresión, estratificación y regresión. La utilización de diferentes estimadores permite explorar la sensibilidad de los resultados a la elección del método. Es por esa razón que se presentan las estimaciones según



los métodos de inferencia desarrollados a continuación. De ahora en adelante se adoptará la siguiente notación:

$$W = \begin{cases} 1 & \text{si el estudiante recibe la ACE} \\ 0 & \text{si el estudiante no recibe la ACE} \end{cases}$$

Diferencias simples: Una vez establecida la región de soporte, es posible estimar el efecto ATT como una diferencia simple de los resultados promedios entre las unidades de tratamiento ( $\overline{Y_1}$ ) y las unidades de control ( $\overline{Y_0}$ ).

$$\hat{\tau} = \overline{Y_1} - \overline{Y_0} \quad (5)$$

Regresión: El enfoque general de los métodos de regresión para estimar el efecto ATT define funciones de regresión para cada resultado potencial. En el caso más simple, las medias condicionales son asumidas como lineales en los parámetros:

$$\mu_w(x) = E[Y_i(w) | X = x] = \alpha_w + \beta_w'(x - \psi_x) \quad (6)$$

Donde  $w \in (0,1)$ , dados los estimadores consistentes de  $\widehat{\mu}_0(x)$  y  $\widehat{\mu}_1(x)$ , se tiene un estimador consistente del ATT dado por:

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\widehat{\mu}_1(X_i) - \widehat{\mu}_0(X_i)] \quad (7)$$

Adicionalmente, Imbens y Wooldridge (2009) señalan que un estimador consistente  $\hat{\tau}$  y su varianza  $\widehat{\sigma}_\tau$  pueden obtenerse de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios:

$$Y_i = \alpha + \tau W_i + \beta X_i + \gamma (X_i - \overline{X_1}) W_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

La interacción de las covariables con el indicador de tratamiento está basada en la desviación a partir de los valores promedio de las covariables para los tratados, estimando así el efecto ATT y no el ATE.

Ponderación: Por otro lado, también es factible utilizar la estimación del puntaje de propensión  $\hat{e}(X_i)$  para ponderar las observaciones, con la finalidad de estimar el efecto ATT (Horvitz y Thompson, 1952):

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{W_i - \hat{e}(X_i)}{\hat{\rho} [1 - \hat{e}(X_i)]} \right) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N k_i \quad (9)$$

Donde  $\hat{\rho} = \frac{N_1}{N}$  es la proporción de tratados en la muestra. Siguiendo a Wooldridge (2002), la desviación asintótica estará dada de la siguiente forma:

$$\widehat{\sigma}_{\tau} = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{u}_i^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

Donde  $\widehat{u}_i$  son los residuos MCO de la regresión de  $\widehat{k}_i$  en  $W = 1$  y el puntaje de propensión  $e_i$ .

Estratificación: Rosenbaum y Rubin (1983) afirman que también es posible crear estratos o bloques, y estimar el efecto ATT dentro de cada uno de ellos como la diferencia en resultados promedios entre tratados y controles. Sean  $\mathbf{0} = c_0 < c_1 < \dots < c_J = \mathbf{1}$  valores límites que definen los bloques:

$$B_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } c_{j-1} \leq e(X_i) \leq c_j \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, J-1 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad (11)$$

Por lo tanto, las estimaciones del efecto ATT dentro del estrato (bloque) están dadas por diferencias simples en los resultados promedios:

$$\hat{\tau} = \overline{Y_{j1}} - \overline{Y_{j0}} \quad (12)$$

En consecuencia, el efecto promedio del tratamiento es estimado como el promedio ponderado de las estimaciones dentro del estrato con ponderaciones iguales a la proporción de las unidades de tratamiento en cada estrato:

$$\hat{\tau} = \sum_{j=1}^J \hat{\tau}_j \frac{N_{j1}}{N_1} \quad (13)$$

Su correspondiente desviación estándar es estimada de la siguiente manera:

$$\sigma_{\tau} = \left[ \sum_{j=1}^J \left( \frac{N_{j1}}{N_1} \right)^2 \left( \widehat{V}_{0j} + \widehat{V}_{1j} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (14)$$

Donde  $\widehat{V}_{ij} = \frac{s_{ij}^2}{n_{ij}}$  con  $i \in \{0,1\}$ .

Ponderación y regresión: El método se basa en una regresión de mínimos cuadrados ponderados  $Y_i = \alpha + \tau W_i + \beta X_i + \varepsilon_i$  con ponderadores:

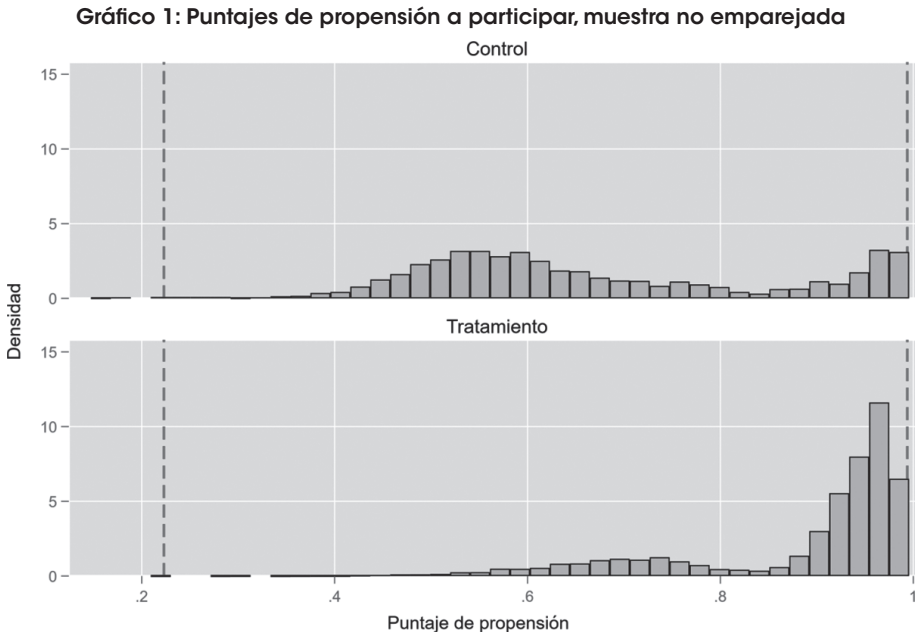
$$\lambda = \sqrt{W_i + (1 - W_i) \frac{\hat{e}(X_i)}{1 - \hat{e}(X_i)}} \quad (15)$$

Estratificación y regresión: Se estima en las observaciones con  $B_{ij} = 1$  la función de regresión  $Y_i = \alpha_j + \tau_j W_i + \beta_j X_i + \varepsilon_i$  por mínimos cuadrados, obteniendo así  $\tau_j$  y sus correspondientes varianzas. Finalmente, se obtiene  $\hat{\tau}$  agregando como en el método de estratificación. Imbens y Wooldridge (2009) argumentan que, con un número modesto de estratos, el estimador que se obtiene es mucho más robusto que el método de bloques solo o la regresión sola.

## 5. Resultados

En primer lugar, se efectúa la construcción de un puntaje de propensión basado en un modelo probit, donde las covariables  $X_i$  que se toman en cuenta, de manera general, son: características del estudiante, características del hogar, características de la vivienda en la que habita el/la estudiante y lugar de residencia (área y departamento) (Cuadro 10). La selección de covariables está basada, principalmente, en el estudio realizado por Maurer (1984), quien indica que el control de dichas variables es importante, pues es posible obtener estimaciones sesgadas si se omiten las diferentes características demográficas y económicas de los estudiantes.

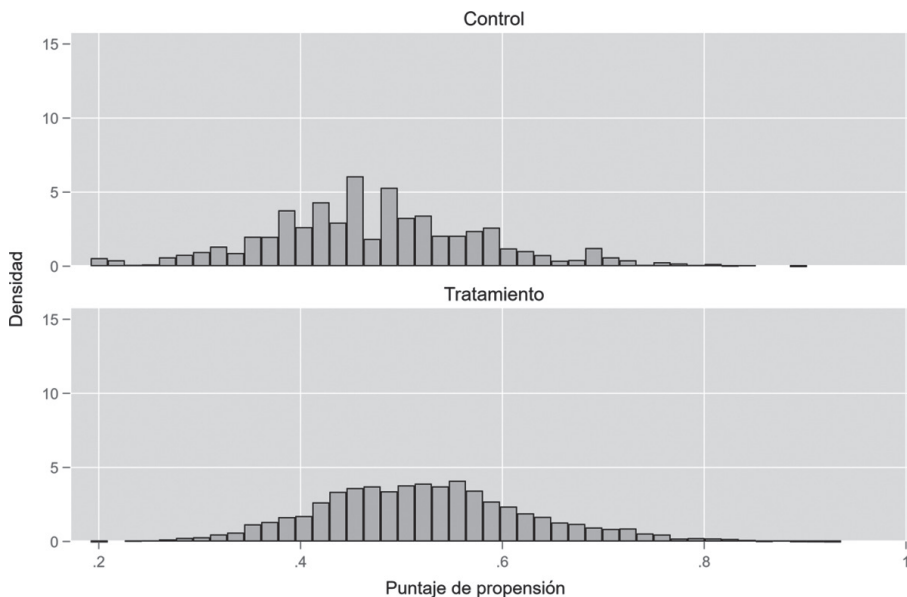
En segundo lugar, se verifica la existencia de región de soporte con los puntajes de propensión calculados. En el Gráfico 1 se puede apreciar que existe una región de traslape entre los grupos de control y de tratamiento. Sin embargo, existen puntajes de propensión que no presentan solapamiento, por lo cual se procede a depurar a aquellos individuos del grupo de control o tratamiento que no están dentro de la zona de soporte bajo un criterio de máximos y mínimos.



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de Encuestas de Hogares 2017-2019.

En tercer lugar, se evalúan las variables empleadas en el modelo probit, es decir, se verifica que las variables estén balanceadas en ambos grupos, control y tratamiento. En el Gráfico 3 se puede advertir que las únicas variables que se encuentran balanceadas efectivamente son: número de miembros en el hogar, sexo del estudiante, propiedad de la vivienda y saneamiento adecuado. Sin embargo, con un nivel de significancia del 1% en el Cuadro 8 se denota que más variables se encuentran balanceadas. No obstante, el objetivo es que la diferencia no sea muy acentuada entre los diferentes grupos, situación que se corrige con la muestra emparejada (Cuadro 9).

**Gráfico 2: Puntajes de propensión a participar, muestra emparejada**



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de las Encuestas a Hogares 2017-2019.

**Cuadro 5**  
**Distribución de la muestra**

	Tipo de intervención					
	Control		Tratamiento		Total	
Año	n	Col %	n	Col %	n	Col %
2017	674	15.72%	3614	84.28%	4288	100.00%
2018	711	14.39%	4229	85.61%	4940	100.00%
2019	639	13.74%	4012	86.26%	4651	100.00%
<b>Total</b>	2024	14.58%	11855	85.42%	13879	100.00%

Fuente: Elaboración propia con datos de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

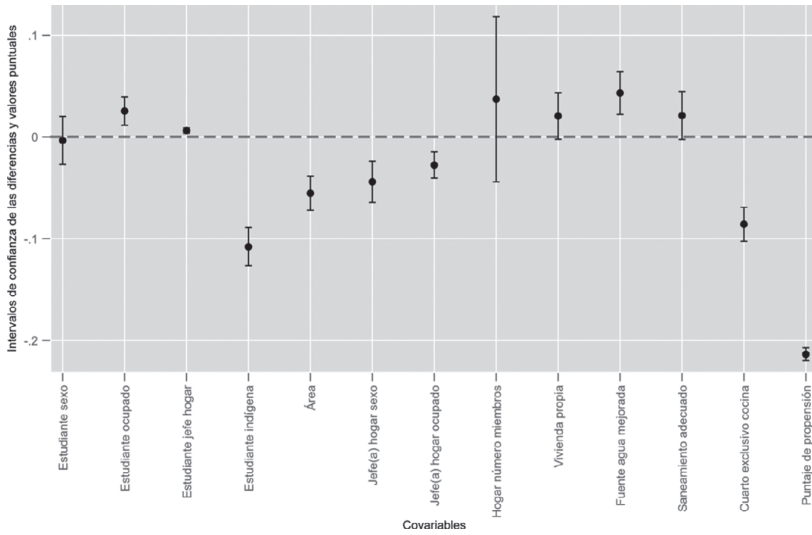
En cuarto lugar, se identifica que el número de unidades de control es menor al número de unidades de tratamiento (Cuadro 5)<sup>4</sup> por lo que se emplea un algoritmo de vecino más cercano con calibre y reemplazo N:1, pero se imponen restricciones por departamento y área, es decir, se emparejan unidades del grupo de tratamiento, por ejemplo, del departamento de Cochabamba, área rural y año 2018, con unidades del grupo de control del mismo departamento, área y año. De manera que se obtienen grupos comparables de acuerdo a características observables y de acuerdo a su ubicación geográfico-temporal (Gráfico 2).

Finalmente, y dado que inicialmente se tenía un menor número de unidades del grupo de control, se procede a replicar el número de unidades de control, para así contar con el mismo número de observaciones a nivel de tratamiento y de control (Cuadro 9). De esta forma se presentan resultados de una muestra emparejada, pues como puede observarse en el Gráfico 4, las diferencias observadas entre ambos grupos no sobrepasan el 0.1 (incluido el puntaje de propensión a participar<sup>5</sup>), logrando estabilizar las diferencias por características observables.

4 Únicamente se trabaja con los datos de los departamentos de Beni, Cochabamba, La Paz y Santa Cruz, por contener un número aceptable de controles para los tratamientos (Cuadro 7).

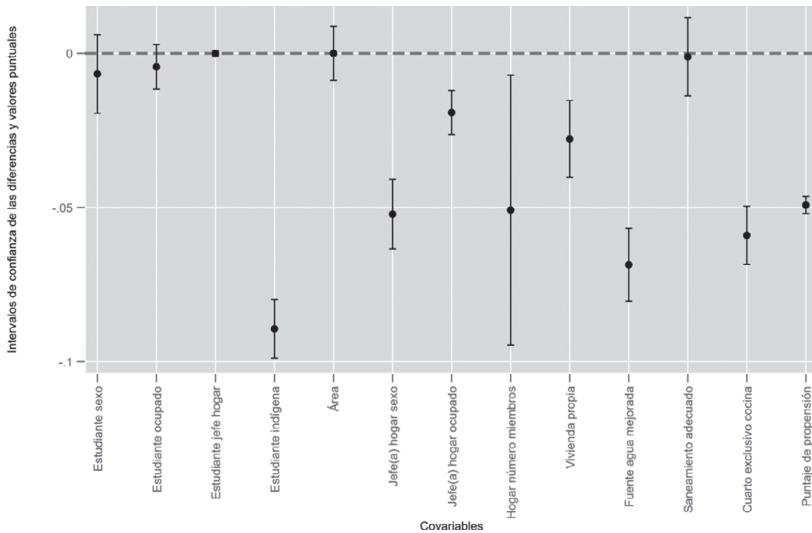
5 La distancia entre los puntajes en ninguno de los casos es mayor a 0.05, asegurando que los grupos tienen características resumidas en dicho puntaje.

**Gráfico 3: Diferencia de medias de las covariables e intervalos de confianza de la muestra no emparejada**



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Gráfico 4: Diferencia de medias de las covariables e intervalos de confianza de la muestra emparejada**



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de la Encuestas de Hogares 2017-2019.

## 5.1. Gastos en alimentación

Como puede observarse en los Gráficos 5 y 6 (ver Anexos), existen marcadas diferencias entre el valor mediano del ingreso y el gasto en alimentos a nivel de áreas. Por ejemplo, en el área rural aproximadamente más del 50% del ingreso se ve comprometido por el gasto en alimentos en los distintos departamentos y años de estudio. Es una evidencia que el consumo de alimentos en el área rural de los departamentos de La Paz, Cochabamba y Beni, entre los años 2017 y 2019, representa un muy elevado porcentaje del ingreso total del hogar. Esto quiere decir que estos hogares presentan susceptibilidad a que indicadores de nutrición (alimentación adecuada) y, en consecuencia, salud, se vean posiblemente afectados por la falta de ingresos económicos para la adquisición de alimentos.

**Cuadro 6**  
**Efecto promedio de tratamiento de la muestra**  
**emparejada según indicador de resultado**

Método	ln(Gasto en alimentos)			Salud			Inseguridad alimentaria		
	ATT	S.E.	†	ATT	S.E.	T	ATT	S.E.	†
Diferencias simples	0.0486	0.0061	-8.0104	0.0771	0.0065	-11.9483	-0.0003	0.0054	0.0575
Regresión	-0.0768	0.0097	-7.9298	0.0747	0.0064	11.6619	-0.0234	0.0088	-2.6685
Ponderación	-0.0678	21.9960	-0.0031	0.0770	1.9143	0.0402	0.0066	1.1155	0.0059
Estratificación	0.0486	0.0059	8.2090	0.0771	0.0064	12.0971	-0.0002	0.0054	-0.0460
Ponderación y regresión	-0.0766	0.0075	-10.2672	0.0760	0.0064	11.8431	-0.0550	0.0069	-8.0014
Estratificación y regresión	-0.0764	0.0073	-10.4119	0.0671	0.0063	10.5778	-0.0569	0.0070	-8.1793

Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

Por otra parte, cuando se observa el comportamiento en el área urbana el panorama es diferente, pues los niveles de ingreso mediano en esta área son relativamente más altos y los gastos en alimentación se encuentran entre el 30% y el 45% del ingreso. Esta situación permite afirmar que un shock en el ingreso del hogar puede tener efectos en nutrición (alimentación adecuada) y salud no tan severos como en el área rural, aunque sí existiría un impacto.



En el Cuadro 6 se muestra el efecto ATT de los diferentes métodos de inferencia sobre el logaritmo natural del gasto en alimentación<sup>6</sup> que realizan los hogares, con una muestra emparejada para los departamentos de Beni, Cochabamba, La Paz y Santa Cruz. Se puede advertir que en la mayoría de los métodos el efecto es negativo y significativo. La interpretación del efecto implica que el gasto en alimentación promedio para el grupo de tratamiento es menor que en el grupo control, situación que permite afirmar que aquellos hogares donde los niños en edad escolar reciben la ACE gastan menos recursos monetarios en alimentación respecto a los hogares donde los niños no reciben el tratamiento. Sin embargo, la magnitud del efecto ATT es variable respecto del método empleado. Así, por ejemplo, el método de diferencias simples estima un efecto ATT de 7.6%, es decir, los hogares con niños(as)/adolescentes que estudian en centros educativos públicos o de convenio y reciben la ACE gastan en alimentación, en promedio, 7.6% menos respecto a los hogares donde los niños(as)/adolescentes estudian en colegios públicos o de convenio y no reciben la ACE.

Una desagregación de los resultados a nivel de áreas permite notar que el efecto ATT es mucho mayor en el área rural que en el área urbana (Cuadros 11 y 12). Mientras que el efecto en el medio urbano es de -6%, el mismo oscila entre el -17 y -19% en un entorno rural, según los métodos de regresión y sus diferentes combinaciones, indicando que el impacto de la ausencia de la ACE es mucho mayor en las áreas rurales. No obstante, se advierte que el efecto ATT es susceptible del método de cálculo empleado; esto se debe, principalmente, al tamaño de muestra empleado, razón por la cual se quiere tomar los valores como referenciales y no efectuar desagregaciones mayores.

De esa manera, es posible notar que los resultados son más robustos y estables (valor  $t$  cae dentro región de rechazo de  $H_0$ ) cuando se emplea el método de regresión y sus combinaciones con otros métodos, principalmente, porque en los modelos se emplean variables adicionales o, de lo contrario, los métodos se ceñirían únicamente a una simple diferencia de medias. Dentro de las variables adicionales que se emplean para la regresión se encuentran el logaritmo del ingreso del hogar y el número de niños, niñas y adolescentes receptores de la ACE por hogar, debido a que el gasto del hogar puede verse afectado por el número de hijos que efectivamente reciben la ACE.

---

<sup>6</sup> Variable que, a su vez, fue deflactada para eliminar los efectos de la inflación de los años de estudio.

Por lo tanto, se puede concluir que para los hogares la ACE representa un apoyo, que se traduce en una asignación de recursos importantes hacia otras prioridades que no sean de índole alimenticia. Adicionalmente, respecto a lo que acontece con este tipo de gastos a nivel de área de residencia, se puede observar que el impacto en el área rural es aproximadamente dos veces mayor que en el área urbana.

Una primera conclusión que puede hacerse es que la ACE tiene un impacto directo sobre el gasto en alimentación que realizan los hogares. A niveles de ingreso, hogares pobres, pobres extremos y que residen en el área rural sentirán con mayor intensidad la ausencia de la ACE, pues este tipo de alimentos tiene una composición diferente a los que se distribuyen en el área urbana siendo el mismo el equivalente a un plato de comida y no a un snack.

## 5.2. Inseguridad alimentaria

Al evaluar el efecto que tiene recibir la ACE sobre la inseguridad alimentaria se observa que los resultados son significativos en los métodos de regresión y sus combinaciones con otros métodos cuando la muestra está emparejada. La interpretación del efecto negativo implica que la inseguridad alimentaria del hogar disminuye entre 2.3 a 5.6% cuando los miembros del hogar en edad escolar reciben la ACE, sugiriendo que cuando los hogares saben que los niños(as) y adolescentes recibirán algún tipo de alimentos en las unidades educativas, se incrementa la capacidad de satisfacer los requerimientos nutricionales infantiles.

Bajo el método de regresión, el efecto es de -2.3%, y bajo los métodos de ponderación y estratificación combinados con regresión, los impactos son -5.5% y -5.6%, respectivamente. Métodos que no presentan resultados significativos son: diferencias simples, ponderación y estratificación. Los resultados generados a partir de los modelos de regresión son más robustos porque van más allá de una simple diferencia de medias e incorporan otras variables que pueden tener relación con la variable dependiente, en este caso, el ingreso y el número de beneficiarios por hogar.

Al desagregar los resultados de acuerdo al área de residencia, se puede apreciar que en el medio urbano este efecto oscila entre -3% a -8%; no obstante, el efecto en las áreas rurales es positivo y oscila entre el 8 y el 16%, lo que sugiere que la inseguridad alimentaria en hogares

rurales no necesariamente puede estar relacionada con factores alimenticios y, en particular, con la recepción de la ACE.

De esta forma, la preocupación o incertidumbre en cuanto al acceso a los alimentos en el futuro<sup>7</sup>, la reducción cuantitativa de alimentos entre los niños y/o ruptura de los patrones de alimentación resultante de la falta de alimentos entre los niños<sup>8</sup> o el hambre<sup>9</sup>, se ven disminuidos en un 5% en un escenario donde los niños reciben la ACE. Por lo tanto, la inseguridad alimentaria podría agravarse en un escenario donde los escolares no reciben la ACE.

### **5.3. Salud**

Al igual que en la sección anterior, se presenta el efecto ATT sobre la variable salud bajo los distintos métodos de inferencia. En primer lugar, es factible notar que, a diferencia de los resultados generados en secciones anteriores, el efecto es positivo y no negativo. De esta forma, la interpretación que surge es que los niños(as) y adolescentes que reciben la ACE tienen una probabilidad mayor de presentar problemas de salud. Cuando la muestra está emparejada, los resultados varían desde un 6.7 a un 7.7%. De esta forma, por ejemplo, bajo el método de diferencias simples y estratificación, con la muestra emparejada, existe un incremento en la probabilidad de presentar problemas de salud de 7.7% cuando un estudiante recibe la ACE, situación que permite advertir que los problemas de salud que presentan los niños en los años de estudio no necesariamente pueden estar relacionados con factores alimenticios.

No obstante, cuando se analizan los resultados a nivel de áreas, se advierte que en el área rural la recepción de la ACE disminuye la probabilidad de presentar enfermedades en un 4 a 6%, lo que indica que los niños en las áreas rurales son más susceptibles a presentar enfermedades si no reciben la ACE.

Los resultados aproximados para la variable de salud sugieren que la probabilidad de presentar problemas de salud no es menor para aquellos que reciben la ACE en un contexto urbano. Esto sugiere que para medir el impacto de la ACE la variable generada no

---

7 Inseguridad alimentaria leve.

8 Inseguridad alimentaria severa.

9 Cuando alguien se queda un día entero sin comer por falta de dinero u otros recursos para adquirir alimentos.

es la más apropiada, principalmente porque el reporte de casos de enfermedad corresponde a aquellos que no enfermaron con picaduras por mosquitos, no acuden a centros de salud por problemas subyacentes de una enfermedad crónica y únicamente se consideran problemas de salud recurrentes como resfríos, infecciones estomacales o reportes en los que el padre del niño, niña, adolescente indicó la presencia de un problema de salud, pero no se especificó cuál exactamente. Sin embargo, la medición parece ser adecuada para un medio rural, pues los resultados están de acuerdo con la premisa de que la recepción de raciones alimentarias nutritivas escolares reduce la probabilidad de presentar enfermedades.

## 6. Conclusiones y recomendaciones

A partir de la crisis mundial ocasionada por el Nuevo Coronavirus (SARS-CoV-2) la mayoría de los países latinoamericanos se vieron obligados a resguardar su población con cuarentenas, con el fin de detener la propagación del virus. Bolivia, en ese contexto, no se encontraba exento y, suspendió las actividades escolares en todos los niveles (inicial, primaria y secundaria), surgiendo la preocupación por la privación del desayuno/merienda escolar y el Bono Familia en aquellos niños, niñas y adolescentes que asistían a colegios. Bajo la condición inicial de dicho bono surge la dirección de la presente investigación, buscándose evaluar el impacto de la ACE sobre el gasto en alimentación que efectúan los hogares, inseguridad alimentaria y salud, llegando a las siguientes conclusiones:

Los resultados referentes a gastos en alimentación son significativos en la mayoría de los métodos empleados, lo que sugiere que cuando los niños, niñas y adolescentes reciben la ACE, el hogar tiende a gastar menos en alimentación.

En cuanto a (in)seguridad alimentaria, se puede concluir que cuando los niños(as) y adolescentes en edad escolar reciben la ACE en unidades educativas, tiende a disminuir el índice de inseguridad alimentaria de los hogares.

Resultados concluyentes no pueden desprenderse en el ámbito de salud en el área urbana, por lo cual se deben considerar los resultados como referenciales; en cambio, en un entorno rural la recepción de la ACE implica una disminución en la probabilidad de presentar enfermedades.

En ese sentido se recomienda:

No discontinuar la dotación de la ACE, especialmente a hogares de bajos recursos económicos y aquellos que residen en el área rural, porque el impacto será mayor en ellos. No debe pasarse por alto que en Bolivia los hogares del área rural dependen de la agricultura para su subsistencia y que se enfrentan constantemente a crisis agrícolas causadas, principalmente, por fenómenos climáticos que conducen a una disminución de la disponibilidad de alimentos en el hogar y un empeoramiento de la nutrición y la salud infantil. Si las comidas escolares pueden proteger a los niños, niñas y adolescentes de este tipo de hogares de los impactos mencionados y reducir la variabilidad estacional en su ingesta de alimentos, entonces es importante que no dejen de recibir la ACE.

Bolivia, actualmente, atraviesa diferentes crisis: económica, política y de salud, y enfrenta una situación más delicada que el resto de los países sudamericanos. En esta crisis se encuentran en situación de vulnerabilidad los niños, niñas y adolescentes de hogares pobres; la recuperación económica, acompañada de inestabilidad política, se torna más lenta, y es posible que los hogares que estaban saliendo de la pobreza vuelvan a ella, impactando directamente sobre indicadores de salud y nutrición, por lo que se recomienda la implementación de programas que coadyuven a la generación de empleos de mediano y largo plazo.

Respecto a los aspectos metodológicos, no fue posible la realización de desagregaciones mayores debido al tamaño de muestra. Para realizar el estudio y encontrar un grupo de control apropiado se tuvo que restringir el estudio a cuatro departamentos del país. Adicionalmente, se perdieron observaciones de los grupos de tratamiento y control por no encontrar un área de soporte común. En ese sentido, desagregaciones mayores (como, por ejemplo, a nivel municipal) habrían implicado resultados poco robustos y diversos de acuerdo con el método de cálculo empleado, como lo acontecido con la presentación de resultados a nivel de área.

*Fecha de recepción: 22 de enero de 2021*

*Fecha de aceptación: 6 de abril de 2021*

*Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC*

## Referencias

1. Agencia Municipal de Noticias (AMN). (10 de abril de 2020). *La alimentación complementaria escolar se fortifica desde hoy para prevenir influencias que incluyen al coronavirus*. <https://amn.bo/2020/03/02/la-alimentacion-complementaria-escolar-se-fortifica-desde-hoy-para-prevenir-influencias-que-incluyen-al-coronavirus/>
2. Barreto, M. (2015). *Strengthening National Safety Nets School Feeding: WFP's Evolving Role in Latin America and the Caribbean*. World Food Programme. <http://documents.wfp.org/stellent/groups/public/documents/resources/wfp281283.pdf>
3. Bolivia. Ministerio de Educación; Ministerio de Salud. *Lineamientos técnico administrativos, estándares de calidad de la alimentación complementaria escolar*. La Paz, Bolivia. [https://siteal.iiep.unesco.org/sites/default/files/sit\\_accion\\_files/bo\\_0274.pdf](https://siteal.iiep.unesco.org/sites/default/files/sit_accion_files/bo_0274.pdf)
4. Caliendo, M., y Kopeinig, S. (2008, 02). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
5. Dercon, S., Park, A. y Singh, A. (2014, 01). School Meals as a Safety Net: An Evaluation of the Midday Meal Scheme in India. *Economic Development and Cultural Change*, 62(2), 275-306.
6. Grantham-Mcgregor, S., Chang, S. y Walker, S. (1998, 04). Evaluation of school feeding programs: Some Jamaican examples. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 67(4), 785S-789S.
7. Heckman, J. J., Ichimura, H. y Todd, P. (1997). Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654.
8. Heckman, J. J., LaLonde, R. y Smith, J. (1999). The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. En *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, ed. Orley Ashenfelter y David Card, 1865–2097. Amsterdam: North-Holland.
9. Horvitz, D. G. y Thompson, D. J. (1952). A generalization of sampling without replacement from a finite universe. *Journal of the American Statistical Association*, 47(260), 663-685. <http://www.jstor.org/stable/2280784>
10. Imbens, G. W. y Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5-86.

11. Kleinman, R. E., Hall, S., Green, H., Korzec-Ramirez, D., Patton, K., Pagano, M. E. y Murphy, J. M. (2002). Diet, breakfast, and academic performance in children. *Annals of Nutrition and Metabolism*, 46(S1), 24-30.
12. Lambert, J., Agostoni, C., Elmadfa, I., Hulshof, K., Krause, E., Livingstone, B., ... Samartín, S. (2004, 10). Dietary intake and nutritional status of children and adolescents in Europe. *British Journal of Nutrition*, 92(S2), S147-S211.
13. Maurer, K. M. (1984). The national evaluation of school nutrition programs: factors affecting student participation. *American Journal of Clinical Nutrition*, 40(2), 425-447.
14. Murphy, J. M., Pagano, M. E., Nachmani, J., Sperling, P., Kane, S. y Kleinman, R. E. (1998). The relationship of school breakfast to psychosocial and academic functioning: Cross-sectional and longitudinal observations in an inner-city school sample. *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 152(9), 899-907.
15. Plataforma de Seguridad Alimentaria y Nutricional, SAN (10 de abril 2020). *Programa Nacional de Alimentación Complementaria Escolar 2015-2020*. Recuperado de <https://plataformacelac.org/programa/166>
16. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y Agricultura. (2012). *Escala latinoamericana y caribeña para la medición de la seguridad alimentaria y nutrición*. Recuperado de <http://www.fao.org/3/i3065s/i3065s.pdf>
17. Pollitt, E. (1990). Malnutrition and infection in the classroom: Summary and conclusions. *Food and Nutrition Bulletin*, 12(3), 1-13. Recuperado de <https://doi.org/10.1177/156482659001200304>.
18. Rosenbaum, P. R. y Rubin, D. B. (1983, 04). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. Recuperado de <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.
19. Sidaner, E., Balaban, D. y Burlandy, L. (2013). The Brazilian School Feeding Programme: An Example of an Integrated Programme in Support of Food and Nutrition Security. *Public Health Nutrition*, 16(6), 989-994.
20. Soares, P., Davó-Blanes, M. C., Martinelli, S. S., Melgarejo, L. y Cavalli, S. B. (2017). The Effect of New Purchase Criteria on Food Procurement for the Brazilian School Feeding Program. *Appetite*, 108, 288-294.
21. Sorhaindo, A. y Feinstein, L. (2006, 06). What is the relationship between child nutrition and school outcomes? <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/10015414/>

22. Wooldridge, J. M. (2002). Inverse Probability Weighted M-Estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification. *Portuguese Economic Journal*, 1(2),117-139.
23. World Food Programme Organisation (2017). *Smart School Meals. Nutrition-Sensitive National Programmes in Latin America and the Caribbean*. Recuperado de <https://docs.wfp.org/api/documents/WFP-0000019946/download/>



## Anexos

**Cuadro 7**  
**Distribución de la muestra, 2017-2019**

	Tipo de intervención y área									
	Control: rural		Tratamiento: rural		Control: urbana		Tratamiento: rural		Total	
	n	Col %	n	Col %	n	Col %	n	Col %	n	Col %
<b>Gestión 2017</b>										
Chuquisaca	2	0.53%	137	36.15%	5	1.32%	235	62.01%	379	100.00%
La Paz	14	0.74%	180	9.55%	114	6.05%	1576	83.65%	1884	100.00%
Cochabamba	6	0.56%	157	14.65%	23	2.15%	886	82.65%	1072	100.00%
Oruro	1	0.21%	148	30.52%	9	1.86%	327	67.42%	485	100.00%
Potosí	0	0.00%	128	45.71%	4	1.43%	148	52.86%	280	100.00%
Tarija	0	0.00%	103	18.93%	2	0.37%	439	80.70%	544	100.00%
Santa Cruz	52	5.36%	72	7.42%	333	34.33%	513	52.89%	970	100.00%
Beni	21	5.80%	48	13.26%	111	30.66%	182	50.28%	362	100.00%
Pando	8	2.13%	241	64.27%	4	1.07%	122	32.53%	375	100.00%
<b>Total</b>	<b>104</b>	<b>1.64%</b>	<b>1214</b>	<b>19.12%</b>	<b>605</b>	<b>9.53%</b>	<b>4428</b>	<b>69.72%</b>	<b>6351</b>	<b>100.00%</b>
<b>Gestión 2018</b>										
Chuquisaca	0	0.00%	244	53.74%	6	1.32%	204	44.93%	454	100.00%
La Paz	33	1.46%	291	12.89%	97	4.30%	1837	81.36%	2258	100.00%
Cochabamba	15	1.25%	178	14.86%	56	4.67%	949	79.22%	1198	100.00%
Oruro	1	0.21%	134	28.39%	3	0.64%	334	70.76%	472	100.00%
Potosí	6	1.51%	245	61.56%	1	0.25%	146	36.68%	398	100.00%
Tarija	1	0.21%	186	39.08%	10	2.10%	279	58.61%	476	100.00%
Santa Cruz	108	9.23%	93	7.95%	302	25.81%	667	57.01%	1170	100.00%
Beni	55	17.52%	139	44.27%	45	14.33%	75	23.89%	314	100.00%
Pando	4	0.83%	260	53.72%	7	1.45%	213	44.01%	484	100.00%
<b>Total</b>	<b>223</b>	<b>3.09%</b>	<b>1770</b>	<b>24.50%</b>	<b>527</b>	<b>7.30%</b>	<b>4704</b>	<b>65.12%</b>	<b>7224</b>	<b>100.00%</b>
<b>Gestión 2019</b>										
Chuquisaca	8	1.40%	206	35.95%	17	2.97%	342	59.69%	573	100.00%
La Paz	11	0.56%	247	12.68%	75	3.85%	1615	82.91%	1948	100.00%
Cochabamba	3	0.25%	138	11.57%	39	3.27%	1013	84.91%	1193	100.00%
Oruro	3	0.51%	189	32.36%	7	1.20%	385	65.92%	584	100.00%
Potosí	2	0.38%	196	37.55%	5	0.96%	319	61.11%	522	100.00%
Tarija	5	0.81%	98	15.83%	11	1.78%	505	81.58%	619	100.00%
Santa Cruz	61	5.57%	74	6.76%	360	32.88%	600	54.79%	1095	100.00%
Beni	11	2.65%	9	2.17%	79	19.04%	316	76.14%	415	100.00%
Pando	5	1.36%	150	40.87%	11	3.00%	201	54.77%	367	100.00%
<b>Total</b>	<b>109</b>	<b>1.49%</b>	<b>1307</b>	<b>17.86%</b>	<b>604</b>	<b>8.26%</b>	<b>5296</b>	<b>72.39%</b>	<b>7316</b>	<b>100.00%</b>

Fuente: Elaboración propia con datos de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Cuadro 8**  
**Análisis de diferencia de medias por grupo de**  
**tratamiento de la muestra no emparejada**

Covariables	Control			Tratamiento			Diferencia	P-valor
	Promedio	S.E.	n	Promedio	S.E.	n		
Gasto alimentación	2053.97	22.16	2015.00	1893.09	8.29	11855.00	160.88	0.00
Salud	0.50	0.01	2015.00	0.59	0.00	11855.00	-0.08	0.00
Seguridad alimentaria	0.09	0.01	1351.00	0.08	0.00	7857.00	0.01	0.47
Estudiante sexo	0.51	0.01	2015.00	0.51	0.00	11855.00	0.00	0.77
Estudiante edad	12.64	0.10	2015.00	10.98	0.04	11855.00	1.66	0.00
Estudiante ocupado	0.12	0.01	2015.00	0.09	0.00	11855.00	0.03	0.00
Estudiante jefe de hogar	0.01	0.00	2015.00	0.00	0.00	11855.00	0.01	0.00
Estudiante indígena	0.11	0.01	2015.00	0.21	0.00	11855.00	-0.11	0.00
Área	0.81	0.01	2015.00	0.86	0.00	11855.00	-0.06	0.00
Jefe(a) hogar sexo	0.71	0.01	2015.00	0.76	0.00	11855.00	-0.04	0.00
Jefe(a) hogar ocupado	0.90	0.01	2015.00	0.92	0.00	11855.00	-0.03	0.00
Hogar número de miembros	5.16	0.04	2015.00	5.12	0.02	11855.00	0.04	0.37
Hogar ingreso	5002.15	77.64	2015.00	4695.60	27.54	11855.00	306.55	0.00
Vivienda propia	0.63	0.01	2015.00	0.61	0.00	11855.00	0.02	0.08
Fuente agua mejorada	0.76	0.01	2015.00	0.72	0.00	11855.00	0.04	0.00
Saneamiento adecuado	0.51	0.01	2015.00	0.49	0.00	11855.00	0.02	0.08
Cuarto exclusivo cocina	0.78	0.01	2015.00	0.86	0.00	11855.00	-0.09	0.00
Puntaje de propensión	0.67	0.00	2015.00	0.88	0.00	11855.00	-0.21	0.00

Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Cuadro 9**  
**Análisis de diferencia de medias por grupo de**  
**tratamiento de la muestra emparejada**

Covariables	Control			Tratamiento			Diferencia	P-valor
	Promedio	S.E.	n	Promedio	S.E.	n		
Gasto alimentación	1802.77	7.95	11810.00	1894.41	8.31	11810.00	-91.64	0.00
Salud	0.51	0.00	11810.00	0.59	0.00	11810.00	-0.08	0.00
Seguridad alimentaria	0.08	0.00	7821.00	0.08	0.00	7843.00	0.00	0.53
Estudiante sexo	0.50	0.00	11810.00	0.51	0.00	11810.00	-0.01	0.30
Estudiante edad	10.58	0.04	11810.00	10.96	0.04	11810.00	-0.38	0.00
Estudiante ocupado	0.09	0.00	11810.00	0.09	0.00	11810.00	0.00	0.24
Estudiante jefe de hogar	0.00	0.00	11810.00	0.00	0.00	11810.00	0.00	0.85
Estudiante indígena	0.12	0.00	11810.00	0.21	0.00	11810.00	-0.09	0.00
Área	0.87	0.00	11810.00	0.87	0.00	11810.00	0.00	1.00
Jefe(a) hogar sexo	0.71	0.00	11810.00	0.76	0.00	11810.00	-0.05	0.00
Jefe(a) hogar ocupado	0.90	0.00	11810.00	0.92	0.00	11810.00	-0.02	0.00
Hogar número de miembros	5.07	0.02	11810.00	5.12	0.02	11810.00	-0.05	0.02
Hogar ingreso	4569.60	29.57	11810.00	4702.16	27.58	11810.00	-132.56	0.00
Vivienda propia	0.58	0.00	11810.00	0.61	0.00	11810.00	-0.03	0.00
Fuente agua mejorada	0.65	0.00	11810.00	0.72	0.00	11810.00	-0.07	0.00
Sanearamiento adecuado	0.49	0.00	11810.00	0.49	0.00	11810.00	0.00	0.87
Cuarto exclusivo cocina	0.81	0.00	11810.00	0.86	0.00	11810.00	-0.06	0.00
Puntaje de propensión	0.47	0.00	11810.00	0.52	0.00	11810.00	-0.05	0.00

Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Cuadro 10**  
**Estimación del modelo probit de las muestras no emparejada y emparejada**

Variables	Muestra no emparejada		Muestra emparejada	
	Efectos marginales	Err. Std.	Efectos marginales	Err. Std.
Sexo del estudiante	-0.0029	-0.0054	0.0046	-0.0064
Edad del estudiante	-0.0102***	-0.0007	0.0028***	-0.0008
El/la estudiante es jefe(a) de hogar	-0.1518***	-0.0583	-0.0306	-0.0952
El estudiante pertenece a alguna nación, pueblo indígena originario campesino	0.0288***	-0.0077	0.1515***	-0.0088
El/la estudiante está ocupado	-0.0148	-0.0102	-0.0013	-0.0124
Área	0.0420***	-0.0099	-0.0064	-0.0111
Departamento = 3, Cochabamba	0.0199***	-0.005	0.0778***	-0.0085
Departamento = 7, Santa Cruz	-0.3053***	-0.0099	0.0228**	-0.0092
Departamento = 8, Beni	-0.2182***	-0.0149	0.0593***	-0.0136
Sexo de la jefatura del hogar	0.0177**	-0.0069	0.0514***	-0.0082
Condición laboral de la jefatura del hogar = 1, Ocupado	0.0102	-0.0102	0.0364***	-0.012
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 1, Primaria incompleta	-0.0413**	-0.0164	-0.3083***	-0.0234
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 2, Primaria completa	-0.0721***	-0.0171	-0.3339***	-0.0239
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 3, Secundaria incompleta	-0.0514***	-0.0163	-0.2932***	-0.0233
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 4, Secundaria completa	-0.0455***	-0.0163	-0.2007***	-0.0236
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 5, Superior	-0.0468***	-0.017	-0.2319***	-0.0241
Nivel educativo de la jefatura del hogar = 6, Otros	-0.0690*	-0.0371	-0.2877***	-0.0462
Número de miembros por hogar	0.0004	-0.0017	0.003	-0.002
Ingreso del hogar deflactado	0	0	-0.0000**	0
La vivienda es propia	-0.0081	-0.006	0.0274***	-0.007
El hogar cuenta con agua por cañería de red	0.0136	-0.0083	0.1286***	-0.0085
El hogar cuenta con saneamiento adecuado	-0.0146**	-0.0061	-0.0434***	-0.0071
El hogar cuenta con un cuarto exclusivo para cocinar	0.0167**	-0.0078	0.0806***	-0.0092
<b>Observaciones</b>	13,879		23,620	

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

Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Cuadro 11**  
**Efecto promedio de tratamiento de la muestra emparejada**  
**según indicador de resultado, área urbana**

Método	In(Gasto en alimentos)			Salud			Inseguridad alimentaria		
	ATT	S.E.	†	ATT	S.E.	†	ATT	S.E.	†
Diferencias simples	0.06	0.01	-9.46	0.10	0.01	-13.74	-0.03	0.01	4.46
Regresión	-0.06	0.01	-5.52	0.09	0.01	13.09	-0.04	0.01	-4.66
Ponderación	0.02	21.84	0.00	0.09	1.94	0.04	0.00	1.03	0.00
Estratificación	0.06	0.01	9.61	0.10	0.01	13.86	-0.03	0.01	-4.45
Ponderación y regresión	-0.06	0.01	-8.27	0.09	0.01	12.62	-0.07	0.01	-9.97
Estratificación y regresión	-0.06	0.01	-7.54	0.09	0.01	12.65	-0.08	0.01	-10.47

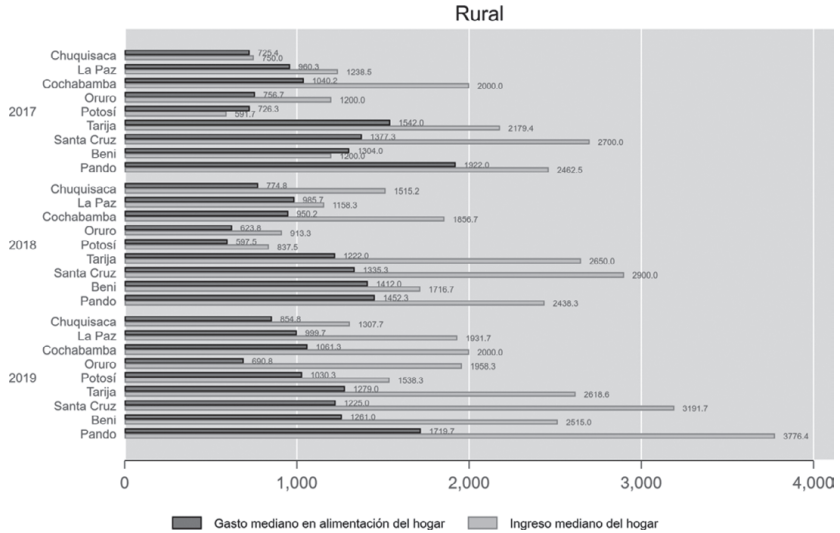
Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Cuadro 12**  
**Efecto promedio de tratamiento de la muestra emparejada**  
**según indicador de resultado, área rural**

Método	In(Gasto en alimentos)			Salud			Inseguridad alimentaria		
	ATT	S.E.	†	ATT	S.E.	†	ATT	S.E.	†
Diferencias simples	-0.03	0.02	1.53	-0.04	0.02	2.13	0.16	0.02	-10.58
Regresión	-0.19	0.03	-7.02	-0.05	0.02	-2.81	0.12	0.03	4.67
Ponderación	-0.62	22.97	-0.03	0.01	1.73	0.01	0.05	1.58	0.03
Estratificación	-0.03	0.02	-1.58	-0.04	0.02	-2.17	0.16	0.02	10.67
Ponderación y regresión	-0.17	0.02	-7.48	-0.02	0.02	-1.00	0.08	0.02	3.65
Estratificación y regresión	-0.19	0.02	-8.79	-0.06	0.02	-3.21	0.08	0.02	3.84

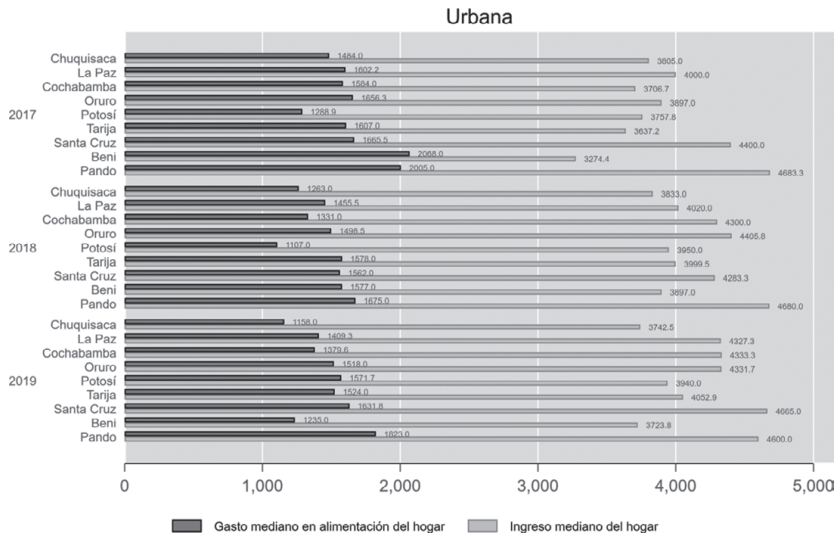
Fuente: Elaboración propia con datos armonizados de las Encuestas de Hogares 2017-2019.

**Gráfico 5: Ingresos y gastos medianos de los hogares según área rural y departamento, 2017-2019**



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de las Encuestas a Hogares 2017-2019.

**Gráfico 6: Ingresos y gastos medianos de los hogares según área urbana y departamento, 2017-2019**



Fuente: Elaboración propia con base en datos armonizados de las Encuestas a Hogares 2017-2019.



# Rational Bubbles and the S&P 500. An empirical approach

## Burbujas racionales y el S&P 500. Una metodología empírica

*Óscar Martínez\**

### **Abstract**

We analyze if the dynamics of the S&P500 resemble those of a rational bubble. We find positive evidence in this question by applying the Kalman Filter to a suitable asset pricing model proposed and our conclusion is robust to three different stochastic discount factors SDFs considered: Linear Utility, Log Utility and CRRA utility. We also find evidence of a relationship between the type of SDF and the size of a bubble in the S&P500 case.

**Keywords:** Bubble Estimation; Kalman Filter; Stochastic Discount Factor.

### **Resumen**

El presente documento analiza si la evolución del S&P500 se parece a la de una burbuja racional. Encontramos evidencia positiva en esta interrogante a través de la aplicación del Filtro de Kalman a un modelo de valoración de acciones propuesto, y nuestra conclusión es robusta empleando tres diferentes factores estocásticos de descuento: utilidad lineal, utilidad logarítmica y utilidad CRRA. Encontramos también evidencia de la existencia de una relación entre el tipo de factor estocástico de descuento y el tamaño de la burbuja.

**Palabras clave:** Estimación de burbujas; Filtro de Kalman; Factor estocástico de descuento.

**Classification/Clasificación JEL:** G12, C13, C32

---

\* Contact: [oscar.martinez@alphaomegapi.org](mailto:oscar.martinez@alphaomegapi.org)



## 1. Introduction

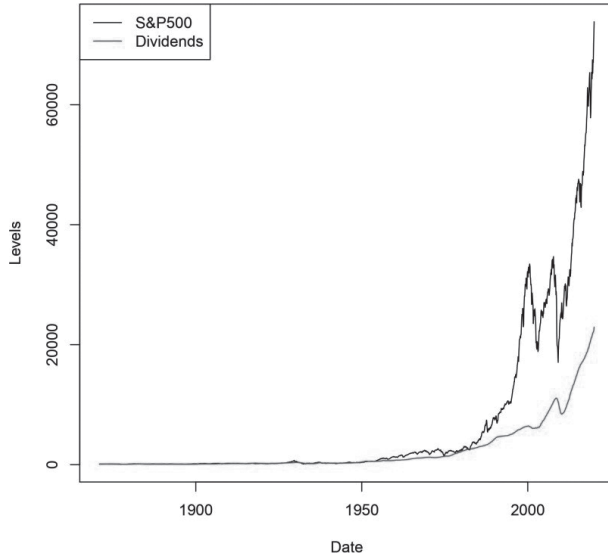
The US Stock Market is one of the principal financial markets in the world. It's well represented by the S&P500 Index, which gives the behaviour of US stock prices in general being a leading indicator of the financial and economic situation in the US. For Latinamerican countries, the financial health of the US is important to follow since it has immediate contagion effect in important financial markets like Mexico, Brazil and Chile. As a matter of fact, Uribe and Mejía (2014) show that a bubble in US anticipates bubbles in the main emerging markets in Latinamerica as a contagion effect. The reason is that when a bubble bursts in developed financial markets like US, capital flows to emerging markets economies or commodities like petroleum or gold. Because of this, it is relevant for Latinamerica countries to study the bubble component in stock markets in US.

As shown in a simple representative agent model in Gürkaynak (2008) the stock price  $p_t$  can be represented as:

$$p_t = f_t + b_t \tag{1}$$

Being  $f_t$  the fundamental component and  $b_t$  the bubble component. The latter can be thought as a pyramid scheme, it is reasonable to invest in it as long as it is expected that other people will also invest in it. In the case of stocks,  $f_t$  is mainly driven by dividends  $d_t$ , and we see in Figure 1 that there has been a decoupling from prices and dividends in the last 20 years. Diba and Grossman (1988) conclude that for the non-existence of a bubble in stock prices both series should co-move or be cointegrated if they have a unit root. With a sample that goes until early 90s, they reject the presence of a bubble in stock prices but it is clear from Figure 1 that the important divergence starts just before 2000. Therefore, we might have some scepticism against the conclusion of Diba and Grossman (1988).

Figure 1: Evolution of S&amp;P500 Levels and Dividends. Year 1871 = 100



Source: Own elaboration.

We can go one step further and ask if  $b_t$  has become almost the main driving force behind stock the S&P500 behaviour. We can start by assuming that the S&P500 follows the dynamics of a rational bubble.

$$p_t = \frac{E_t[p_{t+1}]}{(1+r_t)} \quad (2)$$

This is a non-arbitrage condition for a rational bubble and  $r_t$  is the risk-free interest rate. We can rewrite equation 2 as:

$$p_{t+1} = (1+r_t)p_t + u_{t+1} \quad (3)$$

In equation 3, if it is true that a rational bubble explains the dynamics of S&P500 then  $u_{t+1}$ , should be stationary. If  $p_{t+1}$  and  $(1 + r_t) p_t$  have a unit root then they should be cointegrated in order to verify this rational bubble equation. We check this claim empirically<sup>1</sup>.

In Table 1 we verify that both  $p_{t+1}$  and  $(1 + r_t) p_t$  have a unit root<sup>2</sup>. Additionally, we check that  $u_{t+1}$  is stationary, which confirms the hypothesis that  $p_{t+1}$  and  $(1 + r_t) p_t$  are cointegrated and the rational bubble equation is verified.

**Table 1**  
Sims Unit Root Test for  $p_{t+1}$ ,  $(1 + r_t) p_t$  and  $u_{t+1}$

Variable	$\tau^2$	Critical	Unit Root
$p_{t+1}$	0.13	13.46	Yes
$(1 + r_t) p_t$	0.13	13.46	Yes
$u_{t+1}$	511	6.63	No

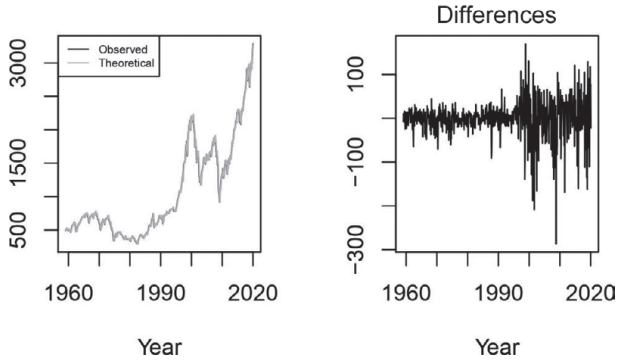
Source: Own elaboration.

In Figure 2, we plot the observed levels of the S&P500 with the theoretical levels from the rational bubble postulated in equation 3. We can see both series co-move.

One possible caveat of the previous analysis is that by using monthly data, information is rapidly incorporated in prices the shorter the period of analysis is. Thus, we repeat the analysis by using yearly data to avoid the fast incorporation of information into prices. Figure 3 shows the results:

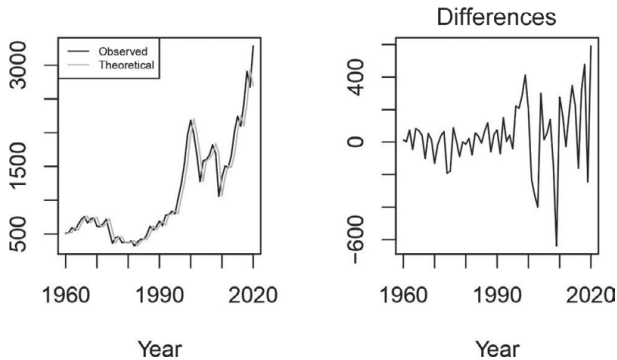
1 We use monthly data from January 1959 to April 2020 for S&P500 levels that is in Robert Shiller web page. Additionally, we obtain the risk-free rate (1-month T-Bill Rate) from Kenneth French web page. We express the variables in real terms.  
 2 We use the Bayesian Unit Root Test proposed by Sims (1988). We use a prior probability that the process has a unit root of  $\alpha = 0.5$ . Additionally, the critical value was computed for large samples.

**Figure 2: Observed and Theoretical Monthly Levels of S&P500**



Source: Own elaboration.

**Figure 3: Observed and Theoretical Yearly Levels of S&P500**



Source: Own elaboration.

The difference between the observed levels of the S&P500 and the theoretical ones can be clearly spotted. However, it is still true that a great portion of the dynamics of S&P500 is explained by the dynamics of a rational bubble. This again rises the doubt of imposing the restriction of  $b_t = \mathbf{0}$  in asset pricing models for stocks, in this particular case for the S&P500.

Most of the empirical literature of bubbles has focused in developing econometric tests for assessing the validity of  $b_t \neq \mathbf{0}$ . This is summarized in Gürkaynak (2008). The contributions can be divided in four streams:

1. Variance Bound Test. In this literature, a linear utility function is assumed so the usual present value model for stock prices holds. The conclusion of this literature is that the theoretical variance of stock prices under the present value model is bigger than the variance of observed stock prices. If this is not the case, an argument in favour of the existence of the bubble component rises. The main critic is that there might not be a bubble in stock prices but the present value model could not be the correct one.
2. Specification Test of West. This is the first specific test for a bubble since it has in the alternative hypothesis that a bubble is present in stock prices. It assumes linear utility as well to model the fundamental component of the stock price. Two elements are used for this: the main asset pricing equation through the known Euler equation and an autoregressive process for the dividends. The second element is a regression of stock prices on dividends. If the set of parameters is equal statistically in these two approaches; then there is evidence of no bubble; whereas the opposite points out to the existence of a rational bubble in the data. The main contribution of this test is to isolate the modeling of the fundamental from the existence of a bubble.
3. Unit Root and Cointegration Tests. Diba and Grossman (1988) pointed out that if stock prices and dividends are unit root processes then they should co-move or be cointegrated in order to discard the presence of a bubble. With a sample until late 90s, they reject the existence of a bubble in stock prices. However, Evans (1991) pointed out that the use of traditional unit root and cointegration tests can reject the presence of periodically explosive bubbles in the data. To overcome this pitfall, Norden (1996) uses regime switching models to account for periodically explosive bubbles. More recently, Phillips *et al.* (2011) developed a test for mildly explosive processes and applied it to the detection of bubbles. They show that their procedure is robust to the Evans (1991) critique. Finally, in Latinamerica Uribe and Mejía (2014) use the sign test for random walks developed by So and Shin (2001) as a bubble test and they argue that it is robust to the Evans (1991) critique.
4. Bubbles as Non-observables. These are not bubble tests since they assume that a bubble is present in stock prices but they develop procedures for estimating the bubble component. The pioneer is Wu (1997) who applies the Kalman Filter to the linear utility model of stock prices and retrieves the bubble component. This paper is in this section of the literature since we also use the Kalman Filter to extract the bubble component, the main

difference with Wu (1997) is that we use a more general asset pricing model for stocks that includes a borrowing constraint and we consider three different utility functions: linear, logarithmic and CRRA.

The main issue with this early empirical literature is that we are dealing with two unobserved components:  $f_t$  and  $b_t$ . Thus the acceptance or rejection of  $b_t \neq 0$  by this early tests can be a byproduct of an incomplete model for  $f_t$ . In other words, some authors refuted the existence of bubbles in the stock market by specifying a more complex model for  $f_t$ ; nevertheless, given the behaviour of dividends in the last 20 years, it is hard to adjust a complex model that closes the gap between stock prices and dividends.

This paper is not intended as a proposal for an alternative econometric method to assess whether  $b_t \neq 0$  or not. Given the empirical evidence showed in this introduction we consider that  $b_t$  cannot be neglected. The issue is how important its role is. For this, we apply the method used in Wu (1997) through the Kalman Filter to a simple asset price model with borrowing constraints and with the characteristic of considering different utility functions that derive in different stochastic discount factors. We find robust evidence that the  $b_t$  component has similar dynamics to the observed S&P500 independent of the stochastic discount factor considered. Thus, a rational bubble model for the S&P500 might seem a suitable one.

Section 2 develops the theoretical model. Section 3 shows the empirical results and Section 4 concludes.

## 2. Model

Time is discrete and runs from  $t = 0, \dots, \infty$ . There are two cohorts of investors in an economy: young and old. Following Martin and Ventura (2016), investors only focus on consumption when they are old. When young, they receive an endowment  $e_t$  and borrow from financial markets an amount  $b_t$ . Borrowing is restricted in this economy and a borrowing constraint is imposed. Young investors can use these funds received in youth to buy a stock at price  $p_t$ . This stock gives them, when old, funds from the gain or loss of value for prices  $p_{t+1}$  and a dividend  $d_t$  already known at time  $t$ . The funds received when old are used to repay the debt and to consume  $c_{t+1}$ .

The borrowing constraint plays a crucial role in this model. The parameter  $\phi$  measures the degree of development of the financial markets. The lower the  $\phi$ , the more difficult to borrow in this economy and the more important role of stock prices to help increase borrowing. This element of the model allows that in equilibrium stock prices not only have a fundamental value from the dividend stream they have but also an additional value for the relaxing of the borrowing constraint. This ensures that a bubble is sustained in equilibrium. It is not the purpose of the paper to show this but we need this environment in order to have a bubble in stock prices. Finally, the utility function fulfills the usual Inada conditions. The model is:

$$\begin{aligned}
 \max_{c_t, s_{t+1}, b_t} \quad & \beta E_t [u(c_{t+1})] \\
 p_t s_{t+1} \quad & = b_t + e_t \\
 c_{t+1} + (1+r_t)b_t \quad & = (p_{t+1} + d_t)s_{t+1} \\
 -b_t \quad & \leq \phi p_t s_{t+1}
 \end{aligned} \tag{4}$$

The FOCs for this problem are<sup>3</sup>:

$$p_t = E_t \left[ \frac{\beta u'(c_{t+1})}{(u'(c_t) - \phi \mu_t)} (p_{t+1} + d_t) \right] \tag{5}$$

$$\mu_t = \beta E_t [u'(c_{t+1})] (1+r_t) - u'(c_t) \tag{6}$$

where  $\mu_t$  is the lagrange multiplier from the borrowing constraint. We can define the stochastic discount factor SDF as:

$$m_{t+1} = \frac{\beta u'(c_{t+1})}{(u'(c_t) - \phi \mu_t)} \tag{7}$$

---

<sup>3</sup> The borrowing constraint binds in equilibrium.

Thus the pricing equation would be:

$$p_t = E_t \left[ m_{t+1} (p_{t+1} + d_t) \right] \quad (8)$$

To ease the analysis we apply the Taylor approximation of order one to the term  $m_{t+1} (p_{t+1} + d_t)$ <sup>4</sup> around the median of  $p_{t+1}$  which we call  $\bar{p}$ , the median of  $m_{t+1}$  which we call  $\bar{m}$  and finally the median of  $d_t$  called  $\bar{d}$ . The expression in equation 8 can be rewritten as:

$$p_t = \bar{m}d_t - \bar{m}(\bar{p} + \bar{d}) + (\bar{p} + \bar{d})E_t[m_{t+1}] + \bar{m}E_t[p_{t+1}] \quad (9)$$

Forward updating equation 9 we obtain:

$$p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \bar{m}^{j+1} E_t[d_{t+j}] - (\bar{p} + \bar{d}) \sum_{j=1}^{\infty} \bar{m}^j + (\bar{p} + \bar{d}) \sum_{j=0}^{\infty} \bar{m}^j E_t[m_{t+j+1}] + \lim_{j \rightarrow \infty} \bar{m}^j E_t[p_{t+j}] \quad (10)$$

$f_t$   $b_t$

The last term of equation 10 is the bubble term  $b_t$ <sup>5</sup> which follows the dynamics:

$$E_t[b_{t+1}] = \frac{1}{\bar{m}} b_t \quad (11)$$

Equation 11 represents the non-arbitrage condition for the rational bubble of the model we specified at the beginning of the section. This will be estimated by the Kalman Filter but there is an important restriction that  $b_t \geq 0$  because of free-disposal. To avoid complications in the application of the Kalman Filter to equation 10 since we will have to impose the restriction of non-negativity of the bubble term, we take the model in first differences as an input. In this

4 It is not necessary to go beyond the Taylor approximation of order 1 since higher derivatives  $m_{t+1} (p_{t+1} + d_t)$  are 0.

5 We also called  $b_t$  the borrowing the young investor gets from financial markets. This is an abuse of notation but it is worth clarifying it.



case, we do not need to impose any restriction. The final model to be used in the estimation for the bubble for the S&P500 will be:

$$\Delta p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \bar{m}^{j+1} (E_t [d_{t+j}] - E_{t-1} [d_{t+j-1}]) + (\bar{p} + \bar{d}) \sum_{j=0}^{\infty} \bar{m}^j (E_t [m_{t+j+1}] - E_{t-1} [m_{t+j}]) + \Delta b_t \quad (12)$$

### 3. Results

Before starting the analysis, it is worth mentioning the source of the data. Stock prices (levels of the S&P500), dividends and Consumer Price Index (CPI) came from the personal web page of Robert Shiller. The risk-free rate came from the Kenneth French web page where he published about the Fama-French factors. The risk-free rate is the interest rate in the 1-month T-Bill. Finally, the consumption data is the Personal Consumption Expenditures in billions of dollars from the web page of the Federal Reserve Bank of St. Louis. All data is monthly from January 1960 to February 2020. The data was expressed in real terms using the base CPI as of February 2020.

#### 3.1. Linear Utility Model

For the Linear Utility Model (LUM) we specify the following utility function:

$$u(c_t) = c_t \quad (13)$$

We start the analysis with the stock price equation derived in equation 12. Unfortunately, this is a complicated equation to put it directly into the Kalman Filter. We need to simplify it in some way. To do this, we need to find first the ARIMA order<sup>6</sup> of the dividend process  $d_t$  and for the SDF component  $m_t$ . In case of this last variable, we use reasonable values of the degree of impatience  $\beta = 0.95$  and the development of financial markets  $\phi = 0.5$ . Table 2 shows the results.

<sup>6</sup> We only consider here the autoregressive component and the integrated one as done in Wu (1997). To find out about the order of integration we apply the Bayesian Unit Root Test of Sims (1988)

**Table 2**  
ARIMA models for  $d_t$  and  $m_t$

Variable	Model
$d_t$	ARIMA(4, 1, 0)
$m_t$	ARIMA(3, 0, 0)

Source: Own elaboration.

Taking into account these results, the main asset pricing equation of the LU model is<sup>7</sup>:

$$\begin{aligned}
\Delta p_t = & \frac{\bar{m}}{1-\bar{m}} \Delta d_t + \frac{\sum_{j=1}^4 \bar{m}^{j+1} \alpha_j}{(1-\bar{m})\left(1-\sum_{j=1}^4 \bar{m}^j \alpha_j\right)} \Delta^2 d_t + \frac{\sum_{j=2}^4 \bar{m}^j \alpha_j}{(1-\bar{m})\left(1-\sum_{j=1}^4 \bar{m}^j \alpha_j\right)} \Delta^2 d_{t-1} + \\
& \frac{\sum_{j=3}^4 \bar{m}^{j-1} \alpha_j}{(1-\bar{m})\left(1-\sum_{j=1}^4 \bar{m}^j \alpha_j\right)} \Delta^2 d_{t-2} + \frac{\bar{m}^2 \alpha_4}{(1-\bar{m})\left(1-\sum_{j=1}^4 \bar{m}^j \alpha_j\right)} \Delta^2 d_{t-3} + \\
& \frac{\sum_{j=1}^3 \bar{m}^{j-1} \psi_j}{1-\sum_{j=1}^3 \bar{m}^j \psi_j} (\bar{p} + \bar{m}) \Delta m_t + \frac{\psi_2 + \bar{m} \psi_3}{1-\sum_{j=1}^3 \bar{m}^j \psi_j} (\bar{p} + \bar{m}) \Delta m_{t-1} + \\
& \frac{\psi_3}{1-\sum_{j=1}^3 \bar{m}^j \psi_j} (\bar{p} + \bar{m}) \Delta m_{t-2} + \Delta b_t
\end{aligned} \tag{14}$$

Along with equation 14, we should consider into the measurement system both equations of the dynamics of  $d_t$  and  $m_t$  which are:

$$\Delta^2 d_{t+1} = \alpha_1 \Delta^2 d_t + \alpha_2 \Delta^2 d_{t-1} + \alpha_3 \Delta^2 d_{t-2} + \alpha_4 \Delta^2 d_{t-3} + e_{(1,t+1)} \tag{15}$$

$$\Delta m_{t+1} = \psi_1 \Delta m_t + \psi_2 \Delta m_{t-1} + \psi_3 \Delta m_{t-2} + e_{(2,t+1)} \tag{16}$$

Finally, in order to apply the Kalman Filter we need the state equation that corresponds to the bubble dynamics:

<sup>7</sup> There is a detailed derivation of this simplified form in Appendix A.

$$\Delta \tilde{b}_{t+1} = \frac{1}{m} \Delta b_t + w_{t+1} \quad (17)$$

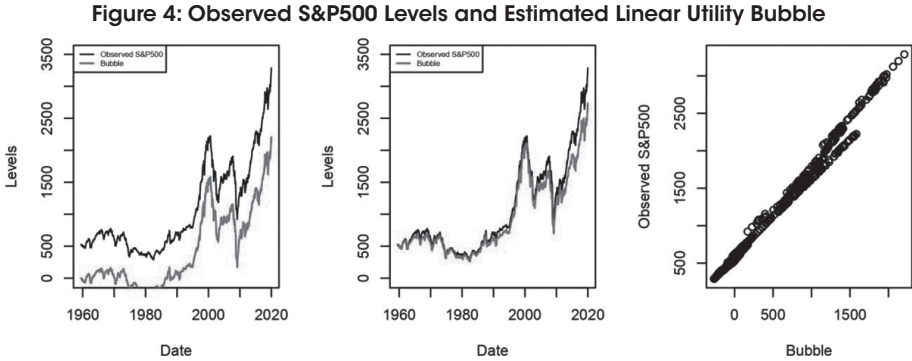
Before starting the Kalman Filter, we should consider the initial forecasted value for the estimated bubble  $\Delta \tilde{b}_{10}$ . We attach to the idea exposed in Santos and Woodford (1997) and Diba and Grossman (1988) that the bubble started at the same time of the stock. Thus the bubble is always present. We consider that the beginning of the bubble is the start of our sample which is January 1960. Therefore, the initial value for the Kalman Filter should be  $\Delta \tilde{b}_{10} = \mathbf{0}^8$ .

We wait for a later subsection of the results to show the coefficients estimated. In Figure 4 we plot the results of the estimated bubble considering a linear utility model and the levels of the S&P500. Remember that in the Kalman Filter applied we estimated  $\Delta \tilde{b}_t$  so to construct  $\tilde{b}_t$  we need an initial value for the bubble. We can peek any positive value (the bubble is non-negative because of free-disposal) and construct the bubble with the estimated  $\Delta \tilde{b}_t$ . This leaves us with multiple bubbles to be considered and that is a characteristic of models with bubbles: they have multiple equilibria. Finally, the presented results are the smoothed values of the estimated bubble.

To begin with, at the left plot of Figure 4, we consider an initial value of  $\tilde{b}_1 = \mathbf{1}$  and we clearly see that the dynamics of the estimated bubble are very similar to the dynamics of the observed levels of the S&P500. We can look this more clearly by choosing an initial value of the bubble  $\tilde{b}_1$  equal to the level of the S&P500 in January 1960, and we see in the middle plot of Figure 4, that both series are very much the same. Finally, in the right plot of Figure 4, we do a scatterplot of the levels of S&P500 and the estimated bubble with an initial value of  $\tilde{b}_1 = \mathbf{1}$ . There is a direct and strong relationship between both.

---

8 In the case of the MSE for the estimated bubble we consider a lot of uncertainty with an initial value of  $\tilde{P}_{10} = 100$ .



Source: Own elaboration.

Now we repeat this procedure with the log utility and the CRRA utility case and see if the results are similar.

### 3.2. Logarithmic Utility

We consider an utility function in the form:

$$u(c_t) = \log(c_t) \tag{18}$$

To begin the analysis we need to determine the ARIMA order of  $g_t = c_t^{-1}$  in order to estimate  $E_t[g_{t+1}]$  that belongs to the Lagrange multiplier  $\mu_t$  in equation 6. Table 3 shows the result.

**Table 3**  
ARIMA models for  $g_t$

Variable	Model
$g_t$	ARIMA(8, 1, 0)

Source: Own elaboration.

With this result,  $E_t[g_{t+1}]$  can be computed as follows:

$$E_t[g_{t+1}] = g_t + \sum_{j=1}^8 \rho_j \Delta g_{t+1-j} \tag{19}$$

Now we can estimate the SDF  $m_t$  (taking into account reasonable values of  $\beta = 0.95$  and the degree of financial openness  $\phi = 0.5$ ) and find its ARIMA order. In the case of the dividends  $d_t$ , we use the results showed in Table 2. Table 4 shows the results for  $m_t$ .

**Table 4**  
**ARIMA models for  $m_t$ .**

Variable	Model
$m_t$	ARIMA(8, 0, 0)

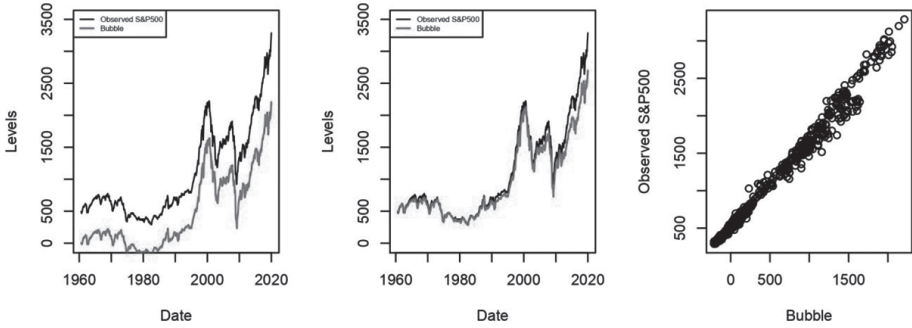
Source: Own elaboration.

With this information we are in the position to derive the main asset pricing equation of the Logarithmic Utility Model along with the dynamics of dividends and the SDF. We do not show the equations because they are similar in essence to the ones derived for the Linear Utility Model (equations 14 to 15) and we additionally use the bubble dynamics equation (Equation 17).

As discussed in the Linear Utility results, we consider an initial value for the forecasted  $\Delta \tilde{b}_{10} = 0$ <sup>9</sup>. The results presented are the smoothed values of the estimated bubble. In Figure 5, we present the estimated bubble under the Log Utility function and compare it to the observed levels of the S&P500. As mentioned in the Linear Utility case, we need to define an initial value for the bubble since we estimated  $\Delta \tilde{b}_{1t}$ . This initial value has to be positive since bubbles are positive because of free disposal. On the graph of the left, with an initial value of  $\tilde{b}_{11} = 1$ , we compare the dynamics of the estimated bubble with the observed levels of the S&P500. We can notice that the dynamics of both series are alike. To highlight this, in the middle graph of Figure 5, we define an initial bubble level  $\tilde{b}_{11}$  equal to the observed level of the S&P500 in January 1960. We see that the estimated bubble follows closely the observed levels of the S&P500. Finally, the graph on the right confirms the direct and strong relationship between the estimated bubble and the observed levels of the S&P500.

<sup>9</sup> A lot of uncertainty was also considered initially on the estimates from the Kalman Filter thus the value for the initial forecasted state was  $P_{10} = 100$ .

**Figure 5: Observed S&P500 Levels and Estimated Log Utility Bubble**



Source: Own elaboration.

So far, the results are similar for the Linear Utility bubble and the Log Utility bubble. We now consider the case of a CRRA Utility function.

### 3.3. CRRA Utility

In this section, we consider an utility function in the form:

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad \gamma > 1 \tag{20}$$

We define  $g_t = c_t^{-\gamma}$  and adopt a reasonable relative risk aversion coefficient  $\gamma = 3$ . As we did with the Logarithmic Utility case, we need to compute  $E_t [g_{t+1}]$  in order to estimate the Lagrange multiplier  $\mu_t$  of equation 6 and ultimately the SDF  $m_t$ . We present the ARIMA order of  $g_t$  and  $m_t$  in Table 5.

**Table 5**  
ARIMA models for  $g_t$  and  $m_t$ .

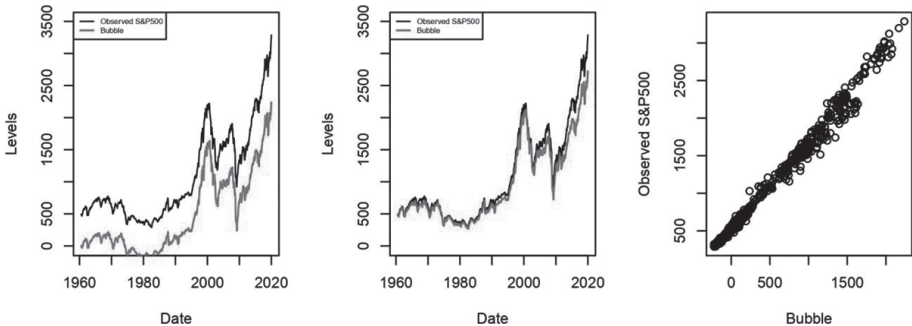
Variable	Model
$g_t$	ARIMA(7, 1, 0)
$m_t$	ARIMA(8, 0, 0)

Source: Own elaboration.

With this information, we can derive the main asset pricing equation and the dynamics of  $d_t$  and  $m_t$ . Because these equations are similar in essence to equations 14 to 16 but longer in extension we omit them here. Bubble dynamics are considered for the state equation in the Kalman Filter as is showed in equation 17.

As done in previous analysis, we initialize the forecasted state  $\Delta \tilde{b}_{10} = \mathbf{0}$  and give a big initial MSE to it  $P_{10} = 100$ . In Figure 6, we display the results. We mentioned that we can have multiple estimated bubbles  $\tilde{b}_t$  depending on the initial value but the dynamics are similar and they resemble the dynamics of the Observed S&P500. We can see this point in the graph of the left and middle of Figure 6. In the first case, we chose an initial value  $\tilde{b}_1 = 1$  and in the second we chose an initial value equal to the observed level of the S&P500 for January 1960. We clearly see that the series dynamics resemble each other, and this result is confirmed by the scatterplot of the right which shows a direct relationship between the observed levels of the S&P500 and the estimated bubble.

**Figure 6: Observed S&P500 Levels and Estimated CRRA Utility Bubble**



Source: Own elaboration.

So far, the results of the three models are similar but it is useful to contrast them. We do this in the next subsection.

### 3.4. Results comparison

To begin with, we compare the estimated coefficients across the three models. Table 6 shows the results. We see that the estimations are kind of robust across the three models and almost all the coefficients are significant at 5% level. Finally, as we move across the models from

linear to CRRA, the estimated volatility of the bubble increases and in the three models is significant.

**Table 6**  
Estimated coefficients and standard errors

Variable	Coeff.LU	SE.LU	Coeff.Log	SE.Log	Coeff. CRRA	SE.CRRA
$\alpha_1$	-0.19326	0.03721	-0.18881	0.03789	-0.18555	0.03798
$\alpha_2$	-0.18264	0.03651	-0.20005	0.03712	-0.19921	0.03736
$\alpha_3$	-0.23039	0.03626	-0.22606	0.03707	-0.22269	0.03708
$\alpha_4$	-0.07171	0.03668	-0.08713	0.03689	-0.08583	0.03722
$\psi_1$	-0.00027	0.00005	-0.00147	0.00005	-0.00147	0.00005
$\psi_2$	-0.00019	0.00005	-0.00131	0.00007	-0.00137	0.00007
$\psi_3$	0.00003	0.00005	-0.00114	0.00008	-0.00121	0.00009
$\psi_4$	NA	NA	-0.00102	0.00009	-0.00109	0.00009
$\psi_5$	NA	NA	-0.00088	0.00009	-0.00096	0.00009
$\psi_6$	NA	NA	-0.00064	0.00008	-0.00066	0.00008
$\psi_7$	NA	NA	-0.00033	0.00007	-0.00025	0.00007
$\psi_8$	NA	NA	-0.00009	0.00005	-0.00006	0.00005
$\sigma_d$	0.01117	0.00059	0.01111	0.00059	0.01105	0.00058
$\sigma_m$	0.00000	0.00000	0.00003	0.00000	0.00024	0.00001
$\sigma_b$	10.49812	0.55071	11.65861	0.61953	13.78634	0.72906

Source: Own elaboration.

We plot the three estimated bubbles  $\tilde{b}_t$  and also the three estimated fundamentals  $\tilde{f}_t$  and see how they behave for the different SDF  $m_t$ . As we mentioned earlier, we need an initial value for the estimated bubble  $\tilde{b}_t$  and an initial value for the estimated fundamental  $\tilde{f}_t$  since we only estimated  $\Delta\tilde{b}_{t|t}$  and  $\Delta\tilde{f}_t$ . We consider conservative initial values of  $\tilde{b}_1 = 1$  and  $\tilde{f}_1 = 1$  and constructed the series. We are interested in the dynamics, not the levels per se.

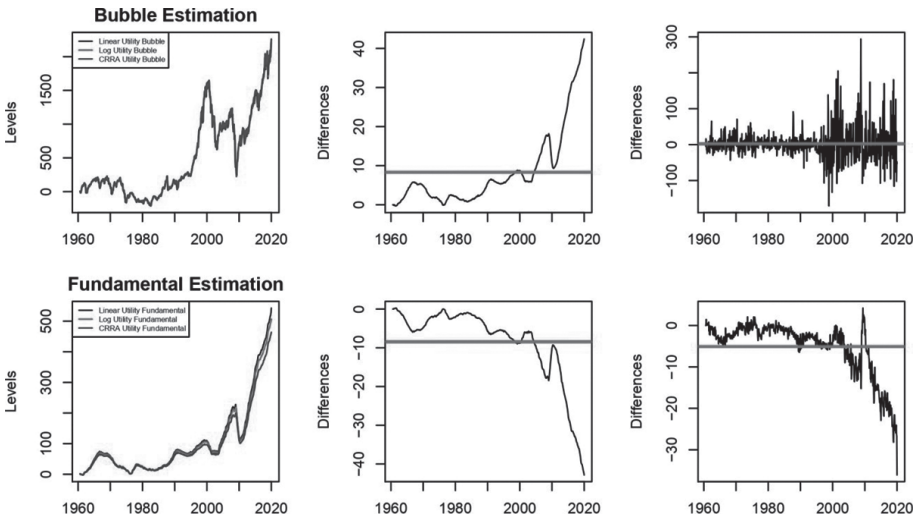
We show the results in Figure 7. The three estimated bubbles are at the top left in the first plot and it looks like there are no differences among them. However, digging up closely, we



consider the difference between the estimates of the CRRA Utility Bubble and the Log Utility Bubble. This is depicted in the middle graph of the top. We see that across all dates the CRRA utility bubble is bigger than the Log Utility Bubble. Finally, in the topright graph, we plot the difference between the Log Utility Bubble and the Linear Utility Bubble. At the beginning the difference is negligible, but at later periods starting from 2000 the Log Utility Bubble turns bigger than the Linear Utility Bubble.

We plot the three estimated fundamentals at the bottomleft graph and it is more clear that the CRRA Utility Fundamental is the lowest, especially from 2010 onwards, being in the middle the Log Utility Fundamental and finally the at the top the Linear Utility Fundamental. This is confirmed in the last two graphs at the bottom. In the first one, we plot the difference between the CRRA Utility Fundamental and the Log Utility Fundamental which turns out to be negative for the whole sample period. The same is true for the difference between the Log Utility Fundamental and the Linear Utility Fundamental plotted in the bottomright panel.

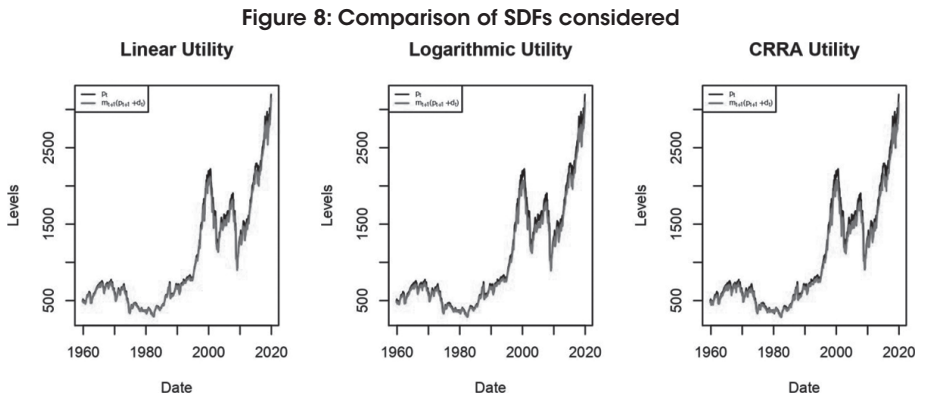
**Figure 7: Estimated Bubbles and Fundamentals: a comparison**



Source: Own elaboration.

Thus we have the result that the bigger the fundamental value the lower the bubble. In our model two variables drive fundamental value: dividends  $d_t$  and the SDF  $m_t$ . According to our results shown in Table 6, it looks like empirically, the dynamics of the

fundamental are explained by dividends, and the size of the fundamental is determined by the interaction between the dividends and the SDF. This is through the median of the SDF we considered in the analysis  $\bar{m}$ . For the Linear Utility Model  $\bar{m}_{LU} = 0.93$ , for the Log Utility Model  $\bar{m}_{Log} = 0.92$  and finally for the CRRA utility model  $\bar{m}_{CRRA} = 0.90$ , thus the lower the SDF the lower the fundamental value and the higher the bubble. In fact, we are not the first to arrive this conclusion. Galí (2014) shows rigorously that a *leaning against the wind* Monetary Policy is not favorable if one looks to reduce a bubble. Let us consider this in a model with linear utility and no borrowing constraint. Thus,  $m_t = \frac{1}{1+r_t}$ . If the Central Bank increases  $r_t$ , then  $m_t$  decreases and the fundamental value decreases leaving room for a bigger bubble. This is confirmed by the results obtained in this analysis and it is at odds with conventional wisdom that increasing interest rates helps reduce a bubble. Given the important role of the SDF in the size of the bubble estimated for the S&P500, we analyze the validity of our main asset pricing equation 8 considering the three different types of SDFs analyzed. Figure 8 shows that the three different SDFs considered price reasonably well the S&P500.



This is an important result because given the fact that we assumed constant parameters for impatience  $\beta = 0.95$ , financial openness  $\phi = 0.5$ , and risk aversion  $\gamma = 3$ ; the resulting SDFs price reasonably well the S&P500.

Finally, it is worth digging up a bit further into the degree of financial openness. We gave a reasonable value for the computations of  $\phi = 0.5$  but we can analyze what would happen if we are in an economy with a restrictive borrowing constraint, i.e.,  $\phi = 0.5$ . For the Linear Utility  $\bar{m}_{LU} = 0.95$ , for the Log Utility  $\bar{m}_{Log} = 0.94$  and for the CRRA Utility  $\bar{m}_{CRRA} = 0.92$ . Thus we would expect higher fundamental values in the three cases compared to the initial case of  $\phi = 0.5$  and reduced bubble sizes<sup>10</sup>. Therefore, it would seem that putting restrictions to credit can help reduce a bubble. At least in the case of the S&P500.

#### 4. Conclusions

We went deep into questioning the relationship between Rational Bubbles and the S&P500. The evidence suggests that the dynamics of the S&P500 resembles one of a rational bubble and this conclusion is robust to the different SDFs considered. This is important for institutional investors and pension funds who invest in the stock market since they can use the rational bubble equation to forecast the expected returns when considering strategic allocations. For Central Banks, it gives the message that the stock market is driven by animal spirits and fundamental components are not that crucial in this market. The fundamental component of the S&P500 is mainly driven by dividends  $d_t$  and the median of the SDF  $\bar{m}$ . Particularly, the dividends series give the dynamics of the fundamental value but ultimately  $\bar{m}$  defines the size. Thus a lower SDF results in a bigger bubble. Among our estimates, the CRRA utility SDF gives the biggest bubble. Finally, we briefly analyzed the impact of the borrowing restrictions on the size of a bubble in the S&P500 case and we concluded that being restrictive in credit reduces the size of a bubble. This is another important result for Central Banks and Financial Authorities, they can restrict borrowing from stock market investors if a considerable bubble size is perceived.

*Fecha de recepción: 18 de enero de 2021*

*Fecha de aceptación: 9 de abril de 2021*

*Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC*

---

<sup>10</sup> We do not do this computation since we think the relationship between the SDF and bubble size has been already exposed.

## References

1. Diba, B. T. and Grossman, H. I. (1988). The theory of rational bubbles in stock prices. *The Economic Journal*, 98(392), 746-754.
2. Evans, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, 81(4), 922-930.
3. Galí, J. (2014). Monetary policy and rational asset price bubbles. *American Economic Review*, 104(3), 721-752.
4. Gürkaynak, R. S. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: Takingstock\*. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 166-186.
5. Martin, A. and Ventura, J. (2016). Managing credit bubbles. *Journal of the European Economic Association*, 14(3), 753-789.
6. Norden, S. V. (1996). Regime switching as a test for exchange rate bubbles. *Journal of Applied Econometrics*, 11(3), 219-251.
7. Phillips, P. C. B., Wu, Y. and Yu, J. (2011). *Explosive behavior in the 1990s nasdaq: When did exuberance escalate asset values?\** *International Economic Review*, 52(1), 201-226.
8. Santos, M. S. and Woodford, M. (1997). Rational asset pricing bubbles. *Econometrica*, 65(1), 19-57.
9. Sims, C. A. (1988). Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 463-474.
10. So, B. S. and Shin, D. W. (2001). An invariant sign test for random walks based on recursive median adjustment. *Journal of Econometrics*, 102(2), 197-229.
11. Uribe, J. M. and Mejía, J. F. (2014). Burbujas financieras y comportamiento reciente de los mercados de acciones en América Latina. *Lecturas de Economía*, 81, 57-90.
12. Wu, Y. (1997). Rational bubbles in the stock market: Accounting for the u.s. stock - price volatility. *Economic Inquiry*, 35(2), 309-319.

## Annex

### Derivation of Linear Utility Asset Pricing Equation

In this appendix we will derive the equation 14. To begin with, we found out that dividends  $d_t$  follow a process ARIMA(4, 1, 0) i.e.

$$\Delta d_t = \alpha_1 \Delta d_{t-1} + \alpha_2 \Delta d_{t-2} + \alpha_3 \Delta d_{t-3} + \alpha_4 \Delta d_{t-4} + u_t \quad (21)$$

We can rewrite 21 as an AR(1) process:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \\ \Delta d_{t-2} \\ \Delta d_{t-3} \end{bmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_A \underbrace{\begin{bmatrix} \Delta d_{t-1} \\ \Delta d_{t-2} \\ \Delta d_{t-3} \\ \Delta d_{t-4} \end{bmatrix}}_{Y_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}}_{U_t} \quad (22)$$

Updating 22 one period we have:

$$Y_{t+1} = AY_t + U_{t+1} \quad (23)$$

Forward updating equation 23 until period  $t + j$ :

$$Y_{t+j} = A^j Y_t + \sum_{i=0}^{j-1} A^i U_{t+j-i} \quad (24)$$

Multiplying 24 by the vector (1x4)  $J = [1, 0, 0, 0]$  and applying the  $E_t [ \ ]$  operator, we have:

$$\begin{aligned}
E_t[d_{t+j}] &= E_t[d_{t+j-1}] + JA^j Y_t \\
E_t[d_{t+j}] &= E_t[d_{t+j-2}] + JA^{j-1} Y_t + JA^j Y_t \\
&\vdots \\
E_t[d_{t+j}] &= d_t + J \left( \sum_{i=1}^j A^i \right) Y_t
\end{aligned} \tag{25}$$

Thus:

$$E_t[d_{t+j}] = d_t + (I - A)^{-1} A (I - A^j) Y_t \tag{26}$$

In the same way, we can start at  $Y_t = AY_{t-1} + U_t$  to arrive to:

$$E_{t-1}[d_{t+j-1}] = d_{t-1} + (I - A)^{-1} A (I - A^j) Y_{t-1} \tag{27}$$

Therefore:

$$E_t[d_{t+j}] - E_{t-1}[d_{t+j-1}] = \Delta d_t + (I - A)^{-1} A (I - A^j) \Delta Y_t \tag{28}$$

Similarly, an ARIMA(3, 0, 0) process was found for  $m_t$ . We can rewrite it as an AR(1) process:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} m_t \\ m_{t-1} \\ m_{t-2} \end{bmatrix}}_{X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} c \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}}_C + \underbrace{\begin{bmatrix} \psi_1 & \psi_2 & \psi_3 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_B \underbrace{\begin{bmatrix} m_{t-1} \\ m_{t-2} \\ m_{t-3} \end{bmatrix}}_{X_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} v_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}}_{V_t} \tag{29}$$

Starting with equation 29 and repeating the process we did for  $d_t$  considering a vector (1x3)  $K = [1, 0, 0]$ , we obtain:

$$E_t \left[ m_{t+j+1} \right] - E_{t-1} \left[ m_{t+j} \right] = KBB^j \Delta X_t \quad (30)$$

Substituting 29 and 30 into the price equation 12, we have:

$$\Delta p_t = \frac{\bar{m}}{1-\bar{m}} \Delta d_t + \bar{m} J (I-A)^{-1} A \left( \frac{1}{1-\bar{m}} I - (I-\bar{m}A)^{-1} \right) \Delta Y_t + (\bar{p} + \bar{d}) KB (I-\bar{m}B)^{-1} \Delta X_t + \Delta b_t \quad (31)$$

It is a matter of algebra to arrive from equation 30 to equation 14.

# Una revisión a la Curva de Phillips en Bolivia

## A review of the Phillips Curve in Bolivia

*Mauricio Mora Barrenechea\**

### Resumen

El presente documento realiza una investigación empírica exploratoria sobre el estado de la pendiente de la Curva de Phillips para la economía boliviana con datos trimestrales, para el periodo entre 1992T2–2019T4, empleando el Método Generalizado de Momentos (GMM) con regresiones recursivas. Para tal efecto, se estimó una brecha de producto consistente con la teoría económica. Se encuentra que la brecha del producto tiene un efecto positivo y significativo sobre la inflación en el corto plazo, por lo que la Curva de Phillips se cumple. Más aún, se habría fortalecido el vínculo entre la inflación y el ciclo económico en los últimos años. Si bien la inercia inflacionaria es el principal determinante en la formación de precios, la importancia de las expectativas aumentó con el tiempo. Por su parte, el efecto del sector externo disminuyó en el último lustro.

**Palabras clave:** Curva de Phillips; Método generalizado de momentos; regresiones recursivas.

### Abstract

This paper conducts exploratory empirical research on the status of the slope of the Phillips curve for the Bolivian economy with quarterly data, for the period between 1992Q2–2019Q4, using the Generalized Method of Moments (GMM) with recursive regressions. For

---

\* Las conclusiones, opiniones y puntos de vista expresados en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor, no comprometiéndolo de ninguna manera a la institución donde desenvuelve sus actividades laborales. Contacto: lmaurimorab@gmail.com.



this purpose, an output gap consistent with economic theory was estimated. The results show that the output gap has a positive and significant effect on inflation in the short term, so the Phillips Curve does hold. Furthermore, the link between inflation and the business cycle has been strengthened in recent years. Although inflationary inertia is the main determinant in price formation, the importance of expectations increased over time. The effect of the external sector decreased in the last five years.

**Keywords:** Phillips Curve; Generalized Method of Moments; recursive regressions.

**Clasificación/Classification JEL:** C32, C51, E31, E32

## 1. Introducción

Una manera de estudiar el comportamiento de los precios es a partir de la relación de corto plazo entre la inflación y el desempleo como la plantea la Curva de Phillips (Parkin, 2009). Este concepto económico ha sido la principal herramienta macroeconómica para entender el comportamiento de la inflación (Mendieta y Barber, 2017). Fue desarrollada por William Phillips, quien afirmó que existía una relación estable e inversa entre los salarios (inflación) y el desempleo (Phillips, 1958). Dicha ecuación permitió conectar el mercado laboral con el mercado monetario y daba indicios de que una política dirigida a la estabilidad de precios promovía el desempleo.

No obstante, la Curva de Phillips no ha estado exenta de duras críticas. Milton Friedman y Edmund Phelps afirmaron que esta relación solo era aplicable a corto plazo y que, a largo plazo, las políticas inflacionarias no disminuirían el desempleo<sup>1</sup> (Phelps, 1967; Friedman, 1968). En los años setenta, la validez de la Curva de Phillips fue puesta aún más en duda cuando surgió el fenómeno de la estanflación<sup>2</sup>; varios países experimentaron altas tasas de inflación y de desempleo conjuntamente.

---

1 La curva de Phillips a largo plazo se ve como una línea vertical en el punto de la tasa natural de desempleo.

2 La estanflación es una adaptación directa del término en inglés "*stagflation*", un concepto que se hizo conocido en la década de los 60 cuando la economía británica atravesó por un período de alta inflación, aumento del desempleo y estancamiento de la economía. Este fenómeno se consolidó durante la crisis del petróleo de 1973. En términos generales, el alza extraordinaria del precio de este *commodity* provocó un mayor costo de producción, que las empresas traspasaron directamente a los precios finales de los bienes, provocando un menor consumo y, por ende, una menor producción y un mayor desempleo.

Surgió evidencia empírica que demostraba que en la práctica la Curva de Phillips no se cumpliría. Por ejemplo, Campoverde *et al.* (2016), con datos entre 1991 y 2015, encontraron que el desempleo no es significativo para explicar la inflación en América Latina y que el cumplimiento de la Curva de Phillips depende del contexto económico de cada país.

Recientemente, la inflación, tanto en economías avanzadas como emergentes, mostró un comportamiento estable y en niveles bajos, lo que ha llevado a diversos autores a creer que la relación de la curva de Phillips se ha debilitado y la pendiente se ha aplanado (Kuttner y Robinson, 2010; Ball y Mazumder, 2011; Matheson y Stavrev, 2013; o FMI, 2013). Esto implicaría que la inflación responde en menor medida al ciclo de la actividad económica, es decir, el proceso de formación de los precios es menos sensible al grado de utilización de los recursos productivos en el mercado laboral y en el mercado de productos.

Según Montoriol (2015) y Occhino (2019), este aplanamiento se debería a dos transformaciones fundamentales. La primera está relacionada con la forma en la que la política monetaria ha logrado estabilizar la inflación, lo que propició una mayor confianza en los bancos centrales y, por ende, permitió anclar las expectativas de los agentes económicos. La segunda consiste en la globalización, la reducción de las barreras al comercio y el aumento de la competencia global, que habrían provocado que la inflación sea menos sensible a los ciclos de la demanda doméstica.

En el presente documento se realiza una investigación empírica exploratoria sobre el estado de la pendiente de la Curva de Phillips (determinar si se aplanó como en otros países). Para ello se estimó una Curva de Phillips Neo-Keynesiana (CPNK) empleando el Método Generalizado de Momentos (GMM, por su acrónimo en inglés), el instrumento más utilizado en literatura al respecto, utilizando datos trimestrales y tomando como referencia el periodo entre 1992T2 y 2019T4.

Dos aspectos distinguen a este documento de otros trabajos previos. En primer lugar, para aproximar de la mejor forma posible los efectos de los costos marginales, se estimó una brecha de producto consistente con la teoría económica. Se empleó un modelo multivariado en forma estado-espacio que toma en cuenta la propia Curva de Phillips, en vez de utilizar los filtros estadísticos univariados convencionales. En segundo lugar, para aproximar los efectos de las expectativas, se estimó la tendencia de la inflación, para obtener una serie más extensa.

Adicionalmente, se realizó un ejercicio de regresiones recursivas para analizar si cambiaron en el tiempo los coeficientes de la CPNK.

La distribución del documento es la siguiente. En la sección dos se realiza una breve revisión bibliográfica sobre la CPNK, con un repaso de los resultados para Bolivia. Posteriormente, se exponen los datos y la metodología empleada. En la sección cuatro se encuentran los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, se presentan las conclusiones.

## 2. Revisión de literatura

La crítica teórica, como la de Friedman y Phelps, provocó que desde los años ochenta la Curva de Phillips atravesara por importantes cambios que condujeron al surgimiento de la Curva de Phillips Neo-Keynesiana (CPNK). Según Galí y Monacelli (2005), la CPNK se deriva de fundamentos microeconómicos sólidos que consideran tres aspectos principales: i) expectativas racionales (que dieron surgimiento a la versión *forward-looking* de la Curva de Phillips<sup>3</sup>), ii) competencia imperfecta (monopolística) y iii) rigideces de precios.

Una característica importante de la modelación de la dinámica de la inflación en el corto plazo es la introducción de cierta rigidez nominal de precios, en línea con los trabajos de Fischer (1977) y Taylor (1980). En ese sentido, el trabajo de Galí y Gertler (1999) dio una importante contribución a la investigación empírica al introducir inercia en el modelo teórico, produciendo rezagos de la inflación en el modelo de Calvo (1983)<sup>4</sup>. Esto dio surgimiento a la versión híbrida de la CPNK, permitiendo la presencia de agentes *backward-looking* y *forward-looking* a la vez. No obstante, la dificultad teórica para justificar la introducción de un rezago ha sido la principal crítica de este tipo de modelos (D'Amato y Garegnani, 2009).

En el modelo propuesto por Galí y Gertler (1999), la inflación de corto plazo sigue este proceso:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t(\pi_{t+1}) + \delta mc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

3 Las versiones puramente *forward-looking* de la CPNK también han sido criticadas (Fuhrer y Moore, 1995; Rudd y Whellan, 2007).

4 Para comprender de forma más detallada cómo se incorpora la persistencia, se recomienda ver D'Amato y Garegnani (2009).

Donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación en el presente,  $E_t$  representa las expectativas de inflación un periodo adelante,  $mc_t$  es el costo marginal y  $\varepsilon_t$  es un shock aleatorio. El coeficiente  $\varnothing$  se encuentra entre 0 y 1, lo que permite obtener la verticalidad de la Curva de Phillips en el largo plazo. La introducción de un rezago de la inflación responde a la necesidad de modelar la persistencia en la determinación de los precios.

Debido a que muchas economías se caracterizan por ser pequeñas y abiertas, surgió la necesidad de incorporar los shocks del sector externo como variables explicativas del comportamiento de la inflación de corto plazo. Típicamente, esto se logra introduciendo el tipo de cambio (*pass-through*) o alguna variable que refleje el nivel de los precios externos (precios internacionales de *commodities* o la inflación de socios comerciales). En ese sentido, en varios trabajos se ha modificado la especificación de Galí y Gertler (1999) para incorporar el sector externo de la siguiente manera:

$$\pi_t = \varnothing_1 \pi_{t-1} + \varnothing_2 E_t(\pi_{t+1}) + \delta mc_t + \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde  $x_t$  representa la o las variables que aproximan los efectos del sector externo sobre la inflación doméstica. Dicha modificación se puede encontrar en Galí y Monacelli (2005), D'Amato y Garegnani (2009), Acosta *et al.* (2011), Milucka (2014), Lanau *et al.* (2018) o Aquino (2019). Ésta es la especificación que se emplea en el presente documento, la cual va en línea con los trabajos que se realizaron previamente para el caso de Bolivia.

## 2.1. La Curva de Phillips en Bolivia

Como en diversos países, en Bolivia también existe literatura sobre la aplicación de la Curva de Phillips, aunque no es extensa. Se puede mencionar el trabajo de Mendieta y Rodríguez (2007), quienes estimaron por GMM diversas CPNK con datos mensuales y trimestrales. Introdujeron el coeficiente de traspaso del tipo de cambio al nivel de precios (*pass-through*) y el “Índice de precios externo” (IPE)<sup>5</sup> Relevante del Banco Central de Bolivia (BCB). Sus resultados señalan que el componente *forward-looking* es más importante que el *backward-*

5 El IPE es una variable que se construye en el BCB; es un promedio ponderado de la inflación de los principales socios comerciales de Bolivia, el cual considera tanto las variaciones de precios de estos países como el efecto de las fluctuaciones cambiarias de sus monedas.

*looking*. Asimismo, la brecha del producto tendría un efecto positivo, aunque bajo respecto al resto de las variables.

Posteriormente, Valdivia (2008) también estimó una CPNK con un modelo GMM, aunque incluyendo características propias de la economía boliviana, como la dependencia de insumos importados, conflictos sociales y el alto grado de dolarización observado en el periodo de estudio, entre otros. Encontró que existe una alta frecuencia de fijación de precios, por lo que el *trade-off* entre la inflación y el producto es débil, dando indicios de una curva de Phillips semivertical.

Acosta *et al.* (2011) analizan el comportamiento de la inflación en once países de América Latina mediante un panel dinámico de Curvas de Phillips de frecuencia trimestral. En el caso de Bolivia, encontraron que la inercia inflacionaria y la brecha del producto (aunque con un efecto bajo) son importantes en la dinámica de la inflación, al igual que en el resto de los países de la región. Los movimientos de los precios de los *commodities* son importantes, pero el tipo de cambio resulta no ser significativo, contrario a los resultados de Mendieta y Rodríguez (2007) y Valdivia (2008).

Murillo (2014) estimó una CPNK con datos mensuales para el período comprendido entre 2006 y 2014, y encontró que la inflación, en el corto plazo, responde en mayor medida a su inercia y al ciclo de la actividad económica, aproximada mediante el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) real en términos mensuales. La inflación importada también tendría un efecto significativo, mientras que las expectativas tendrían un menor efecto.

En general, los resultados señalan que en Bolivia la inercia (componente *backward-looking*) juega un rol importante, por lo que los agentes económicos considerarían en mayor medida la inflación pasada que la esperada al momento de establecer los precios. Finalmente, los efectos del ciclo de la actividad económica tienen un efecto positivo, pero bajo, por lo que, se podría señalar que en Bolivia existe una pendiente más aplanada de la Curva de Phillips.

### 3. Datos y metodología

La inflación se aproximó a partir de las variaciones del “Índice de precios al consumidor” (IPC) que reporta el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia. Para representar el componente *backward-looking* simplemente se utilizó el rezago de un periodo anterior de la inflación. En cuanto al resto de los componentes, se utilizaron las siguientes variables.

#### 3.1. Componente *Forward-looking*

Típicamente, este componente se ha aproximado a partir de las expectativas de los agentes económicos obtenidas de encuestas; no obstante, éstas presentan algunos inconvenientes. Por un lado, está el problema de agregación (Coibion *et al.* 2018), es decir, cuál es la mejor forma de juntar o resumir una gran cantidad de pronósticos de encuestas individuales. Según Binder (2015), las estimaciones empíricas de los parámetros de la Curva de Phillips pueden variar dependiendo si se utiliza la mediana o la moda de las expectativas, o las expectativas de los hombres en lugar de las de las mujeres. Cualquier elección es difícil de justificar.

Otro aspecto que se debe considerar es el hecho de que muchas de las encuestas están dirigidas a especialistas, pronosticadores profesionales, economistas, entre otros<sup>6</sup>. Sin embargo, como señalan Meeks y Monti (2019), la idea no es incorporar en un modelo las expectativas más “racionales”, sino las que influyen en el comportamiento de la inflación observada. En efecto, Coibion y Gorodnichenko (2015), al estimar la Curva de Phillips, obtuvieron mejores resultados utilizando las expectativas de los hogares.

Otra forma de modelar el componente *forward-looking* es asumir la presencia de expectativas racionales con información completa (*full-information rational expectations*), es decir, los agentes pueden predecir perfectamente la inflación futura. Bajo este supuesto, la inflación esperada es reemplazada por la inflación observada ex post ( $\pi_{t+1}$ ), en trabajos como los de Amberger y Fendel (2017) o Yiqun (2019). No obstante, existen investigaciones que han encontrado que las expectativas de la población no son racionales (Croushore, 1993; Roberts, 1998; Mankiw *et al.*, 2003; y Coibion *et al.* 2018)<sup>7</sup>.

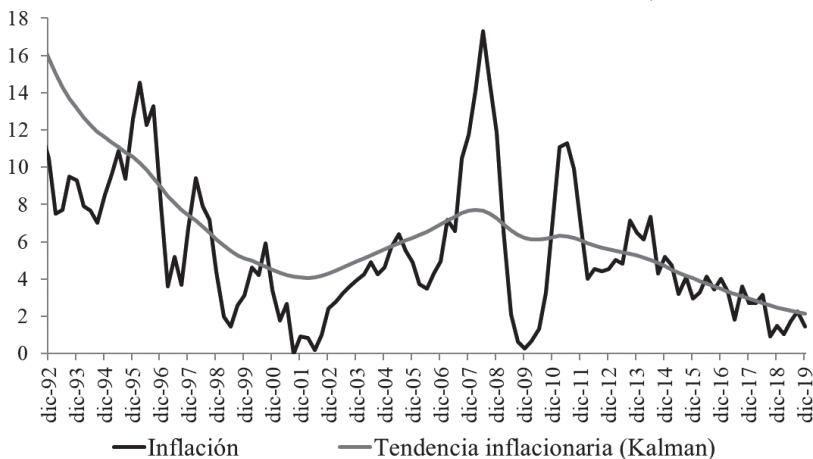
6 En el caso de Bolivia, en la Encuesta de Expectativas Económicas del BCB participan ejecutivos y/o asesores de instituciones financieras, empresas privadas, académicos y consultores.

7 Para mayor información en contra de la hipótesis de expectativas racionales, ver Coibion *et al.* (2018).

Mavroeidis *et al.* (2014) realizan una discusión más profunda sobre el desafío que representa utilizar una inflación esperada no observable. Consideran tres opciones: i) reemplazar las expectativas por realizaciones y el uso de rezagos de las variables como instrumentos, ii) derivar las expectativas de un modelo VAR, y iii) usar encuestas de expectativas. Según los autores, todas las opciones requieren el uso de instrumentos para abordar el problema de la simultaneidad. Otra opción es utilizar las expectativas de inflación derivadas de los mercados financieros, como lo hicieron Melnick y Strohsal (2016).

En el presente documento, se descartó el uso de las expectativas de inflación de la encuesta del BCB, porque solo se tienen datos desde 2005. Para modelar el componente *forward-looking* se utilizó como variable *proxy* la tendencia de la inflación obtenida a partir de un filtro. Las expectativas de corto plazo (aquellas relacionadas con horizontes de uno o dos años), a menudo parecen seguir de cerca la tendencia de la inflación (Meeks y Monti, 2019). De esta forma, se utilizó una variable que aproxime el comportamiento de las expectativas de inflación y que además cuente con información para un horizonte de tiempo más extenso (Gráfico 1). Se calculó la tendencia inflacionaria utilizando el filtro de Kalman (1960)<sup>8</sup>.

**Gráfico 1: Inflación a doce meses y tendencia inflacionaria (en porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística.

8 La especificación que se utilizó se encuentra en el Anexo 1.

### 3.2. Costos marginales

Los costos marginales determinan el grado de relación entre la inflación y el ciclo de la actividad económica; representa el “*economic slack*”<sup>9</sup>. Asimismo, se puede obtener la tasa de sacrificio, es decir, el porcentaje de producción al que la economía tiene que renunciar por cada punto porcentual de reducción en la inflación. Si bien es una variable trascendental en la relación de la Curva de Phillips, el problema es cómo aproximarla.

Como se indica en BCRP (2019), en países avanzados, donde existe una mayor calidad de datos del mercado laboral, se puede utilizar la brecha del desempleo<sup>10</sup> o los costos laborales (salarios)<sup>11</sup>, mientras que en economías emergentes, donde existe un mayor grado de informalidad laboral, se emplea comúnmente la brecha del producto (diferencia entre la producción observada y la potencial). A pesar de que esta variable no es observable y se debe realizar estimaciones previas, esto no implica que no pueda ser una buena aproximación de las fuerzas del mercado. Acorde con Neiss y Nelson (2002), si la brecha del producto se define consistentemente con la teoría económica, puede producir resultados al menos tan buenos como los costos marginales.

Para obtener una buena aproximación de la brecha del producto, se empleó un modelo multivariado en forma estado-espacio, en vez de utilizar los filtros estadísticos univariados convencionales. Se utilizó la propia Curva de Phillips para obtener una brecha consistente con la teoría económica<sup>12</sup> (Gráfico 2).

9 Según el Banco Central Europeo, “*economic slack*” se traduce como “capacidad productiva sin utilizar”. Normalmente existe capacidad productiva sin utilizar cuando la demanda es insuficiente para absorber todo lo que la economía es capaz de producir.

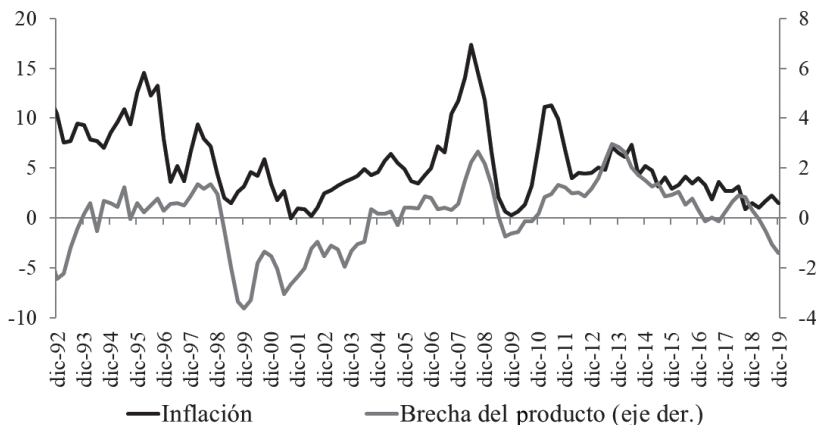
10 Por ejemplo, Vogel (2008), Ball y Mazumder (2011); Matheson y Stavrev (2013) o Karlsson y Österholm (2018).

11 Por ejemplo, Galí y Gertler (1999) o Galí *et al.* (2001).

12 En primera instancia, se buscaba utilizar la Ley de Okun, sin embargo, no se contaba con la información suficiente del desempleo. La especificación que se utilizó se encuentra en el Anexo 2.



**Gráfico 2: Inflación a doce meses y la brecha del producto (en porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística.

### 3.3. Sector externo

La inclusión de variables exógenas permite capturar los factores externos que, directa o indirectamente, afectan al desenvolvimiento de la inflación interna, toda vez que Bolivia es una economía pequeña y abierta. Los efectos externos normalmente son aproximados a través de las variaciones de tipo de cambio debido al efecto traspaso.

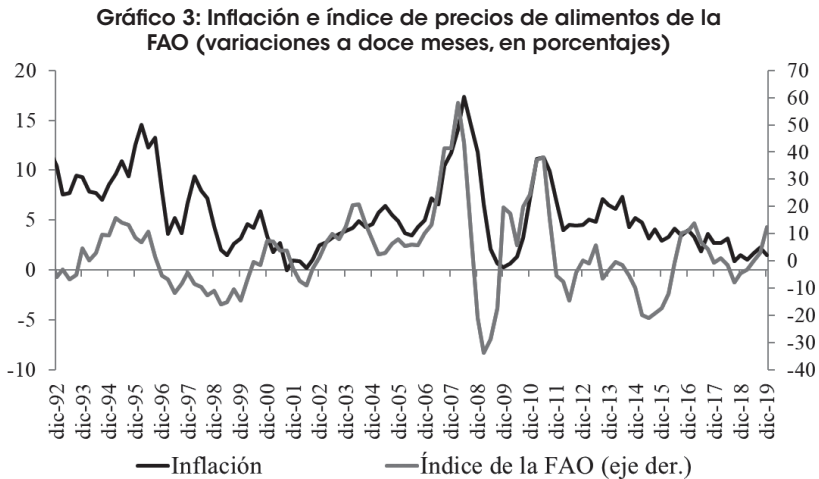
No obstante, en Bolivia, la evolución del tipo de cambio refleja cambios marcados: i) depreciaciones entre los años 90 y mediados de los 2000; ii) apreciaciones entre mediados de 2005 y 2010; y iii) una etapa de estabilidad cambiaria desde el año 2011 a la fecha de la realización de este documento. Estos periodos representan cambios estructurales importantes en la evolución de esta variable, lo cual pudo haber afectado incluso a la relación de la inflación y sus determinantes. Trabajar con una variable con cambios tan marcados y que no presente variaciones por un largo periodo representa un desafío adicional, puesto que se requieren metodologías que consideren la presencia de quiebres estructurales.

En ese sentido, en el presente documento no se considerará esta variable, toda vez que el objetivo principal es analizar la relación entre la inflación y el ciclo de la actividad económica en Bolivia. Dicha decisión limitará en cierta medida los resultados que se obtendrán, puesto que el efecto de las variaciones cambiarias sobre la inflación doméstica es relevante (en efecto,

existe una extensa literatura que analizó el efecto traspaso en el caso boliviano) y además que los quiebres estructurales que presenta el tipo de cambio tendrían implicancias en la estimación de la CPNK.

Con respecto a los estudios previos de la Curva de Phillips en Bolivia, mientras que tanto Mendieta y Rodríguez (2007) como Valdivia (2008) encontraron que el tipo de cambio tiene un efecto importante, Acosta *et al.* (2011) señalan que el tipo de cambio no es significativo. Por su parte, Murillo (2014) indica que no sería pertinente incluir el tipo de cambio nominal, puesto que, en los últimos años, sus movimientos reflejarían un comportamiento rezagado de la inflación externa.

Como variable alternativa se empleó el “Índice de precios de alimentos” de la FAO<sup>13</sup> (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, por sus siglas en inglés) para aproximar las presiones inflacionarias externas (Gráfico 3). Se decidió usar este índice por los siguientes motivos: i) el precio del petróleo no tiene efectos directos sobre los precios de los combustibles porque estos están subsidiados; ii) los alimentos son el grupo con mayor peso en la canasta básica del IPC (42% según la base 2016); iii) existe evidencia empírica respecto a los efectos de los precios internacionales de los alimentos sobre la inflación doméstica (BCB, 2008; Acosta *et al.*, 2011; y Mora, 2020).



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y la FAO.

<sup>13</sup> Los datos se obtuvieron de la página web de la FAO.

### 3.4. Metodología de estimación

Se optó por el Método Generalizado de Momentos (GMM) desarrollado por Hansen (1982), como la herramienta más apropiada para este análisis, porque es simple de implementar y arroja resultados más robustos que otras alternativas (Mavroeidis *et al.*, 2014). No por nada ha sido la herramienta más utilizada para estimar la Curva de Phillips (Roberts, 1995; Galí y Gertler, 1999; Mendieta y Rodríguez, 2007; D'Amato y Garegnani, 2009; Murillo, 2014; Mavroeidis *et al.*, 2014; Coibion y Gorodnichenko, 2015; Medel, 2015; Amberger y Fendel, 2017; Ferreira *et al.*, 2018; Coibion *et al.* 2018; y Aquino, 2019).

La identificación se obtiene a través de restricciones de exclusión, es decir, se excluyen los rezagos de las variables del modelo y se las usa como instrumentos. Según D'Amato y Garegnani (2009), una de sus principales ventajas es que no requiere la imposición de una determinada distribución de probabilidades a las variables y es consistente con la presencia de agentes económicos que tienen un comportamiento optimizador de manera intertemporal.

Acorde con D'Amato y Garegnani (2009), en un contexto en el cual los agentes económicos utilizan la información presente y pasada disponible de manera eficiente (expectativas racionales), el error de pronóstico de la inflación futura no está correlacionado con el conjunto de información disponible al momento  $t$ . En términos de la ecuación (2), esto se reflejaría de la siguiente manera:

$$E \left\{ \left( \pi_t - \varnothing_1 \pi_{t-1} - \delta mc_t - \gamma x_t \right) z_t \right\} = 0 \quad (3)$$

Donde  $Z_t$  es un vector de variables (instrumentos) correspondientes al periodo  $t$  y a periodos previos. Por lo que una forma natural de resolver la ecuación (3) es mediante un GMM. Definamos  $y$  como un conjunto de observaciones de una variable aleatoria, cuya función de probabilidad depende de un vector de parámetros desconocidos ( $\theta$ ), tal que:

$$E \left( f \left( y_t, \theta \right) \right) = 0$$

Para  $\theta = \theta_0$ , el verdadero valor de los parámetros.

Como señalan D'Amato y Garegnani (2009), para estimar de manera eficiente un modelo GMM se necesitan los momentos de la muestra  $f_t(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T f(y_t, \theta)$  y una matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación (HAC, por sus siglas en inglés). Esta matriz HAC requiere que se defina un método *kernel* (para ponderar las covarianzas de modo que la matriz HAC sea semi-definida positiva) y un parámetro *bandwidth* (para truncar los rezagos de las autocovarianzas). Finalmente, para evaluar si todos los momentos muestrales son cercanos a cero (considerando que los momentos poblacionales correspondientes fueran cero), se aplica el test propuesto por Hansen (1982), el cual consiste en un Estadístico  $-J \sim \chi^2(p - q)$ , donde  $p$  representa el número de condiciones de ortogonalidad y  $q$  el número de parámetros a estimar

#### 4. Resultados empíricos

La estimación de la ecuación (2) se realizó con datos de frecuencia trimestral tomando como referencia el periodo 1992T2–2019T4<sup>14</sup>. El IPC, la tendencia inflacionaria y el índice de la FAO se introdujeron en variaciones a doce meses, con el propósito de evitar lidiar con la estacionalidad de las series. Asimismo, la brecha del producto se construyó utilizando las variables con sus variaciones a doce meses. Se realizaron pruebas de raíz unitaria para corroborar que todas las variables que se introducen en el modelo sean estacionarias aplicando el test de Phillips y Perron (1988). Los resultados señalan que, a diferentes niveles de significancia, todas las variables son estacionarias (Cuadro 1).

**Cuadro 1**  
**Prueba de raíz unitaria**

	Prueba de Phillips y Perron	
Inflación	0.0598	(Con intercepto)
Tendencia inflacionaria	0.0003	(Con intercepto)
Brecha del producto	0.0226	(Sin intercepto)
Índice de la FAO	0.0955	(Con intercepto)

Fuente: Elaboración propia.

<sup>14</sup> El periodo de análisis inicia en el segundo trimestre de 1992 porque desde esa fecha se obtuvo la brecha de producto con el filtro de Kalman, que se explica en el Anexo 2. No se consideraron los datos de la gestión 2020, puesto que éstos reflejan un quiebre estructural importante por el impacto de la pandemia por COVID-19, que distorsionaría los resultados finales.

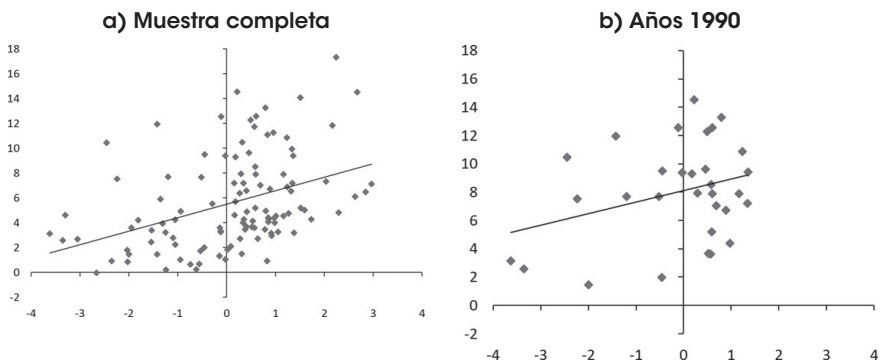
#### 4.1. Análisis descriptivo

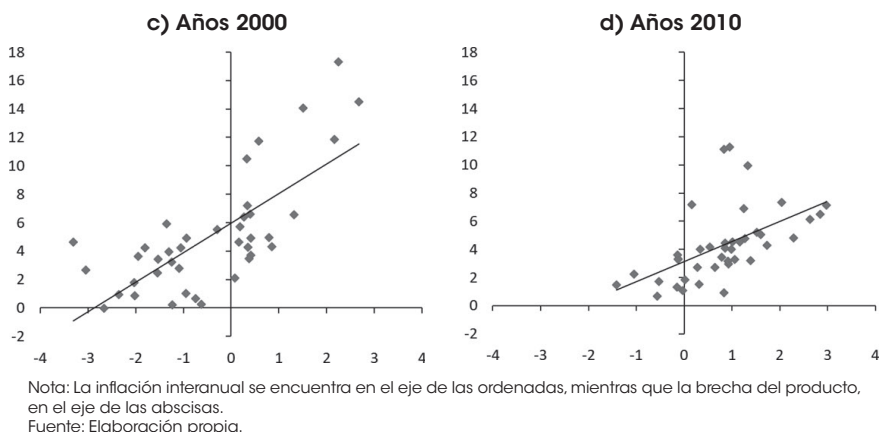
Un primer análisis del estado de la pendiente de la Curva de Phillips se puede obtener utilizando diagramas de dispersión (Gráfico 4). El análisis del total de la muestra refleja la existencia de una relación positiva entre la inflación a doce meses y la brecha del producto, acorde con la teoría (Gráfico 4a), es decir, periodos en los que la economía se aceleraba por encima de su nivel de largo plazo, se producían presiones inflacionarias.

Si se analiza por décadas, en los años noventa (Gráfico 4b), la relación refleja una pendiente más plana, es decir, no era tan clara la relación entre estas variables, puesto que se observaban altas tasas de inflación, aun cuando la brecha del producto era negativa, dando indicios de que otras variables eran más determinantes.

En la década de los 2000 (Gráfico 4c) se observa una relación más clara entre ambas variables, lo que denota la importancia del ciclo de la economía en la formación de los precios internos en dicho periodo. Finalmente, en la década de los 2010 (Gráfico 4d), si bien se observa una pendiente positiva, ésta no presenta el mismo grado de inclinación, lo cual iría en línea con la literatura reciente, que indica que la pendiente de la Curva de Phillips se ha ido aplanando.

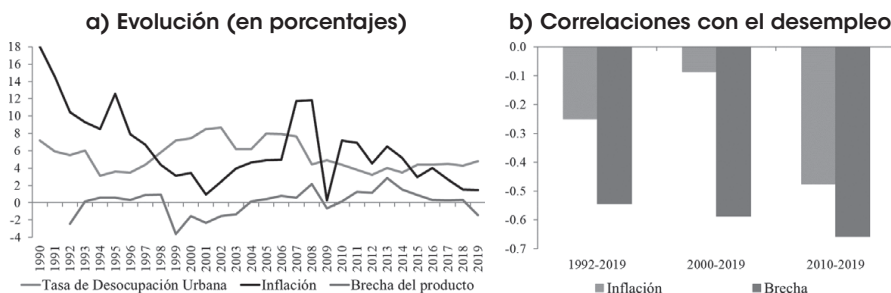
**Gráfico 4: Diagrama de dispersión entre la inflación y la brecha del producto**





Para complementar el análisis descriptivo, se realizó una comparación entre la evolución de la inflación, la brecha del producto y la tasa de desempleo urbano con datos anuales. Se puede apreciar que, en periodos de altas tasas de inflación, la tasa de desocupación era baja, y viceversa (Gráfico 5a). Un análisis de correlaciones cruzadas corrobora la relación inversa que existiría entre ambas variables, la cual sería más fuerte en los últimos diez años (Gráfico 5b). En ese sentido, las bajas tasas de inflación en Bolivia en los últimos cinco años se explicarían por la presencia de capacidad productiva sin utilizar. Por otra parte, existe una relación inversa entre la tasa de desocupación y la brecha del producto estimada, por lo cual, esta última podría ser una buena aproximación del *economic slack*.

**Gráfico 5: Inflación anual, tasa de desocupación urbana y brecha del producto**



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística.

## 4.2. Resultados de la estimación

En esta sección se realiza la estimación de la CPNK híbrida siguiendo la especificación en la ecuación (2). A fin de evaluar la robustez del modelo, se estimaron diversos modelos GMM, considerando diferentes especificaciones de la matriz HAC que se mencionó en la Sección 3.4. Se utilizó entre uno hasta tres rezagos de las variables que ingresaron al modelo como instrumentos.

**Cuadro 2**  
**Resultados de la estimación por GMM**

Variables	GMM	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	Newey-West Fijo	Newey-West Fijo	Andrews	Newey-West Variable
<b>Backward looking</b>	0.46 (0.00)	0.46 (0.00)	0.46 (0.00)	0.48 (0.00)
<b>Forward looking</b>	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.40 (0.00)	0.39 (0.00)
<b>Brecha del producto</b>	0.43 (0.05)	0.43 (0.05)	0.43 (0.05)	0.39 (0.03)
<b>Sector externo</b>	0.08 (0.00)	0.08 (0.00)	0.08 (0.00)	0.08 (0.00)
<b>Estadístico-J</b>	8.55	8.55	8.99	4.61
<b>Prob (Estadístico-J)</b>	(0.07)	(0.07)	(0.06)	(0.33)

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados presentados en el Cuadro 2 reflejan que los modelos son robustos a los cambios en la especificación de la matriz HAC. Asimismo, las pruebas de restricciones de sobreidentificación de cada estimación medidas a partir del Estadístico-J, revelan que los instrumentos utilizados serían válidos<sup>15</sup>.

Se puede apreciar que el componente más importante para explicar la evolución de la inflación en el corto plazo es su rezago (*backward-looking*), es decir, en la formación de precios los agentes consideran en mayor medida la inflación pasada. Este resultado iría en línea con los obtenidos por Valdivia (2008), Acosta *et al.* (2011) y Murillo (2014). No obstante, el

<sup>15</sup> Adicionalmente se realizaron las pruebas de ortogonalidad y de endogeneidad, que se encuentran en el Anexo 3.

componente *forward-looking* también tendría un efecto significativo, es decir, las expectativas de los agentes económicos también ayudan a explicar el comportamiento de la inflación observada. Los shocks del sector externo son significativos, aunque sus coeficientes son bajos respecto al resto de los componentes, hecho que llama la atención, dado que en los últimos años el grado de integración comercial de Bolivia aumentó.

En cuanto a la brecha del producto, éste tiene un coeficiente positivo y significativo (estadísticamente), dando indicios de que la Curva de Phillips sí se verifica en el caso boliviano. Es decir, el ciclo de la actividad económica permite explicar, en cierta medida, el comportamiento de la inflación. El aumento de la brecha del producto en un punto porcentual (pp) aceleraría a inflación en 0.4pp. Dicho resultado daría indicios de que no existe una Curva de Phillips aplanada, como se ha encontrado en la literatura más reciente. En efecto, los coeficientes estimados son mayores a los encontrados en otros países de la región. Por ejemplo, en Chile sería de 0.27 (Medel, 2015), en Brasil sería 0.16 (Ferreira *et al.*, 2018), en Colombia sería 0.10 (Lanau *et al.*, 2018), y en Perú sería de 0.07 (Aquino, 2019).

Por último, se corroboró la presencia de una Curva de Phillips vertical en el largo plazo. Para tal efecto, siguiendo los trabajos de D'Amato y Garegnani (2009) y Murillo (2014), se realizó un test de Wald para probar la hipótesis de que  $\varnothing_1 + \varnothing_2 + \gamma = \mathbf{1}$ . Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de verticalidad en el largo plazo al 1% de probabilidad (Cuadro 3).

**Cuadro 3**  
**Evaluación de verticalidad en el largo plazo**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>
	<b>Newey-West Fijo</b>	<b>Andrews</b>	<b>Newey-West Variable</b>
<b>Valor</b>	4.38	4.21	7.26
<b>Probabilidad</b>	(0.04)	(0.04)	(0.01)

Fuente: Elaboración propia.

### 4.3. Evolución temporal de los coeficientes

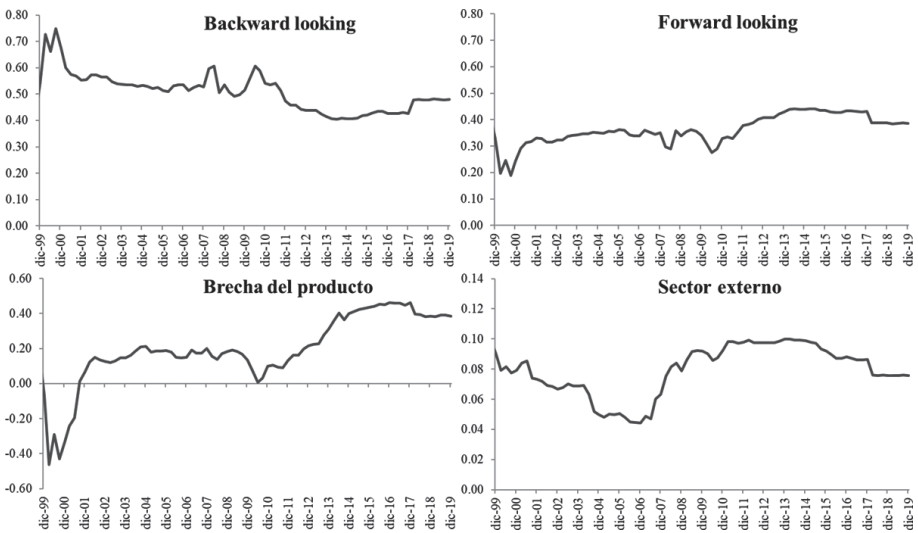
La estimación de los coeficientes de esta relación macroeconómica permite tener una idea general de cómo se forma la inflación. No obstante, la dinámica de la inflación no es estática,



sino que varía según diversos factores subyacentes. Amberger y Fendel (2017) identifican los siguientes factores: las rigideces nominales por la frecuencia de los ajustes de precios (Riggi y Venditti, 2014), la volatilidad microeconómica y la incertidumbre (Vavra, 2014; Baley y Blanco, 2013), el nivel de inflación (Ball y Mazumder, 2011), shocks temporales como impuestos indirectos y precios de materias primas (Comisión Europea, 2014), la credibilidad del Banco Central (FMI, 2013) y la globalización (Stevens, 2013).

Analizar cómo cambiaron en el tiempo los coeficientes de la Curva de Phillips permite tener una mejor comprensión de la evolución actual de la inflación y del grado de efectividad de las acciones de política monetaria (Amberger y Fendel, 2017). Normalmente, este tipo de análisis se debería realizar con un filtro de Kalman,<sup>16</sup> no obstante, también se puede llevar a cabo mediante regresiones recursivas (*rolling regressions*), que consisten en estimaciones de la CPNK considerando diferentes horizontes de tiempo. En ese sentido, se realizó un análisis de cómo cambiaron los coeficientes de la CPNK, utilizando los resultados del Modelo 3 con estimaciones a diferentes periodos (Gráfico 6).

**Gráfico 6: Evolución de los coeficientes de la CPNK**



Fuente: Elaboración propia.

<sup>16</sup> Se intentó estimar una CPNK híbrida con filtro de Kalman, sin embargo, no se obtuvieron resultados coherentes. No sólo se debe tener cuidado con las variables que se utilizan (y el tratamiento que se les da), sino también la forma en que se definen las ecuaciones de estado y cómo se relacionan entre sí y con la ecuación de medición.

Si bien la inercia inflacionaria (*backward-looking*) es el principal componente en la formación de precios en el corto plazo, su efecto fue disminuyendo con el tiempo, aunque se observa un leve aumento en 2018. Por su parte, las expectativas de inflación (*forward-looking*) reflejaron un aumento gradual con el tiempo, llegando a tener un efecto mayor incluso que la inercia inflacionaria (entre 2013 y 2015) y aun cuando en 2018 reflejó una caída, su efecto sigue siendo mayor a los coeficientes estimados antes de 2012. Este hallazgo está en línea con los resultados de varios documentos de investigación (Stella y Stock, 2012; Stevens, 2013; Comisión Europea, 2014; Milucka, 2014; Amberger y Fendel, 2017). El incremento en la importancia del componente *forward-looking* se debería a un mayor anclaje de las expectativas de los agentes gracias a políticas más creíbles implementadas por los bancos centrales (Montoriol; 2015; Amberger y Fendel, 2017; Occhino 2019). En el caso de Bolivia, Mora *et al.* (2018) encontraron que existiría un mayor grado de anclaje de las expectativas de inflación en los últimos años.

El coeficiente de la brecha del producto presenta un aumento significativo, especialmente desde 2010. Entre 2002 y 2009 el coeficiente en promedio se situaba en torno a 0.16, después reflejó una disminución entre 2010 y 2011. Los mayores coeficientes se encuentran entre 2015 y 2017 (entre 0.41 y 0.46) periodo en el cual la economía nacional empezaba a desacelerarse (el crecimiento bajo de 5.5% en 2014 a 4.2% en 2017). El proceso desinflacionario en Bolivia del último quinquenio se explicaría en parte por un menor dinamismo de la economía nacional.

Según Amberger y Fendel (2017), existen diferentes factores que podrían explicar el aumento del coeficiente de la pendiente de la Curva de Phillips: i) una mayor frecuencia en el ajuste de los precios, ii) mayor flexibilidad salarial (la magnitud de la economía informal es considerable en Bolivia<sup>17</sup>), o iii) una mayor flexibilidad de los precios agregados (menor rigidez de precios) debido a una elevada incertidumbre. Obviamente, la variable que se utiliza para aproximar los costos marginales también juega un papel importante.

Por otra parte, la tasa de sacrificio, que se calcula como uno sobre el coeficiente de la brecha del producto, indica que para reducir en 1pp la inflación, el crecimiento económico

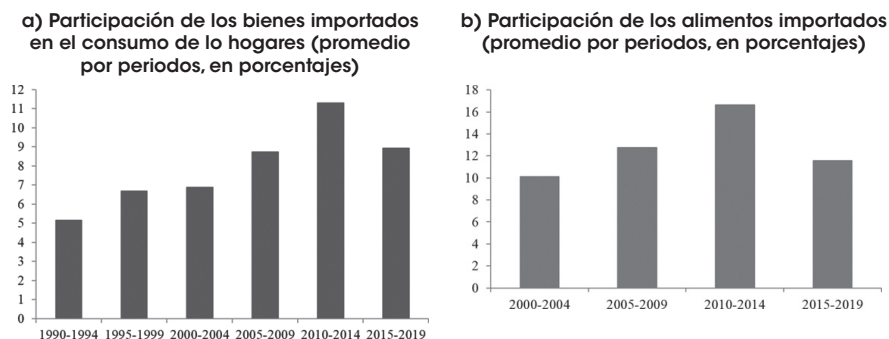
---

17 Según Medina y Schneider (2018), la economía informal representa casi la mitad de la producción total.

debiera disminuir en 8.1 pp respecto a su nivel de equilibrio en 2002, mientras que en 2019 solo debería reducirse en 2.6 pp.

Finalmente, en cuanto al sector externo, se observa una tendencia descendente entre 2000 y 2006. Posteriormente, se observa un aumento desde 2007 (el boom de los precios de las materias primas), situándose en torno a 0.10 desde 2011 hasta inicios de 2015, aunque después volvió a disminuir. El menor efecto del sector externo sobre la dinámica de los precios internos en los últimos cinco años podría deberse a tres razones: i) la estabilidad del tipo de cambio en Bolivia desde inicios de 2011, que ha mitigado los shocks externos<sup>18</sup>; ii) la caída de los precios internacionales de las materias primas y las menores presiones inflacionarias externas (Gráfico 3); y iii) una menor participación de los productos importados en el consumo de los hogares<sup>19</sup> (Gráfico 7).

**Gráfico 7: Participación de los productos importados por quinquenios**



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística.

Notas: Gráfico 8a): Bienes de consumo importados (en millones de bolivianos) / Gasto de consumo final de los hogares (en millones de bolivianos corrientes).

Gráfico 8b): Importación de alimentos y bebidas (en millones de bolivianos) / Actividad de agricultura, silvicultura, caza y pesca (en millones de bolivianos corrientes) menos exportación de alimentos y bebidas básicas y elaboradas (en millones de bolivianos) más importación de alimentos y bebidas (en millones de bolivianos).

<sup>18</sup> El efecto de las variaciones cambiarias sobre la inflación doméstica es relevante. Como se mencionó anteriormente, no se consideró esta variable en el análisis debido a los mercados quiebres estructurales que presenta y a que no presenta variaciones por un largo periodo.

<sup>19</sup> Estos ratios podrían ser mayores dado que no consideran el contrabando.

#### 4.4. *¿Missing deflation puzzle?*

El “rompecabezas de la deflación desaparecida” es un concepto que se atribuye a una pequeña caída en la inflación subyacente ante una gran contracción del PIB durante la crisis financiera (Lindé y Trabandt, 2019). Si bien se observa que existe una relación significativa entre la actividad económica y la inflación, llama la atención que, en periodos de una desaceleración más profunda de la actividad económica, el coeficiente disminuyó (en 2000, 2009-2010, y 2019), es decir, el ciclo económico tuvo un menor efecto sobre la inflación. Si bien en dichos momentos se observan procesos desinflacionarios, posiblemente deberían haberse registrado valores negativos (deflación), si el coeficiente se hubiera mantenido estable. Esto daría indicios de la existencia de efectos asimétricos entre una brecha del producto positiva y una negativa (pareciera ser que es más fácil ajustar los precios al alza que a la baja), por lo que, se deberían aplicar metodologías no lineales para tener una mejor comprensión de la relación entre la actividad económica y la inflación.

## 5. Conclusiones

Se realizó una investigación empírica exploratoria sobre el estado de la pendiente de la Curva de Phillips para la economía boliviana, para lo cual se estimó una Curva de Phillips Neo-Keynesiana híbrida. Se empleó un GMM con datos trimestrales, tomando como referencia el periodo 1992T2–2019T4. Los resultados obtenidos dan indicios de que en los últimos años se ha fortalecido el vínculo entre la inflación y el ciclo económico, contrario a los resultados de trabajos recientes que señalan que la relación de la Curva de Phillips se ha debilitado (aplanamiento de la pendiente). La brecha del producto tiene un efecto positivo y significativo sobre la inflación en el corto plazo. Asimismo, también se cumple la verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo.

El coeficiente de la brecha del producto aumentó desde finales de 2010, alcanzando sus mayores valores entre 2015 y 2017. El aumento de la pendiente de la Curva de Phillips no solo es señal de que la relación entre la inflación y la actividad real se mantuvo, sino también de una posible mayor efectividad de las acciones de la política monetaria. Si bien la inercia inflacionaria (*backward-looking*) es el principal determinante en la formación de precios en el corto plazo, el efecto de las expectativas (*forward-looking*) habría aumentado con el tiempo.

Si bien la influencia del sector externo sobre la dinámica de los precios es significativa, su efecto habría disminuido en los últimos años por tres posibles razones: i) la estabilidad del tipo de cambio en Bolivia; ii) la caída de los precios internacionales de las materias primas; y iii) una menor participación de los bienes importados en el consumo de los hogares.

Si bien el presente documento arroja resultados que son de interés para los hacedores de política económica, así como para investigadores en particular, todavía quedan algunas incógnitas que responder. ¿Qué factores explican el aumento de la pendiente de la Curva de Phillips? ¿Cómo afectaron los cambios de la orientación de la política cambiaria a la relación de la inflación con sus determinantes? ¿Existen efectos asimétricos entre una brecha del producto positiva y una negativa? Estas preguntas se dejan para futuras investigaciones.

*Fecha de recepción: 22 de enero de 2021*

*Fecha de aceptación: 26 de abril de 2021*

*Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC*

## Referencias

1. Acosta, A., Barráez, D., Pérez, D. y Pérez, J.C. (2011). La inflación en América Latina durante el período 1995-2010: Un estudio de panel dinámico de curvas Phillips frecuentista y bayesiano.
2. Amberger, J. y Fendel, R. (2017). The Slope of the Euro Area Phillips Curve: Always and Everywhere the Same? *Applied Economics and Finance*, 4(3), 77-88.
3. Aquino, J. (2019). *The Small Open Economy New-Keynesian Phillips Curve: Specification, Structural Breaks and Robustness*. Working Papers 2019-019, Banco Central de Reserva del Perú.
4. Baley, I. y Blanco, J. A. (2013). *Learning to price*. Contribution to 4th Ifo Conference on Macroeconomics and Survey Data, December 2013.
5. Ball, L. M. y Mazumder, S. (2011). *Inflation dynamics and the great recession*. National Bureau of Economic Research Working Paper, 17044.
6. Banco Central de Bolivia, BCB (2008). *Informe de política monetaria. Julio 2008*. La Paz, Bolivia.
7. Banco Central de Reserva del Perú, BCRP (2019). Recuadro 6: relación entre inflación y actividad económica en el corto plazo. En *Reporte de inflación: panorama actual y proyecciones macroeconómicas 2019-2021*.
8. Basistha, A. y Nelson, C. R. (2007). New Measures of the Output Gap based on the Forward-Looking New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 54(2), 498-511.
9. Binder, C. C. (2015). Whose expectations augment the Phillips curve? *Economics Letters*, 136(C), 35-38.
10. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
11. Campoverde, A., Ortiz, C. y Sánchez, V. (2016). Relación entre la inflación y el desempleo: una aplicación de la curva de Phillips para Ecuador, Latinoamérica y el mundo. *Revista Económica*, 1(1), 383-398.
12. Clark, P.K. (1987). The cyclical component of US economic activity. *Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 797-814.

13. Coibion, O. y Gorodnichenko, Y. (2015). Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 197-232.
14. Coibion, O., Gorodnichenko, Y. y Kamdar, R. (2018). The formation of expectations, inflation and the Phillips curve. *Journal of Economic Literature*, 56(4), 1447-1491.
15. Comisión Europea (2014). *Analysing current disinflationary trends in the Euro Area*. European Economy: European Economic Forecast, 2/2014.
16. Croushore, D.D. (1993). *Introducing: The Survey of Professional Forecasters*. Business Review-Federal Reserve Bank of Philadelphia (November/December), 3-15.
17. D'amato, L. y Garegnani, M. L. (2009). *La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007)*. Banco Central de la República Argentina, Ensayos Económicos, 55, 33-56.
18. Ferreira, E., Arruda, M.T. y Castelar, I. (2018). Ciclos económicos, expectativas e inflación en el Brasil: análisis a partir de la curva de Phillips neokeynesiana. *Revista de la CEPAL*, 124, 155-171.
19. Fischer, S. (1977). Long Term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85, 163-190.
20. Fondo Monetario Internacional, FMI, (2013). The dog that didn't bark: Has inflation been muzzled or was it just sleeping. En *IMF World Economic Outlook* (pp.1-17).
21. Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*. 58(1), 1-17.
22. Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.
23. Galí, J., y Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222
24. Galí, J., Gertler, M. y López-Salido, J.D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45(7), 1237-1270
25. Galí, J. y Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.
26. Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054.

27. Harvey, A.C. (1985). Trends and cycles in macroeconomic time series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 3(3), 216-27.
28. Kalman, R.E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering*, 82(1), 35-45.
29. ----- (1963). New methods in Wiener filtering theory. En J. Bogdanoff y F. Kozin (eds.), *Proceedings of the first symposium on engineering applications of random function theory and probability* (pp. 270-388). Wiley.
30. Kalman, R.E. y Bucy, R.S. (1961). New results in linear filtering and prediction theory. *Journal of Basic Engineering*, 83(1), 95-108.
31. Karlsson, S. y Österholm, P. (2018). *A Note on the Stability of the Swedish Philips Curve*. (Working Papers 2018:6). Orebro University, School of Business.
32. Kuttner, K. y Robinson, T. (2010). Understanding the Flattening of the Phillips Curve. *North American Journal of Economics and Finance*, 21(2), 110-125.
33. Lanau, S.; Robles, A. y Toscani, F. (2018). *Explaining Inflation in Colombia: A Disaggregated Phillips Curve Approach*. (IMF Working Paper N° 18/106). International Monetary Fund.
34. Lindé, J. y Trabandt, M. (2019, 12 noviembre). Resolving the missing deflation and inflation puzzles. VOX, CEPR Policy Portal. <https://voxeu.org/article/resolving-missing-deflation-and-inflation-puzzles>.
35. Mankiw, N.G., Reis, R. y Wolfers, J. (2003) Disagreement about Inflation Expectations. En M. Gertler & K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual Vol. 18* (pp. 209-248). The MIT Press.
36. Matheson, T. y Stavrev, E. (2013). The Great Recession and the Inflation Puzzle. *Economics Letters*, 120(3), 468-472.
37. Mavroeidis, M., Plagborg-Møller, M. y Stock, J. (2014). Empirical Evidence on Inflation Expectations in the New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 124-188.
38. Meeks, R. y Monti, F. (2019). *Heterogeneous beliefs and the Phillips curve* (Bank of England working papers 807). Bank of England.
39. Medel, C. (2015). Dinámica inflacionaria y la curva de Phillips híbrida neokeynesiana: el caso de Chile. *Monetaria*, XXXVII(1), 27-78.



40. Medina, L. y Schneider, F. (2018). *Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years?* (IMF Working Paper, WP/18/17). International Monetary Fund.
41. Mendieta, P. y Rodríguez, H. (2007). Una Curva de Phillips neokeynesiana empirica para el caso de Bolivia. Ponencia en la Primera Jornada de Modelación Económica de Bancos Centrales. Buenos Aires.
42. Mendieta, P. y Barbery, C.H. (2017). Entendiendo la Curva de Phillips del siglo XXI: estado de la cuestión. *Revista Latinoamericana de Desarrollo*, (28), 135-164. <https://doi.org/10.35319/lajed.20172840>
43. Melnick, R. and Strohsal, T. (2016). *Disinflation and the Phillips Curve: Israel 1986-2015*. (SFB 649 Discussion Papers SFB649DP2016-039). Humboldt University, Berlin, Germany.
44. Milucka, D. (2014). Inflation dynamics in the Czech Republic: Estimation of the New Keynesian Phillips curve. *International Journal of Economic Sciences*, III(2), 53-70.
45. Montoriol, J. (2015). Crecimiento sin inflación ¿Qué nos dice la Curva de Phillips? Informe Mensual-La Caixa, Expectativas de inflación, ISSN 1134-1947, N° 387.
46. Mora, M., Heredia, J.C., y Zeballos, D. (2018). *The Time-Varying Degree of Inflation Expectation Anchoring in Bolivia*. (IDB Working Paper Series 879). Inter-American Development Bank.
47. Mora, M. (2020). Cambios en el tiempo de los efectos de los precios de las materias primas en Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 32, 123-16.
48. Murillo, A. (2014). *Estimación de una curva de Phillips neokeynesiana para Bolivia*. (Documento de trabajo N° 05/2014). Banco Central de Bolivia.
49. Neiss, K. S. y Nelson, E. (2002). Inflation Dynamics, Marginal Cost, and the Output Gap: Evidence from Three Countries. *Proceedings*, 37. 10.1353/mcb.2006.0008.
50. Occhino, F. (2019). The Flattening of the Phillips Curve: Policy Implications Depend on the Cause. Economic Commentary. Federal Reserve Bank of Cleveland. 10.26509/frbc-ec-201911
51. Parkin, M. (2009). *Economía*. México: Pearson Educación.
52. Phelps, E.S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 34(135), 254-281.
53. Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

54. Phillips, W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299.
55. Riggi, M. y Venditti, F. (2014). *Surprise! Euro Area inflation has fallen*. (Bank of Italy Occasional Paper, N° 237).
56. Roberts, J.M. (1995). New Keynesian Economics and the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4), 975-984.
57. ----- (1998). *Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy*. Federal Reserve Board. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.141651>
58. Rodríguez, G. (2010). Using a Forward-Looking Phillips Curve to estimate the Output Gap in Peru. *Review of Applied Economics*, 6(1-2), 1-13.
59. Rudd, J. y Whellan, K. (2007). Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(s1), 155-170.
60. Rummel, O. (2015). Estimating the output gap for Kenya: a practical guide to some state-space and Kalman filter trend-cycle decompositions. Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
61. Stella, A. y Stock, J. H. (2012). *A state-dependent model for inflation forecasting* (International Finance Discussion Papers 1062). The Federal Reserve Board.
62. Stevens, A. (2013). What inflation developments reveal about the Phillips curve: Implications for monetary policy. *National Bank of Belgium Economic Review*, (iii), 67-76.
63. Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1-23.
64. Valdivia, D. (2008). *¿Es importante la fijación de precios para entender la dinámica de la inflación en Bolivia?* (Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo No. 02/2008). Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD).
65. Vavra, J. S. (2014). *Time-varying Phillips curves*. (National Bureau of Economic Research, Working Paper, N° 19790). National Bureau of Economic Research.
66. Vogel, L. (2008). *The Relationship between the Hybrid New Keynesian Phillips Curve and the NAIRU over Time*. (Macroeconomics and Finance Series 200803). University of Hamburg, Department of Socioeconomics.
67. Yiqun G.C. (2019). *Inflation, Inflation Expectations, and the Phillips Curve*. (Working Papers 55501). Congressional Budget Office.

## Anexos

### Anexo 1

#### Tendencia inflacionaria con Filtro de Kalman

El Filtro de Kalman, desarrollado por Kalman (1960, 1963) y Kalman y Bucy (1961), es un algoritmo que permite generar pronósticos del error cuadrático medio mínimo en un modelo de estado-espacio. En particular, es un algoritmo recursivo que actualiza secuencialmente un periodo adelante las estimaciones de la media y la varianza de estado por máxima verosimilitud. Esta herramienta permite tratar con los parámetros cambiantes en el tiempo, errores de medición y datos faltantes que pueden presentarse.

El comportamiento de la tendencia de la inflación se obtuvo a partir de la especificación de Harvey (1985) y Clark (1987), quienes consideraron que una serie estadística está compuesta por una tendencia lineal local y un ciclo estadístico que sigue un proceso ARIMA (2,0,0).

$$\begin{aligned} \pi_t &= \tau_t + c_t \\ \tau_t &= \tau_{t-1} + \beta_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \omega_t & \omega_t &\sim iid N(0, \sigma_\omega^2) \\ c_t &= \varphi_1 c_{t-1} + \varphi_2 c_{t-2} + \gamma_t & \gamma_t &\sim iid N(0, \sigma_\gamma^2) \end{aligned}$$

En este caso, la inflación  $\pi_t$  está conformada por dos componentes aditivos, la tendencia  $\tau_t$  y el ciclo  $c_t$ . La tendencia no estacionaria es modelada como una tendencia lineal local<sup>20</sup> que depende de un rezago, una pendiente  $\beta_t$  que sigue un proceso aleatorio y un ruido. Las innovaciones en niveles están representadas por  $\varepsilon_t$ , mientras que las innovaciones en primeras diferencias (variación) por  $\omega_t$ . Por su parte, el ciclo sigue un proceso AR(2)<sup>21</sup> con un término de error  $\gamma_t$ . Las varianzas  $(\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\omega^2, \sigma_\gamma^2)$  se expresaron en forma exponencial para garantizar

<sup>20</sup> Es local en el sentido de que el nivel de la variable puede cambiar de un periodo a otro a causa de un proceso de shocks.

<sup>21</sup> En la especificación original de Clark (1987), el ciclo podía seguir un proceso más general ARIMA(p,q). Sin embargo, Rummel (2015) señala que en la mayoría de los trabajos empíricos un proceso AR(2) modela bastante bien los ciclos de las variables.

que no sean negativas. Se calculó el ciclo de la inflación utilizando el filtro de Hodrick y Prescott, y con el mismo se estimó un modelo AR(2); los coeficientes obtenidos fueron utilizados como los valores iniciales de los parámetros  $\varphi_1$  y  $\varphi_2$ . La tendencia de la inflación estimada tiene una alta relación con las expectativas un año adelante reportadas por el BCB, la correlación cruzada es de 0.60 si se considera toda la muestra (2005-2019) y de 0.89 con los últimos cinco años (2015-2019).

## Anexo 2

### Brecha del producto con modelo multivariado

El modelo que se empleó considera una Curva de Phillips híbrida que contiene tanto componentes *forward-looking* como *backward-looking*, siguiendo los trabajos de Rodríguez (2010) y Basistha y Nelson (2007), adicionando una variable que refleje los efectos del contexto externo. La especificación que se empleó fue la siguiente:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \bar{y}_t + \hat{y}_t \\
 \bar{y}_t &= \bar{y}_{t-1} + \Delta\bar{y} + \epsilon_t & \epsilon_t &\sim iid N(0, \sigma_f^2) \\
 \hat{y}_t &= \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + \mu_t & \mu_t &\sim iid N(0, \sigma_\mu^2) \\
 \pi_t &= \varnothing_1 \pi_{t-1} + \varnothing_2 E_t(\pi_{t+1}) + \delta \hat{y}_{t-1} + \gamma fao_t + \omega_t & \omega_t &\sim iid N(0, \sigma_\omega^2)
 \end{aligned}$$

Donde  $y_t$  representa el crecimiento económico que se obtiene de las variaciones interanuales del Producto Interno Bruto (PIB) real, publicado por el INE.  $\bar{y}_t$  representa el componente tendencial, es decir, el producto potencial, que es igual a un rezago, más su tasa de crecimiento, que se asume que es igual a 4% en términos anuales (tasa de crecimiento promedio de la economía entre 1990 y 2019) más un término de error  $\epsilon_t$ .  $\hat{y}_t$  representa el ciclo de la economía, es decir, a la brecha del producto, la cual sigue un proceso AR(2) con un término de error  $\mu_t$ . Finalmente, la inflación ( $\pi_t$ ) sigue un proceso similar al especificado en la ecuación (2). La diferencia es que en este caso se utilizan los promedios trimestrales del IPC y del índice de precios de alimentos de la FAO. Las expectativas de inflación ( $E_t(\pi_{t+1})$ ) se aproximan mediante la tendencia inflacionaria estimada en el Anexo 1.

### Anexo 3

#### Pruebas de diagnóstico

En esta sección se presentan las pruebas de ortogonalidad y de endogeneidad.

	<b>p-value</b>
<b>Prueba de ortogonalidad</b>	
Rezagos de la inflación	
inflación(-2)	0.63
inflación(-3)	0.81
Rezago de la tendencia de la inflación	
tendencia(-1)	0.31
Rezagos de la brecha del producto	
brecha(-2)	0.55
brecha(-3)	0.51
Rezagos del índice de la FAO	
fao(-2)	0.43
fao(-3)	0.79
<b>Prueba de endogeneidad</b>	
Prueba Durbin-Wu-Hausman	0.99

Fuente: Elaboración propia

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

## **1. Sobre la revista**

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

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

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

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

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

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

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

## 2. Instrucciones a los autores

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

### A. Consideraciones iniciales

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

---

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

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



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

## **B. Proceso de revisión y dictamen**

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

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

## **C. Formato del manuscrito**

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

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

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

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

### **3. Para el Consejo Editorial Internacional**

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

1. Originalidad e innovación del artículo.
2. Pertinencia del artículo en relación a la coyuntura actual.
3. Claridad del texto, incluso para no expertos en el tema (la evaluación debe incluir la ortografía y la redacción, con el fin de mejorar la calidad del artículo).
4. Rigor científico y conclusiones fundamentadas.
5. Todo comentario, objeción o crítica debe ser 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”**  
**Institute of Socio-Economic Research**  
**Latin-American Journal of Economic Development (LAJED)**  
**Editorial Policy**

## **1. About the Journal**

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

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

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

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

The main lines of research addressed are the following:

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

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

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

## 2. Instructions for Authors

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

### A. Initial Considerations

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

---

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

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

## B. Review and decision process

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

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

## C. Manuscript format

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

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



### **3. For the External Editorial board**

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

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

**ISSN: 2074 - 4706**

Página web:  
[www.lajed.ucb.edu.bo](http://www.lajed.ucb.edu.bo)

**Universidad Católica Boliviana San Pablo**