

LECTURAS DE ECONOMÍA





UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Economía
ISSN 0120-2596 | eISSN 2323-0622
Fundada en 1980
Medellín, Colombia

Editor Director

Carlos Andrés Vasco Correa
Universidad de Antioquia, Colombia

Comité Editorial

Jorge Barrientos Marín
Universidad de Antioquia, Colombia

Héctor Mauricio Posada
Universidad de Antioquia, Colombia

Juan David Barón
The World Bank, Estados Unidos

Luis Hernando Gutiérrez
Universidad del Rosario, Colombia

Jesús Otero
Universidad del Rosario, Colombia

César Mantilla
Universidad del Rosario, Colombia

Paola Tubaro
*Centre National de la Recherche Scientifique,
Francia*

Antonio Villar
Universidad Pablo de Olavide, España

Ana María Millán
Universidad Pablo de Olavide, España

Conny Wollbrant
University of Stirling, Reino Unido

Comité Científico

Felipe Barrera-Osorio
*Harvard Graduate School of Education, Estados
Unidos*

Ludovic Julien
Universidad de París, Francia

Jesús López-Rodríguez
Universidad de la Coruña, España

Francisco Martínez-Sánchez
Universidad de Murcia, España

José María Millán
Universidad de Huelva, España

Sébastien Ménard
Université du Maine-Le Mans, Francia

Silvestro Di Sanzo
Confcommercio, Italia

Antonio Yúnez
El Colegio de México, México



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA




Facultad de Ciencias Económicas

Esta obra está bajo una licencia *Creative Commons* Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0)

Usted es libre de:

- Compartir** — copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato
- Adaptar** — remezclar, transformar y construir a partir del material

Bajo las condiciones siguientes

-  **Atribución** — Usted debe dar crédito de manera adecuada, brindar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios. Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que usted o su uso tienen el apoyo de la licenciante.
-  **NoComercial** — Usted no puede hacer uso del material con propósitos comerciales.
-  **CompartirIgual** — Si remezcla, transforma o crea a partir del material, debe distribuir su contribución bajo la misma licencia del original.

No hay restricciones adicionales — No puede aplicar términos legales ni medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otras a hacer cualquier uso permitido por la licencia.



Los autores que publiquen en esta revista aceptan que conservan los derechos de autor y ceden a la revista el derecho de la primera publicación



UNIVERSIDAD DE ANTIOQUIA

Jhon Jairo Arboleda Céspedes
Rector
Universidad de Antioquia

Jair Albeiro Osorio Agudelo
Decano
Facultad de Ciencias Económicas

Claudia Cristina Medina Palacios
Jefe de Departamento
Departamento de Economía

Carlos Andrés Vasco Correa
Editor Director
Lecturas de Economía

DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.le>

Periodicidad: semestral

Formato: 27 x 17 cm

Correspondencia y canje

Lecturas de Economía, Departamento de Economía,
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia.
Calle 67 #53-108 Medellín, Colombia.
<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>
Dirección electrónica: revistalecturas@udea.edu.co

Medellín, Colombia

El depósito legal se realiza bajo el Decreto 460 del 16 de marzo de 1995, ante la Biblioteca Nacional de Colombia

El contenido de los artículos, notas y reseñas publicadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de sus autores y no refleja la opinión de la Universidad de Antioquia, la Facultad de Ciencias Económicas o del Departamento de Economía.

Publicación clasificada en categoría C por el Ministerio de Ciencia Tecnología e Innovación —MinCiencias— en el Índice bibliográfico nacional de revistas colombianas especializadas en ciencia, tecnología e innovación —Publindex—.

LECTURAS DE ECONOMÍA

Medellín, No. 102, julio-diciembre 2024

ISSN 0120-2596 | eISSN 2323-0622
<https://doi.org/10.17533/udea.le>

Contenido

ARTÍCULOS

Effects of Migration on Perceived Health Status in Brazil's Southeast and Midwest Regions

7

RAQUEL ANDRÉIA RIEGER, LAÍS DE SOUSA ABREU SOARES, EVANDRO CAMARGOS TEIXEIRA AND FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE

The present article aims to analyze the effects of migration on the health status reported by individuals who migrated to Brazil's Midwest and Southeast regions. It also aims to ascertain the significance of a migrant's origin in determining the health status reported and whether the years of residence in the region of destination affect this status. The Pseudo-Panel technique is applied by means of a Pooled Ordered Probit model, with the self-declared health status of individuals as the dependent variable. Data were obtained from the National Household Sample Survey (PNAD) for the years 1998, 2003 and 2008. The results show that migrants residing in the Southeast tended to declare a health status that was inferior to that of native-born residents, whereas no statistical significance was observed in the Midwest.

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

51

MARIO TELLO

Este artículo estima y realiza un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total factorial (PTF) de empresas de manufacturas del Perú, en el periodo 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el de sesgo de simultaneidad, el sesgo de 'attrition' —o movimiento de firmas—, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas, y la multicolinealidad entre los factores de producción. La principal base de datos para las estimaciones es la Encuesta Económica Anual de Empresas del INEI-EEA (2024). Los resultados que resaltan de las estimaciones son, por un lado, el incremento del índice promedio anual de la PTF de la muestra de empresas a una tasa de variación anual de 5% en el periodo 2003-2019. De otro lado, que la tasa de crecimiento de la PTF de las empresas está asociada a los términos de intercambio y en mucho menor medida a los acuerdos comerciales.

Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio: aplicación para países latinoamericanos, 2010 – 2022

93

JOSÉ AICARDO RÚA Y NINI JOHANA MARÍN-RODRÍGUEZ

Este artículo aporta una nueva perspectiva sobre la relación entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) y las tasas de cambio en países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia y México), utilizando el análisis espectral de Wavelet (WPS) y el análisis de coherencia de Wavelet (WCA) con datos mensuales de enero de 2010 a mayo de 2022. Los resultados indican una correlación positiva consistente entre el EPU y las tasas de cambio a corto, mediano y largo plazo. Estos hallazgos destacan la conexión entre la incertidumbre económica y las tasas de cambio, subrayando la necesidad de una gestión cuidadosa de la política económica y la consideración de eventos políticos para promover la estabilidad y el crecimiento económico en estas naciones latinoamericanas.

Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: revisión de la evidencia internacional

133

EDUARDO LORA

La desigualdad y la baja productividad están correlacionadas estadísticamente en Colombia y en el mundo, sugiriendo la existencia de un círculo vicioso entre ambos problemas. Con ese contexto, este artículo reseña la teoría y la evidencia empírica internacional con el objeto de identificar las posibles causas comunes de ambos fenómenos. El artículo se concentra en las variables de política que tienen efectos más robustos en la distribución del ingreso y la productividad en los países en desarrollo, a saber: primero, la formación temprana de capacidades cognitivas y no cognitivas; segundo, las políticas fiscales enfocadas en los impuestos directos y las transferencias focalizadas; tercero, la inclusión financiera y, cuarto, las políticas de competencia. Con esta base, se proponen estrategias para romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad en Colombia.

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

165

YENNIFER CORTÉS, MARÍA DANIELA CORTÉS, DAVID RODRÍGUEZ Y CINDY ROZO

La literatura en economía laboral para países en desarrollo emplea frecuentemente índices sintéticos para estudiar los empleos de calidad, esto en especial debido a contextos de alta informalidad. Típicamente, se han considerado dos metodologías para la ponderación vertical de las dimensiones de calidad: ad hoc y análisis de componentes principales. Este artículo analiza la calidad del empleo desde las preferencias de los trabajadores. Para ello se estudia el problema de ponderadores verticales como un problema de elección discreta que enfrenta el trabajador y que puede ser analizado con un modelo de betas estandarizados estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Para ilustrar nuestra propuesta empleamos la información de la GEIH, para facilitar el ejercicio comparativo seguimos las ponderaciones horizontales presentadas por Farné (2003) y comparamos nuestro índice de calidad con las propuestas metodológicas previas. Encontramos que los trabajadores dan mayor ponderación en su orden a seguridad social, ingreso, contrato y horario laborales. Por otro lado, independientemente de la metodología, la calidad del empleo en el país es baja, con diferencias importantes entre asalariados en independientes, pero no entre hombres y mujeres.

Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil 203

RAFAEL RODRÍGUEZ

El objetivo de este artículo es estudiar los efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil peruano para el período 2012-2023. Siguiendo la metodología de estudio de eventos, se trabajó con 70 observaciones de la tasa de referencia y 70 observaciones de los retornos del índice S&P/Peru Gen. Con base a la hipótesis del mercado eficiente, se separó la información en sus componentes esperado e inesperado. Siguiendo a Kuttner (2001) se estimó un proxy para el componente inesperado a partir de las tasas de interés interbancarias. Se concluye que un incremento de 1% en la tasa de interés genera un incremento de 0,277% en los retornos del mercado y viceversa, existiendo una relación positiva estadísticamente significativa. Los resultados sugieren que la BVL es un mercado eficiente y que el mercado bursátil no siempre responde a la política monetaria según lo establecido por la teoría.

Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade 237

JULIO CÉSAR ALONSO CIFUENTES, VIVIANA CHAVARRIAGA-ANTONIO AND TATIANA

MEJÍA-HERRERA

This article analyzes the evolution of English proficiency in economics graduates in Colombia in the 2010s using the results of the Saber Pro tests and the Relative Distributions Method (RDM). When comparing the distribution of the results at the beginning of the decade (2010-2011) with the end (2019-2020), significant changes were found in the distribution of the results. There is evidence of an increase in pre-intermediate to pre-advanced performance levels and a decrease in the basic level. In addition, differences were identified between official and non-official Higher Education Institutions. A clear relationship between accreditation and the distribution of results in English is also identified. This article contributes to the literature by being the first to study the evolution of the distribution of the results of performance levels in English using the RDM non-parametric technique. In addition, it is the first to present an analysis of the evolution of competence development during the 2010s.

The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate 271

MARIO EDUARDO HIDALGO VILLOTA

This article contributes theoretical and empirical elements to the debate on the supposed supremacy of the inflation targeting strategy in Colombia to ensure the maintenance of the purchasing power of the currency. In the fulfillment of this constitutional mandate, Banco de la República is held responsible for the lower economic growth and, consequently, for the loss of employment. Based on the analysis of Colombia's system of national accounts and DANE labor statistics, as well as the databases of the Center for Growth and Development of the University of Groningen (Netherlands) and the World Penn Table 10.0, empirical evidence is provided in favor of the thesis that premature deindustrialization, together with the boom in trade and services and the effects of accelerated trade liberalization in 1990, have reduced the economy's capacity to generate more jobs. The unemployment sacrifice ratio calculated for Colombia indicates that the stabilization measures have been successful, as inflation was reduced by one percentage point, reducing unemployment

by 0.12%. This coefficient represents the cost in percentage points of additional unemployment for each percentage point reduction in inflation.

Viejas y nuevas controversias alrededor de la arquitectura institucional del Banco de la República de Colombia en sus primeros 100 años **303**

EDNA CAROLINA SASTOQUE RAMIREZ Y LUIS EDUARDO SANDOVAL

La presencia de un banco central es fundamental en el sistema financiero. A pesar del consenso técnico sobre su importancia, la realidad política revela la complejidad de los sistemas monetarios, donde intervienen actores con intereses que negocian reglas y establecen procesos de gobernanza. Estos sistemas evolucionan en respuesta al reajuste de fuerzas políticas y sociales, adaptándose a los cambios socioeconómicos de cada época. Por lo tanto, este artículo explora el dinamismo del diseño institucional del banco central, destacando tensiones y controversias en sus objetivos, organización y gestión. Se comparan dos períodos: el primero, de 1923 a 1933 y el segundo de 2020 a 2023, en el contexto de su centenario. Se utilizan informes de la Junta Directiva del Banco de la República (Banco de la República, 1923, 1927, 1930) y del Congreso (Banco de la República, 2020a, 2020b, 2021a, 2021b, 2022a, 2022b, 2023a, 2023b), así como de la Superintendencia Bancaria y revisiones de prensa. Se concluye que el Banco de la República ha evolucionado de un banco central de Objetivo Único a uno de Objetivo Móvil, integrando inflación, crecimiento y empleo, lo que implica mayor alineación con fuerzas políticas, mientras mantiene su independencia administrativa y técnica.

RESEÑA

Reseña del libro JARAVEL, X. (2023): Marie Curie habite dans le Morbihan. Paris: Seuil. **335**

EGUZKI URTEAGA

Índice de evaluadores **343**

Políticas éticas **349**

Orientación para autores **355**

Effects of Migration on Perceived Health Status in Brazil's Southeast and Midwest Regions

**Raquel Andréia Rieger, Laís de Sousa Abreu Soares, Evandro
Camargos Teixeira and Francisco Carlos da Cunha Cassuce**

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Raquel Andréia Rieger, Laís de Sousa Abreu Soares, Evandro Camargos Teixeira and Francisco Carlos da Cunha Cassuce

Effects of Migration on Perceived Health Status in Brazil's Southeast and Midwest Regions

Abstract: *The present article aims to analyze the effects of migration on the health status reported by individuals who migrated to Brazil's Midwest and Southeast regions. It also aims to ascertain the significance of a migrant's origin in determining the health status reported and whether the years of residence in the region of destination affect this status. The Pseudo-Panel technique is applied by means of a Pooled Ordered Probit model, with the self-declared health status of individuals as the dependent variable. Data were obtained from the National Household Sample Survey (PNAD) for the years 1998, 2003 and 2008. The results show that migrants residing in the Southeast tended to declare a health status that was inferior to that of native-born residents, whereas no statistical significance was observed in the Midwest.*

Keywords: *Internal migration, health status. Brazil, pseudo-panel, probit.*

Clasificación JEL: I12, R10.

Efectos de la migración en el estado de salud percibido en las regiones del sureste y centro oeste de Brasil

Resumen: *El presente artículo tiene como objetivo analizar los efectos de la migración en el estado de salud autoreferido por individuos que migraron a las regiones del sureste y centro oeste de Brasil. También, se busca descubrir si el origen del migrante respectivo es de mayor importancia para determinar el estado de salud autoreferido y si los años de residencia en la región de destino lo afectan. Se utiliza la técnica de pseudo-panel mediante un modelo Probit ordenado Pooled, donde la variable dependiente es el estado de salud autodeclarado de los individuos. Los datos se obtuvieron de la Encuesta Nacional por Muestreo de Domicilios (PNAD) para los años 1998, 2003 y 2008. Los resultados muestran que los migrantes que viven en el Sureste tendieron a declarar un estado de salud peor que el de los residentes nativos, mientras que en el centro oeste no hubo significación estadística.*

Palabras clave: *migración interna, estado de salud, brasil, pseudo-panel, probit.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354481>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Effets De La Migration Sur L'état De Santé Perçu Dans Les Régions Du Sud-Est Et Du Centre-Ouest Du Brésil





Résumé: *La présente étude vise à analyser les effets de la migration sur l'état de santé déclaré par les personnes ayant migré vers les régions du Sud-Est et du Centre-Ouest du Brésil. Elle vise également à déterminer si l'origine du migrant respectif est d'une importance majeure pour déterminer l'état de santé déclaré et si les années de résidence dans la région de destination l'affectent. La technique de pseudo-panneau est utilisée au moyen d'un modèle Probit ordonné groupé, où la variable dépendante est l'état de santé autodéclaré des individus. Les données proviennent de l'Enquête nationale par sondage auprès des ménages (PNAD) pour les années 1998, 2003 et 2008. Les résultats montrent que les migrants vivant dans le Sud-Est ont tendance à déclarer un état de santé plus mauvais que celui des résidents natifs, alors que dans le Centre-Ouest, il n'y a pas de signification statistique.*

Mots-clés: *migration interne, état de santé, brésil, pseudo-panel, probit.*

Cómo citar / How to cite this item:

Rieger, R. A., Abreu, L. S. S., Teixeira, E. C., & Cassuce, F. C. C. (2024). Effects of Migration on Perceived Health Status in Brazil's Southeast and Midwest Regions. *Lecturas de Economía*, 102, 7-50. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354481>

Effects of Migration on Perceived Health Status in Brazil's Southeast and Midwest Regions

Raquel Andréia Rieger ^a, Laís de Sousa Abreu Soares ^b, Evandro Camargos Teixeira ^c and Francisco Carlos da Cunha Cassuce ^d

–Introduction. –I. Empirical Evidence on the Relationship between Migration and Health Status. –II. Methodology. –III. Econometric Results. –Conclusion. –Ethics Statement. –References.

Original manuscript received on 31 July 2023; final version accepted on 22 July 2024

Introduction

The decision to migrate involves a considerable number of determinants, such as economic, social and environmental factors. However, when migrating and after a certain post-migration period, individuals may encounter challenges in adjusting to the new environment due to the process of acculturation, influenced by the above-mentioned social, economic and environmental conditions of the destination (Head *et al.*, 1993; Nair *et al.*, 1990; Singh & Siahpush, 2001).

One of the major difficulties faced by migrants has to do with their health status. A worsening in the health status of individuals adversely affects economic productivity, as health is one of the constituent factors of any country's stock of human capital¹ (Schultz, 1961).

^a Raquel Andréia Rieger: Professor at Universidade do Estado de Mato Grosso, Sinop, Brazil. E-mail: raquel.rieger@unemat.br. <https://orcid.org/0000-0001-8210-3174>

^b Laís de Sousa Abreu Soares: Ph.D. student in Applied Economics at Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Brazil. E-mail: lais.abreu@ufv.br. <https://orcid.org/0000-0002-1869-6259>

^c Evandro Camargos Teixeira: Professor at Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Brazil. E-mail: evandro.teixeira@ufv.br. <https://orcid.org/0000-0002-6470-2103>

^d Francisco Carlos da Cunha Cassuce: Professor at Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Brazil. E-mail: francisco.cassuce@ufv.br. <https://orcid.org/0000-0002-7545-3747>

¹ Human capital consists of the skills and capacities individuals possess and, akin to investment in capital goods, enhances economic productivity of the economy (Schultz, 1961).

In Brazil, as in the rest of the world, migratory flows are constantly changing. At present, the destinations of Brazil's internal migratory flows are the Southeast and Midwest. The former has become more appealing due to its heightened industrial development, which increases the search for jobs and better living conditions. Even though the Southeast remains a major receiver of migrants, there is an intense parallel flow to the Midwest, which has been expanding its economy and increasing job opportunities (Nunes *et al.*, 2017).

In this respect, the Midwest and Southeast have collectively received approximately 2 million migrants (IBGE, 2000). For decades, these regions have been major receivers of migrants in search of new opportunities, yet they exhibit distinct characteristics, particularly in the health sector. A study by Travassos *et al.* (2006) highlighted disparities between the aforementioned regions in terms of access to health services. In the Midwest, people with higher incomes have greater access to health services than those with less purchasing power, whereas there is no significant difference in the Southeast.

The aforementioned changes in the destination of Brazilian migrants occur alongside the change in migrant profile². Their health status, conditional on migration, depends on the period analyzed, the region of origin, and the conditions found in the region of destination.

Another factor to consider when analyzing the relationship between migration and health status is the duration of an individual's residence at their destination. Authors such as Van Steenberg *et al.* (1999), McCredie *et al.* (1999), and Deb and Gurevich (2017) note that a migrant's health status evolves with time spent in the new location and can either improve or deteriorate. Thus, analyses that take the migrant's years of residence into account can highlight relevant factors affecting the relationship between migration and health status.

In view of the aspects considered, studies already carried out on the relationship between migration and health status yield varying results. A study by Bhugra (2004) examines the impact of migration on mental health

² It refers to personal characteristics, such as ethnicity, gender, migrations with family members or as individuals etc. Nascimento *et al.* (2017), for example, note that there was a considerable increase in the number of migrant women in recent years.

and observes that the demographic characteristics of a migrant's origin and destination influence their acculturation and may impact their health status. In this vein, several authors have shown the adverse effects of migration on health status, indicating an increased likelihood of chronic diseases affecting migrants (Barbone *et al.*, 1996; Deb & Gurevich, 2017; Ebrahim *et al.*, 2010; Fascioli *et al.*, 1995; Wild & Mckeigue, 1997).

In addition, studies such as those carried out by Bennett (1993), Gustafsson (2018), Mavreas and Bebbington (1988), and Singh and Siahpush (2001) indicated no definitive evidence that migration was related to an individual's health status. Personal characteristics, place of origin, and way of life are fundamental to explaining migrants' health status and the diseases they may have contracted. However, migration had minimal or no relation to their health condition.

Considering the aforementioned factors and the nascent state of national literature on the subject, the present study aims to examine the relationship between migration and health in the two main migrant-receiving regions, the Southeast and Midwest. Specifically, the objective is to verify the impact of migration on people's health status and assess whether the time spent by the migrant in the destination intensifies or mitigates the possible effect of migration on health conditions and whether a migrant's origin can affect the relationship between migration and health status.

As already pointed out, the present study contributes to the literature on the subject, as its results will facilitate the implementation of public policies leading to improved health status in the population, particularly migrants in the regions identified as destinations.

I. Empirical Evidence on the Relationship between Migration and Health Status

The determinants of migration and the experiences lived throughout the entire migration process are numerous and vary according to the migrant's profile. In this respect, their health status may be affected by the conditions they have encountered, such as the quality of their transfer, access to essential health services at both their place of origin and destination, as

well as their socioeconomic situation. Thus, behavioral factors, physical health, and biological factors—including the incidence of specific diseases in particular areas, the distance traveled, climatic conditions, and access to health services—can all impact the health status of migrants (Davies *et al.*, 2006; Gushulak & Macpherson, 2006).

There is, therefore, a range of factors involved in the complex relationship between migration and self-reported health status (Davies *et al.*, 2006). In addition, other characteristics, such as age, income and schooling also impact the health status of individuals and their self-assessment (Kaleta *et al.*, 2009).

In this regard, the studies addressing this relationship offer diverse perspectives by discussing issues ranging from the effects of migration on people's physical and mental health status to their socioeconomic milieu, employing various methodologies to measure health. The literature on this topic is well-established, with international research being more extensive than the national one. Thus, studies addressing this relationship in different countries, including Brazil, are presented.

The international literature has extensively explored the relationship between migration and self-reported health across various contexts and time periods, employing a range of empirical strategies. Many of these studies have found evidence suggesting that individuals experience a decline in their health, whether mental or physical, following migration. For instance, Fascioli *et al.* (1995) discovered that Italian internal migrants exhibited a higher cancer mortality rate than non-migrants. Similarly, Salmond *et al.* (1985) showed that the New Zealand migrant population tended to have higher blood pressure than the native-born population, which could have triggered the onset of heart disease. Similar results were reported by Green *et al.* (2015).

However, not all studies in the international literature support these findings. For instance, Mavreas and Bebbington (1988) conducted a study to determine whether migration influenced the occurrence of psychiatric disorders among Greeks who migrated to London. They compared this group with a non-migratory population-based sample of Greeks and concluded that migration could not be considered a contributing factor to the onset of mental disorders in the studied group. Overall, the variability

in results suggests that the impact of migration on health outcomes depends on several factors, including the migrant's region of origin, destination and duration of residence.

In this connection, Halli and Ancham (2005) found that immigrants residing in Canada for over ten years exhibited worse health statuses than the most recent arrivals. Kearns *et al.* (2017) identified three possible explanations for the deterioration of migrants' health over time. Firstly, the process of acculturation may lead migrants to adopt unhealthy habits in their new environment. Secondly, the living and working conditions encountered at the destination, including housing and employment, may contribute to the development of illnesses. Finally, age could also play a role, as individuals' physical health tends to deteriorate with age.

Additionally, it must be noted that the bidirectional relationship between migration and health status is another factor that may affect the results. While migration can influence the health status of an individual, an individual's health status can also influence their likelihood of migrating. Certain studies indicate a healthy migratory effect, suggesting that only healthy individuals migrate. Nagi and Haavio-Mannila (1980) analyzed the health status of immigrants, internal migrants, and non-migrants, based on a probabilistic sample of the United States population. The authors discovered that immigrants had better physical and mental health conditions, followed by internal migrants, and, finally, by non-migrants.

Along the same lines, Norman *et al.* (2005) used a population sample from microdata of the 1971, 1981 and 1991 Population Censuses for England and Wales, considering the socioeconomic and geographical conditions of migration and found that the largest migrant contingent was made up of 20 to 59-year-old healthy individuals. Their study analyzed the regions of origin and destination, revealing that the migrant's destination had an impact on their health status. It was observed that migrants in the poorest regions were generally less healthy than those who migrated to regions with higher income levels.

Although the national literature is significantly less extensive compared to international research, studies on migration in Brazil do address some of the

previously mentioned aspects. Kang *et al.* (2009) examined the health status of individuals in a Korean community in the city of São Paulo and found that these migrants experienced a higher incidence of psychiatric disorders than Koreans who were still living in Korea. Silveira *et al.* (2013) analyzed Bolivian immigrants in the municipality of São Paulo and discovered that they have difficulties in accessing health services and in acquiring health insurance. The proportion of Bolivians who possess health insurance is negligible when compared to that of Brazilians. These studies indicate a negative impact of migration on health.

Similarly, Leão *et al.* (2017) investigated the health status and working conditions of Haitian immigrants in the municipalities of Cuiabá and Várzea Grande in the state of Mato Grosso. They observed that these migrants are at risk of accidents and experience physical and psychosocial issues resulting from their working conditions. Alves *et al.* (2019) analyzed how the above-mentioned Haitian immigrants accessed health services and observed an increase in demand for these services as the years of residence in Brazil increased. This could reflect a better understanding of how the system functions.

Conversely, Tsugane *et al.* (1989) analyzed the mortality rates of Japanese immigrants in São Paulo and noted that they exhibited lower mortality rates than those of Brazilians or Japanese individuals who were still residing in Japan. However, when mortality types were compared, those associated with ischemic heart disease and diabetes were significantly higher in São Paulo than in Japan. This indicates that acculturation, frequently involving a new diet and customs, is a key factor in this result. The authors emphasize that the mortality rate may have been impacted by the fact that the migrant arrives at their destination in good health.

Regarding Brazilian internal migration, Oliveira (2014) studied the effects of migration on health status using data from the 2008 National Household Sample Survey (PNAD). By means of a probabilistic model, the author demonstrated a significant probability of migration affecting health for females, while no statistical significance was observed for males.

Overall, it has been concluded that migration can impact people's physical and mental health states. Some studies identified positive effects associated with the adoption of healthier habits and increased access to health services. On the other hand, additional research has demonstrated it had negative effects on the health status of migrants, as they encounter challenges in adapting to their new place of residence and accessing essential resources for survival, such as housing and employment.

II. Methodology

Migration-induced population mobility highlights the disparities between migrants' origins and destinations regarding determinants of individual health status (Gushulak; Macpherson, 2006). The present study aims to elucidate the relationship between migration and health status in Brazil by examining individuals over time.

To track individuals longitudinally, cohorts by year of birth, similar to those used in a pseudo panel, must be established. In this case, however, individual values are employed rather than the mean of these cohorts, and dummies are created for each, thus allowing for the monitoring of individuals over time. The dataset comprises individuals born between 1948 and 1981, with 17 dummies established to represent their birth years.

Given the structure of the data available, the Pooled method was used, which enables the stacking of data from the different time units analyzed, assuming that the observations are independent and that the distribution may not be identical over the years. In addition, variables that are considered fixed over time can be controlled through dummies and thus were included to represent the years analyzed (Wooldridge, 2010).

Considering that the dependent variable is of the discrete and ordered type, the ordered Probit model was used in this research. Wooldridge (2010) discussed the estimation of models with discrete variables in the panel. In the case of the ordered Probit, estimation is possible, assuming that the explanatory variables are exogenous and that the error is normally distributed. In this model, the parameters are estimated by maximum likelihood, thus

guaranteeing the consistency of the estimators. Moreover, there is no constant term, as the sum of the cut points, which are the limit values at which individuals move from one category to another, is equal to one. To evaluate the goodness of fit, a Wald test was performed for the estimated models to test the null hypothesis that all coefficients, except for the constant or thresholds, are zero.

The dependent variable is the self-declared individual health status, categorized as follows: 0 - very poor; 1 - poor; 2 - fair; 3 - good and 4 - very good. Although self-reported variables can lead to overestimation or underestimation of the results, Dachs (2002), Theme Filha *et al.* (2008) and Simão Filho *et al.* (2018) consider that qualitative and subjective health variables are reliable indicators of an individual's health status. In this respect, Simão Filho *et al.* (2018) assert that the self-declaration of health depends on various individual characteristics, such as income, ethnicity, schooling and age, as well as the individual's milieu and the availability and accessibility of health services.

In accordance with the literature, alongside the previously mentioned dummies, information on individual characteristics is incorporated, such as schooling level (*schooling* 1, . . . , 4: indicating a range from illiterate to higher education), color (*color*: white or non-white), sex (*sex*: female or male), per capita income (*income per capita*), presence of chronic disease (*chronic disease*); and housing information (*location*: urban or rural residence) and sewage (*Sewage*: access or lack of access to a sewage network). To meet these objectives, dummies were created to represent the migrants' years of residence (*Migrants 5*: migrants with 5 to 9 years' residence, and *Migrants 10*: migrants with more than 10 years' residence). Dummies were also created to denote the migrant's region of origin³. Thus, the estimated model is expressed as follows:

³ Brazil is divided into five macro-regions: South, Southeast, Midwest, North and Northeast.

$$\begin{aligned}
healthstatus_i = & \beta_1 migrant_i + \beta_2 schooling_2_i + \beta_3 schooling_3_i \\
& + \beta_4 schooling_4_i + \beta_5 color_i + \beta_6 sex_i \\
& + \beta_7 income\ per\ capita_i + \beta_8 chronic\ disease_{dis_i} \\
& + \beta_9 location_i + \beta_{10} sewage_i \\
& + \beta_{11} migrants_{10_i} + \beta_{12} year3_i \\
& + \beta_{13} year8_i + origin_{nit}\beta + CO_{jit}\beta + \varepsilon_i
\end{aligned} \tag{1}$$

where *year* represents the dummies for the years used, with 1998 as the baseline; *origin* is a vector that represents the migrant's origins, with subscript *n* as the identifier of each origin; and *CO* denotes the dummies for the years of birth, where $j = 1, \dots, 17$. Subscript *i* corresponds to the individuals who are analyzed over time *t*, specifically the years 1998, 2003 and 2008. The dependent variable assumes the following values:

$$healthstatus^i = 0 \text{ if } -\infty < y^i \leq \mu_0 \tag{2}$$

$$healthstatus^i = 1 \text{ if } \mu_0 < y^i \leq \mu_1 \tag{3}$$

$$healthstatus^i = 2 \text{ if } \mu_1 < y^i \leq \mu_2 \tag{4}$$

$$healthstatus^i = 3 \text{ if } \mu_2 < y^i \leq \mu_3 \tag{5}$$

$$healthstatus^i = 4 \text{ if } \mu_3 < y^i \leq +\infty \tag{6}$$

where μ_i , the *cut points*, represent the limit values at which an individual moves from one category to another. Scenarios are then created to determine the probability of a particular individual declaring their health status. Accordingly, two baseline scenarios were created, one for the native-born individual and another for the migrant, based on the characteristics of the sample mean. In addition to these, five other scenarios are created, each incorporating one different characteristic from the baseline scenario. In total, seven scenarios were included, four to analyze the migrant and three to analyze the native-born. The scenarios were analyzed for the two destinations being studied, the Midwest and the Southeast.

It must also be mentioned that the variable denoting the individual as a migrant considered whether they no longer lived in their region of birth and

had been living for at least five years at their destination (Caiado, 2005; Cunha, 2005; Loureiro, 2018). The migration analysis was conducted in relation to the Brazilian macro-regions of the South, Southeast, Midwest, Northeast and North. Thus, the migrant is defined as an individual born in one of the Brazilian macro-regions who has lived in the Southeast or Midwest for a minimum of 5 years. Individuals who migrated to regions other than those analyzed, namely the South, North and Northeast, were excluded from the sample, as were those who never migrated, with the exception of individuals from the Southeast and Midwest, who are the focus of this research.

Table 1 presents the variables used in the estimations of econometric models, which were selected based on the literature, along with their expected signs.

Table 1. *Variables to be used in the estimations of econometric models*

Variable	Description	Expected sign
<i>health status</i>	Dummy variable representing individuals' health status with the following categorization: 0 - very poor; 1 - poor; 2 - fair; 3 - good; and 4 - very good.	Dependent variable.
<i>migrant</i>	Dummy variable that identifies whether individuals are migrants, with a value of 1 if they are migrants and 0 otherwise.	Sign to be empirically verified. As observed in the literature, there is no consensus regarding the effect of migration on health status.
<i>schooling 1</i>	Dummy variable indicating whether the individual is illiterate or has incomplete primary education, with a value of 1 if true, and 0 otherwise.	Oliveira (2014) found that education level is positively related to health status. Therefore, the expected sign is positive and increasing.
<i>schooling 2</i>	Dummy variable indicating whether the individual is illiterate or has incomplete elementary education, with a value of 1 if true and 0 otherwise.	

Continued

Table 1. Continuation

Variable	Description	Expected sign
<i>schooling 3</i>	Dummy variable indicating whether the individual has completed high school, with a value of 1 if true and 0 otherwise.	
<i>schooling 4</i>	Dummy variable indicating whether the individual has completed higher education, with a value of 1 if true and 0 otherwise.	
<i>Per capita income</i>	Per capita income.	In the relationship between income level and health status, a positive sign is expected, as higher purchasing power is associated with higher chances of individuals reporting their health status as satisfactory (Dachs, 2002).
<i>sex</i>	Dummy variable that assigns a value of 1 if the individual is male and 0 otherwise.	As pointed out in the study by Simão Filho <i>et al.</i> , being female is negatively related to the perception of health status. Therefore, the expected sign is positive.
<i>color</i>	Dummy variable that assigns a value of 1 if the individual is white and 0 otherwise.	Individuals of older age more frequently report poor health status. Thus, a negative relationship is expected between this variable and health status. (Pavao; Werneck; Campos, 2013)
<i>chronic disease</i>	Dummy variable that assigns a value of 1 if the individual has any chronic disease, and 0 otherwise.	A negative relationship is expected, as chronic diseases affect individuals' self-perception of health status, generally leading to its underestimation (Barros <i>et al.</i> , 2006).
<i>sewage</i>	Dummy variable that assigns a value of 1 if the individual's residence has access to a sewage system, and 0 otherwise.	Access to sewage services allows for improvement in health status. Therefore, a positive sign is expected (Zombini, 2013).

Continued

Table 1. *Continuation*

Variable	Description	Expected sign
<i>location</i>	Dummy variable that takes a value of 1 if the individual resides in an urban area, and 0 if in a rural area.	According to Kassouf (2005), residents of rural areas report worse health conditions and seek healthcare services only when they are ill rather than for prevention. Therefore, a positive relationship is expected.
<i>migrants 5</i>	Dummy variable that takes a value of 1 if the individual is a migrant and has resided at the destination for 5 to 9 years, and 0 otherwise.	Sign to be empirically verified.
<i>migrants 10_i</i>	Dummy variable that takes a value of 1 if the individual is a migrant and has resided at the destination for 10 years or more, and 0 otherwise.	
<i>origin</i>	Dummies representing from which of the Brazilian macro-regions migrants originate: <i>origin_south</i> , <i>origin_southeast</i> , <i>origin_central-west</i> , <i>origin_north</i> , and <i>origin_northeast</i> .	Sign to be empirically verified.

Fuente: Source: Own elaboration.

The variable of *chronic disease* is assigned a value of 1 if the individual declares that they have had at least one chronic disease. In the analysis of an individual's schooling, the variable *schooling 1* is used as the baseline, similar to *Migrants 5*, which serves as the reference in the analysis of the migrant's years of residence. The region dummies are assigned a value of 1 to identify the migrant's origin. Thus, if a migrant originates from the South, for example, this dummy assumes a value of 1, whereas the dummies representing the other regions are assigned a value of 0.

III. Data and Descriptive Statistics

The data used were obtained from the National Household Sample Survey (PNAD), which contains individual data on personal and housing characteristics, employment and migration. Migration was incorporated into PNAD in the 1990s, with questions similar to those included in Demographic Censuses. This facilitated the study of migratory flows and migrant behavior (Cunha & Jakob, 2011).

It must be stressed that PNAD is a complex sample survey. Therefore, sample weights must be incorporated to provide an accurate interpretation of the data. PNAD data can also be treated as independent and identically distributed, as they contain all the necessary information for a complex sample (Silva *et al.*, 2002).

In certain years, additional surveys are incorporated into the PNAD to capture specific characteristics of the Brazilian population. In particular, supplementary surveys conducted in 1998, 2003 and 2008 collected information on the health status of individuals and made information available on general aspects of health, diseases and personal habits.

This study uses the information made available from these three years of supplementary health surveys as the sample was created by means of a cohort based on the year of birth, encompassing individuals born between 1948 and 1982. The analysis considered individuals born in one of the other four regions who migrated to the Midwest, as well as those born in the Midwest who remained there. Similarly, individuals who were born in one of the other four regions and migrated to the Southeast, as well as those who were born in the Southeast and remained there, were also considered.

Table 2 shows that there was a slight percentage variation in the composition of the sample, revealing a higher percentage of migrants in the Midwest than in the Southeast. For both regions, most of the sample is made up of migrants, as the study encompasses the total number of migrants who moved from their region of origin at least five years previously. Hence, individuals who had moved to these regions six, seven or more years earlier were included.

Table 2. *Distribution of data sample by region, according to years*

Midwest (MW)	1998	2003	2008
Total Sample	5173	7122	6990
Migrants	4286	6021	5990
Proportion of migrants in the total sample	0.8285	0.8454	0.8569
Southeast (SE)	1998	2003	2008
Total Sample	7.593	9.345	8.956
Migrants	4587	5973	5740
Proportion of migrants in the total sample	0.6041	0.6392	0.6409

Source: Own elaboration.

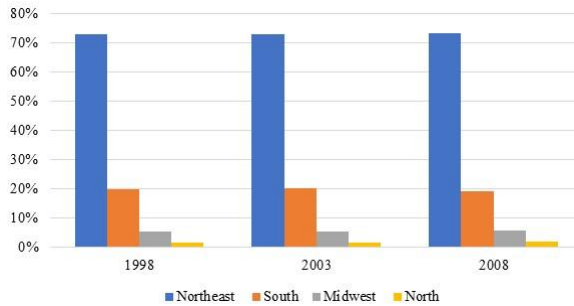
The percentage distribution of migrants is greater in the Midwest than in the Southeast, which could have stemmed from the process of settlement and the attraction of the respective regions. It is important to mention that the Midwest only received substantial government incentives from the 1930s onward (Araújo, 2018). In this respect, Tavares (2001) states that, initially, the destinations of the migratory flows were coastal towns and cities but later expanded to the interior, mainly within the state of São Paulo. Subsequent expansion into the interior of the country then began with the development of the agricultural frontier. The Midwest and North began to receive large migratory contingents, which led to intense population growth in the former, especially in urban areas.

Figures 1 and 2 illustrate the percentage of migrants by origin for each region of destination. The profile of the migrants in these regions is different.

In the Southeast, over 70% of migrants came from the Northeast, with little variation across the examined years. For the Midwest, approximately 40% of migrants came from the Northeast and a similar percentage from the Southeast.

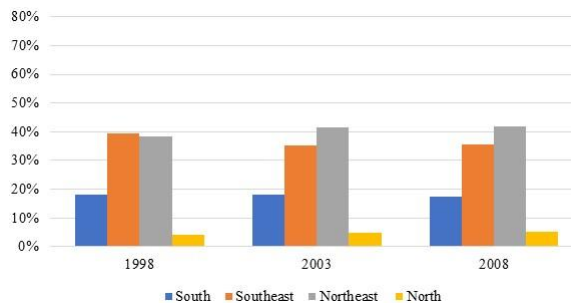
The issue of northeastern migration to the Southeast has been the subject of several studies. Ojima and Fusco (2015) analyzed the trajectory of northeastern migrants and highlighted the large numbers migrating to the

Figure 1. *Distribution of migrants, according to origin, residing in the Southeast for all years of the sample*



Source: Own elaboration.

Figure 2. *Distribution of migrants, according to origin, residing in the Midwest for all years of the sample*



Source: Own elaboration.

Southeast in search of better living conditions. As regards the Midwest, the construction of Brasília and the advance of the agricultural frontier attracted migrants from all Brazilian regions (Rigotti & Cunha, 2012; IPEDF, 2014).

Regarding migrants' origins, Maciel and Oliveira (2011) identified a pattern similar to that of the present study, namely that the Midwest and North are the regions with fewer emigrants. They also found that the majority of migrants residing in the Midwest were from the Northeast and Southeast, while migrants living in the Southeast came primarily from the Northeast.

Table 3. *Descriptive statistics of the variables used in the econometric models for the Midwest, for all years analyzed*

Variable	Mean	Minimum	Maximum
<i>health status_i</i>	2.8732	1	4
<i>migrant</i>	0.8451	0	1
<i>sex</i>	0.4870	0	1
<i>color</i>	0.4653	0	1
<i>location</i>	0.8714	0	1
<i>chronic disease</i>	0.4042	0	1
<i>sewage</i>	0.4670	0	1
<i>per capita income</i>	2,131.25	0	70838.40
<i>schooling 1</i>	0.1475	0	1
<i>schooling 2</i>	0.4396	0	1
<i>schooling 3</i>	0.2721	0	1
<i>schooling 4</i>	0.1408	0	1
<i>migrants 5_i</i>	0.1290	0	1
<i>migrants 10_i</i>	0.7160	0	1
<i>southeast</i>	0.1512	0	1
<i>midwest</i>	0.1549	0	1
<i>northeast</i>	0.3449	0	1
<i>north</i>	0.0410	0	1
<i>south</i>	0.1513	0	1

Source: Own elaboration.

The descriptive statistics of the variables used can be analyzed from Tables 3 and 4, considering the total sample for all years. It can be seen that the mean of health status declarations is higher in the Southeast than in the Midwest. Furthermore, the Midwest exhibits a higher average number of migrants who have lived there for more than 10 years. For both regions, most individuals have elementary schooling (*schooling 2*) and do not have any chronic diseases. In terms of income level, the Midwest has a higher mean.

Table 4. *Descriptive statistics of the variables for the Southeast, for all years analyzed*

Variables	Mean	Minimum	Maximum
<i>health status_i</i>	2.9527	1	4
<i>migrant</i>	0.6295	0	1
<i>sex</i>	0.4715	0	1
<i>color</i>	0.5649	0	1
<i>location</i>	0.9425	0	1
<i>chronic disease</i>	0.3898	0	1
<i>sewage</i>	0.8174	0	1
<i>per capita income</i>	1,675.22	0	68827.88
<i>schooling 1</i>	0.2018	0	1
<i>schooling 2</i>	0.4662	0	1
<i>schooling 3</i>	0.2438	0	1
<i>schooling 4</i>	0.0881	0	1
<i>migrants 5_i</i>	0.0818	0	1
<i>migrants 10_i</i>	0.5476	0	1
<i>southeast</i>	0.3705	0	1
<i>midwest</i>	0.0342	0	1
<i>northeast</i>	0.4603	0	1
<i>north</i>	0.0107	0	1
<i>south</i>	0.1243	0	1

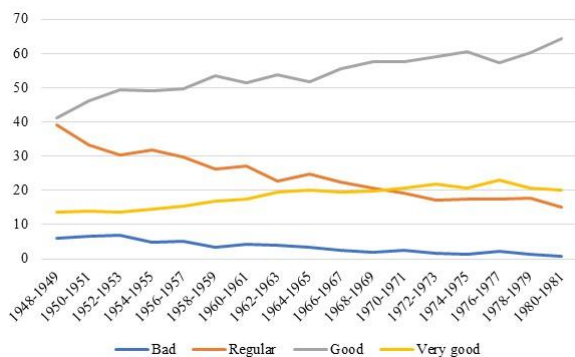
Source: Own elaboration.

Regarding sex, most of the sample is female in the two regions of destination analyzed. As regards color, in the Southeast, the majority is white, while in the Midwest, it is non-white. In terms of the relationship between these characteristics and self-declaration of health status, the literature found that women tended to report a worse health status than men among both migrants and native-born individuals. As for color, it was observed that a smaller proportion of non-whites tended to declare a “very good” health status (Barata *et al.*, 2007; Simão Filho *et al.*, 2018).

As determined by the Census, the majority of the population in both regions lived in the urban area. In the Southeast, most people in the sample had access to the sewage network, which was not the case in the Midwest. These results are supported by the literature, which reports that residents of rural areas have greater difficulty in accessing health services and that enhanced sanitation services contribute to prevention and, consequently, a reduction in the incidence of disease. In this regard, the presence of even minimal sanitation services is related to improved health conditions (Arruda *et al.*, 2017; Zombini, 2013).

Regarding declarations of perceived health status, Figures 3 and 4 depict the proportion of the sample that reported their health status within each category for both regions. The results show that for both regions, the number of self-declarations of “very good” is higher and the number of “fair” and “poor” is lower when the proportion of young people in the sample is higher. This result is corroborated by the literature, indicating that as people age, positive health declarations tend to decrease (Camarano, 2002).

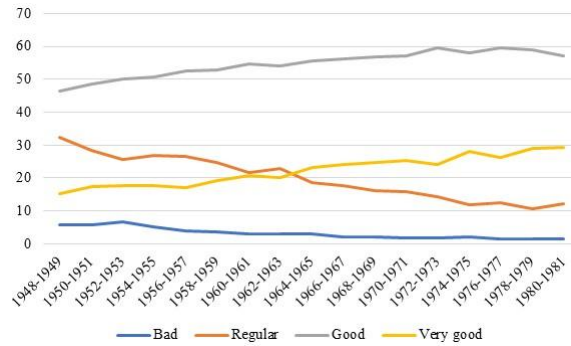
Figure 3. *Evolution of health status self-reports, according to year of birth cohorts for the Midwest*



Source: Own elaboration.

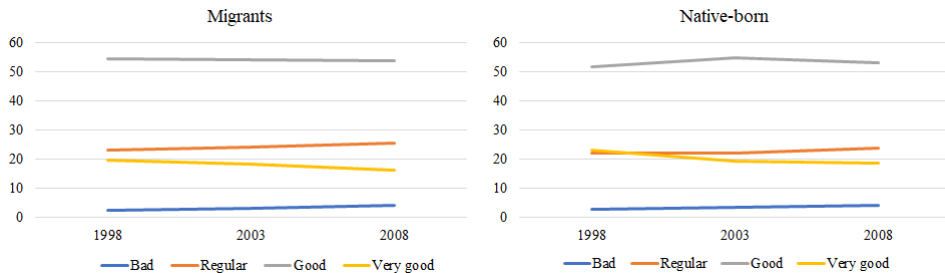
In order to analyze the evolution of self-declarations of perceived health status between the years covered by the sample, Figures 5 and 6 present these proportions for migrants and native-born individuals in both regions.

Figure 4. *Evolution of health status self-reports, according to year of birth cohorts for the Southeast*



Source: Own elaboration.

Figure 5. *Evolution of health status for migrants and native-born of the Midwest, according to the years analyzed*

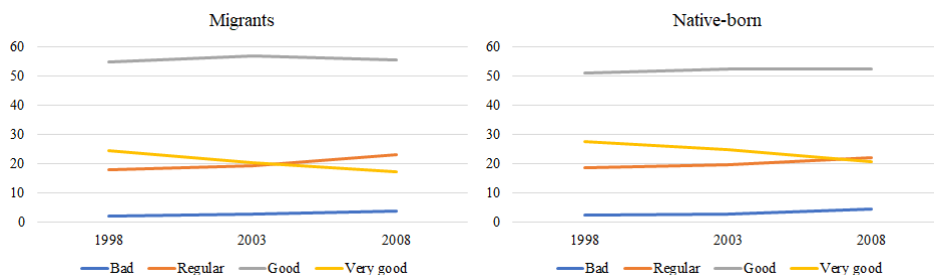


Source: Own elaboration.

For both regions of destination, the highest percentage of individuals declare their health status as “good,” with minor fluctuations between the years, both for migrants and native-born residents. In general, there was also a slight increase in reports of perceived health status as “poor” and “fair”, alongside a drop in the proportions of self-reported “very good” health status.

These differences observed between native-born individuals and migrants and between regions can also be attributed to the influence of various socioeconomic factors on health status. Because physical, mental and social

Figure 6. *Evolution of health status for migrants and native-born of the Southeast, according to the years analyzed*



Source: Own elaboration.

well-being are complementary, migrants may perceive their health status differently, as they experienced different social and acculturation situations (Dachs & Santos, 2006; Kopec *et al.*, 2001).

Self-reported health status is also influenced by the presence or absence of chronic disease. The correlation between this variable and health status was -0.3881 for the Midwest and -0.3855 for the Southeast, which indicates a negative relationship between contracting a chronic disease and health status, a finding corroborated by Simão Filho *et al.* (2018).

Considering that income is a factor affecting health status, Table 5 displays this relationship for native-born and migrants by receiving region. As already noted, the monetary income values were deflated, using the National Consumer Price Index (INPC) as a basis and updated to 2008. Information on per capita income is used, adjusted to 2008 values, the last year of the sample, employing the INPC.

The highest income means were observed among individuals who declared their health status as “good” and “very good”. This relationship was also demonstrated in a study by Dachs (2002); the likelihood of an individual declaring their health status as “very good” increased by 10% with each increase in income decile.

Table 5. Mean income of migrants and native-born in relation to health status, per year and receiving region

		1998			
		Poor	Fair	Good	Very good
Midwest	Migrant	R\$ 1172.86	R\$ 1989.45	R\$ 2932.18	R\$ 4637.21
	Native-born	R\$ 1495.31	R\$ 1739.06	R\$ 2676.54	R\$ 4173.14
Southeast	Migrant	R\$ 1573.00	R\$ 1806.05	R\$ 2196.04	R\$ 2598.84
	Native-born	R\$ 1333.75	R\$ 1794.07	R\$ 2512.89	R\$ 3080.88
		2003			
Midwest	Migrant	R\$ 1508.68	R\$ 1752.84	R\$ 2530.09	R\$ 4144.59
	Native-born	R\$ 1525.26	R\$ 1794.12	R\$ 2605.09	R\$ 4953.33
Southeast	Migrant	R\$ 1578.33	R\$ 1492.02	R\$ 1788.60	R\$ 2346.25
	Native-born	R\$ 1305.09	R\$ 1773.79	R\$ 2219.14	R\$ 3122.02
		2008			
Midwest	Migrant	R\$ 562.48	R\$ 685.59	R\$ 995.32	R\$ 1631.32
	Native-born	R\$ 366.05	R\$ 624.87	R\$ 901.66	R\$ 1528.77
Southeast	Migrant	R\$ 587.81	R\$ 554.83	R\$ 661.67	R\$ 970.24
	Native-born	R\$ 438.39	R\$ 593.90	R\$ 878.72	R\$ 1407.87

Source: Own elaboration.

In terms of the relationship between migration and health status, another relevant factor is the migrant's years of residence at the destination. Halli and Hancham (2005) argue that understanding the evolution of a migrant's health status throughout their years of residence facilitates the implementation of targeted health measures to improve their care. Table 6 presents the migrant's health status in relation to their years of residence in each receiving region. There was a slight worsening in self-reported health status over the years, irrespective of years of residence. In addition, it was observed that individuals residing for more than 10 years were more likely to self-report their health status as "poor" and "fair" than those living for 5 to 9 years in both receiving regions. However, the percentages in the Southeast are higher than those

in the Midwest when the “very good” health status is taken into account. A deterioration in health status over the years of living in the region of destination was also identified in the study conducted by Kearns *et al.* (2017). This trend could be attributed to a variety of factors such as age, acculturation and the challenges faced during migration.

Table 6. *Years of residence and perceived health status per receiving region*

		5 to 9 years	10 years or more
1998	Total	758 migrants (100%)	3829 migrants (100%)
	SE		
	Poor	12 migrants (1.58%)	95 migrants (2.48%)
	Fair	125 migrants (16.49%)	695 migrants (18.15%)
	Good	443 migrants (58.44%)	2083 migrants (54.40%)
	Very good	956 migrants (23.48%)	956 migrants *24.97%
2003	Total	785 migrants (100%)	3501 migrants (100%)
	MW		
	Poor	16 migrants (2.04%)	99 migrants (2.83%)
	Fair	171 migrants (21.78%)	816 migrants (23.31%)
	Good	458 migrants (58.34%)	1875 migrants (53.56%)
	Very good	140 migrants (17.83%)	711 migrants (20.31%)
2003	Total	903 migrants (100%)	5070 migrants (100%)
	SE		
	Poor	15 migrants (1.66%)	166 migrants (3.27%)
	Fair	152 migrants (16.83%)	1016 migrants (20.04%)
	Good	527 migrants (58.36%)	2873 migrants (56.67%)
	Very good	209 migrants (23.15%)	1015 migrants (20.02%)
2003	Total	962 migrants (100%)	5059 migrants (100%)
	MW		
	Poor	24 migrants (2.49%)	174 migrants (3.44%)
	Fair	208 migrants (21.62%)	1252 migrants (24.75%)
	Good	526 migrants (54.68%)	2733 migrants (54.02%)
	Very good	204 migrants (21.21%)	900 migrants 17.79%

Continued

Table 6. Continuation

	Total	458 migrants (100%)	5282 migrants (100%)
	Poor	14 migrants (3.06%)	216 migrants (4.09%)
SE	Fair	97 migrants (21.18%)	1226 migrants (23.21%)
	Good	251 migrants (54.80%)	2939 migrants (55.64%)
2008	Very good	96 migrants (20.96%)	901 migrants (17.06%)
	Total	741 migrants (100%)	5249 migrants (100%)
	Poor	19 migrants (2.56%)	228 migrants (4.34%)
MW	Fair	153 migrants (20.65%)	1384 migrants (26.37%)
	Good	423 migrants (57.09%)	2797 migrants (53.29%)
	Very good	146 migrants (19.70%)	840 migrants (16.00%)

Source: Own elaboration.

Descriptive statistics provide evidence of the relationship between migration and self-reports of individual health status in the receiving regions considered. This relationship is addressed in the following subsection.

IV. Econometric Results

In this subsection, the econometric results are presented and discussed based on the estimates of the ordered Probit model and the scenarios created. Table 6 displays the results of the model that determines health status for the Southeast and Midwest, which are considered receiving regions in this study. Dummy variables were included to control for the years analyzed and the individuals in the cohorts. The results of the Wald test for both models reject the null hypothesis, indicating that the ordered probit model is a good fit for the data. Specifically, the chi-square statistic for the Midwest model was 5300.26, with a p -value of 0.0. For the Southeast model, the chi-square statistic was 4536.88, with a p -value of 0.0.

Table 7. Results of the econometric models estimated for the regions of destination

Variable	Midwest			Southeast		
	Coeff.	Standard error	$P > Z $	Coeff.	Standard error	$P > Z $
<i>migrant</i>	-0.00942 ^{ns}	0.0322	0.770	-0.08232***	0.0280	0.003
<i>migrants 10</i>	-0.00060 ^{ns}	0.0251	0.981	0.04045 ^{ns}	0.0269	0.133
<i>origin_south</i>	0.04092 ^{ns}	0.0267	0.125	-0.00407 ^{ns}	0.0227	0.857
<i>origin_southeast</i>	0.04837**	0.0209	0.021	-	-	-
<i>origin_north</i>	0.00547 ^{ns}	0.0425	0.898	0.09960 ^{ns}	0.0692	0.196
<i>origin_midwest</i>	-	-	-	0.12575***	0.0396	0.002
<i>schooling 2</i>	0.14121***	0.0274	0.000	0.10396***	0.0216	0.000
<i>schooling 3</i>	0.45800***	0.0295	0.000	0.32487***	0.0242	0.000
<i>schooling 4</i>	0.69284***	0.0362	0.000	0.60074***	0.0330	0.000
<i>per capita income</i>	0.00003***	0.0002	0.000	0.00004***	0.0003	0.000
<i>chronic disease</i>	-0.84749***	0.0178	0.000	-0.84570***	0.0156	0.000
<i>sex</i>	0.17803***	0.0163	0.000	0.10206***	0.0140	0.000
<i>color</i>	0.08889***	0.0171	0.000	0.11085***	0.0145	0.000
<i>location</i>	0.02681 ^{ns}	0.0255	0.293	0.05026 ^{ns}	0.0314	0.110
<i>sewage</i>	0.07375***	0.0178	0.000	0.06967***	0.0193	0.000
<i>cohort dummies</i>	Yes			Yes		
<i>dummies of years</i>	Yes			Yes		
<i>cut 1</i>	-2.15167	0.0615		-2.27774	0.0566	
<i>cut 2</i>	-0.70691	0.0591		-0.96978	0.0547	
<i>cut 3</i>	1.04075	0.0593		0.74566	0.0545	
Num. of observations		28894			19285	
Wald chi2		5300.26			4536.88	
Prob. > chi2		0.0000			0.0000	

***significant at 1%, **significant at 5%, *significant at 10%, ns - not significant.

Source: Own elaboration.

In relation to the main objective of this research, it was concluded that migration affects individual health status in the receiving regions in different

ways. In the Midwest, migration had no impact on self-reported health, while in the Southeast, it had a negative effect, indicating that migrants tended to declare a lower health status.

The above-mentioned difference may arise from the discrepancies between the regions in terms of climatic, cultural and infrastructural conditions. Such differences in the health sector are demonstrated in the study by Viacava and Bellido (2016), which analyzes health services and other variables available in the PNAD and the National Health Survey (PNS). The authors found that in the Southeast there is a lower percentage of consultations via the public system than in the other regions, which could affect migrants' access to these services and thus influence their self-assessment.

Tables 3 and 4 showed differences between the two regions in the sample, indicating that the Midwest has more migrants than the Southeast. In addition, Figures 5 and 6 showed a slight discrepancy in the evolution of self-declarations. In this respect, in the Midwest, the trajectory of the self-declarations was maintained, with more "fair" than "very good" declarations. Conversely, in the Southeast, the trend is inverted from 2003 onwards, with more "fair" than "very good" declarations, which could contribute to explaining the different results.

Furthermore, it must be considered that the characteristics brought by migrants from their respective regions of origin could explain a large part of these differences. Cook's (1994) study demonstrates that cultural patterns of behavior and beliefs regarding health care have an impact on the quality of health of individuals.

The econometric estimation results reveal that migrants from the Southeast declare better health status when the Midwest is considered as a destination, with the results being non-significant for those from the North and South in comparison to the Northeast. In turn, when considering the Southeast as the receiving region, it is observed that migrants from the Midwest declare a better health status than those from the Northeast. In contrast, migrants from the South and North regions did not exhibit any statistically significant differences in relation to those from the Northeast.

How can these discrepancies be explained? As illustrated in Figures 1 and 2, the composition of migrants' origin is not the same for the two regions, as the majority in the Southeast come from the Northeast, where the health status declaration is predominantly "fair" and "poor". In the Midwest, there is a more equitable distribution between migrants from the Southeast, who tend to declare better health status, and those from the Northeast, thus contributing to the non-significance of the results. In line with these results, the studies by Vigotti *et al.* (1988) and Fascioli *et al.* (1995) also identified that the region of origin is a major factor in the health status of migrants.

As previously mentioned, the years of residence in the region of destination play a critical role in the relationship between migration and health status. Taking as a parameter the migrants who have lived between 5 and 9 years at the destination, there was no statistical significance in the two receiving regions, indicating that the years of residence do not affect the migrants' health status. Although there is evidence in the literature that the health status of individuals deteriorates as the years of residence increase, taking age and acculturation factors into account (Halli; Ancham, 2005; Kearns *et al.*, 2017; Rechel *et al.*, 2013; Kaleta *et al.* 2009; Poulter *et al.*, (1990), this trend was not supported in our study. This may be partly explained by Halli and Ancham's (2005) study, which revealed that migrants tend to have better health status than the native-born, although they tend to present greater similarity over time.

In addition, most of the other control variables exhibited statistical significance. In this regard, the dummy denoting the contraction of a chronic disease presents a negative sign. The literature shows that individuals with a chronic disease may experience difficulty in performing day-to-day activities, thereby compromising their quality of life. Accordingly, individuals who are afflicted with a chronic disease rate their health status as inferior compared to others (Simão Filho *et al.* 2018).

The two receiving regions exhibited positive signs when the relationship between schooling and health status was analyzed considering individuals who are illiterate or lack schooling as baseline (Sch1). Consequently, it can be concluded that an individual's health status improves as their schooling level

increases. This finding is supported by studies such as those of Kaleta *et al.* (2009) and Jiménez-García *et al.* (2008).

Using per capita income to capture people's economic conditions, it was found that the higher the income, the higher the likelihood of an individual having good health status. The literature on the subject argues that higher income levels facilitate enhanced disease prevention and hygiene conditions for people, thus improving individuals' health status (Santos *et al.*, 2012).

Regarding place of residence, there was no statistical significance in reporting better health status for individuals living in an urban area. Although urban residents have greater access to health services, some studies have shown that this does not imply better health conditions when compared to those of rural residents (Arruda; Maia; Alvez, 2017).

The coefficient of the variable denoting access to a sewage network is significant and positive. Therefore, individuals who have access to a sewage network tend to declare better health status. Scriptore (2016) demonstrated the importance of sanitation services by asserting that improvements in terms of sanitation are beneficial for health status and reduce healthcare expenses, for instance, by mitigating the spread of waterborne diseases.

In the estimated models with dichotomous dependent variables, such as Probit, the probability of a given event occurring must be inferred. Scenarios were therefore created to analyze the probability of a certain individual declaring their health status. As mentioned already, two baseline scenarios were defined, one for the native-born individual and the other for the migrant. These scenarios were created based on the characteristics of the mean of the sample for both migrants and native-born individuals. As mentioned above, Scenario 1, the baseline for the native-born, considers a native-born female who is white, has an income of R\$ 2000.00, has access to a sewage network, does not have a chronic disease, lives in an urban area, and was born between 1964 and 1965. For Scenario 2, the migrant baseline, the characteristics of Scenario 1 are maintained but a migrant born in the Northeast is used.

Furthermore, five additional scenarios were created. Scenarios 3, 4 and 5 denoted migrants for whom the following characteristics were altered in relation to the migrant's baseline scenario: origin, schooling (higher

education) and the presence of chronic illness, respectively. Scenarios 6 and 7 represented the native-born individuals for whom the characteristic of schooling is changed to higher education, and the absence of a chronic disease is changed to the presence of a chronic disease, in relation to the baseline scenario of the native-born. These characteristics were chosen due to their statistical impact on an individual's health status and their alignment with the specialized literature. Tables 8 and 9 illustrate these scenarios.

The econometric results for the Midwest revealed no significant differences between migrants and native-born individuals (S1 and S2). When Scenarios 3, 4 and 5 are analyzed in relation to Scenario 2 (baseline for migrant), no differences between the probabilities in Scenario 3 are observed. However, for Scenarios 4 and 5, significant differences were found for all probabilities of self-declared health status presented a positive difference of 18.06 pp in the probability of individuals with higher education declaring their health status as "very good". Additionally, in Scenarios 5 and 2, the likelihood of individuals with chronic disease declaring their health status as "fair" is 23.66 pp higher.

When the native-born individuals with higher education (S6) were compared to those with chronic diseases (S7) in relation to the native-born baseline (S1), a similar dynamics to that observed in migrants regarding the higher education and chronic disease variables was evident. However, when higher education between native-born and migrant, S6 and S4, and chronic diseases between the native-born and migrant, S7 and S5 were compared, it was found that there were no differences between the probabilities of the native-born and migrant declaring any health status.

Observing baseline scenarios (S1) and (S2) for the Southeast, it was found that the migrants had 0.17 pp more chances of declaring their health status as "poor" and 1.58 pp more chances of declaring their health status as "fair". However, there were no significant differences in the probabilities of declaring their health status as "good" or "very good".

Concerning migrants, it was observed that the characteristics of Midwest origin (S3), education (higher education) (S4), and the presence of chronic disease (S5), exhibit significant differences for all health status declarations in relation to the baseline scenario (S2).

Table 8. Probabilities and scenarios for self-reported health status for the Midwest

Scenario 1 (S1): baseline for native-born		Confidence interval (95%)
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	1.05%	0.80% – 1.30%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	18.29%	16.25% – 20.34%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	61.70%	60.93% – 62.46%
P (health status ≥ 4)	18.96%	16.72% – 21.19%
Scenario 2 (S2): baseline for migrants		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	1.08%	0.81% – 1.34%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	18.53%	16.37% – 20.67%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	61.69%	60.92% – 62.46%
P (health status ≥ 4)	18.70%	16.39% – 21.02%
Scenario 3 (S3): Southeast migrant		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	0.95%	0.70% – 1.19%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	17.35%	15.20% – 19.48%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	61.67%	60.90% – 62.45%
P (health status ≥ 4)	20.03%	17.54% – 22.52%
Scenario 4 (S4): Migrant with higher education		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	0.22%	0.15% – 0.29%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	7.76%	6.42% – 9.10%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	55.26%	53.06% – 57.46%
P (health status ≥ 4)	36.76%	33.26% – 40.27%
Scenario 5 (S5): Migrant with chronic disease		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	7.32%	6.06% – 6.58%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	42.29%	39.94% – 44.64%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	46.25%	43.55% – 48.95%
P (health status ≥ 4)	4.14%	3.35% – 4.92%
Scenario 6 (S6): native-born with higher education		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	0.21%	0.15% – 0.28%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	7.63%	6.37% – 8.88%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	55.04%	52.93% – 57.15%
P (health status ≥ 4)	37.12%	33.80% – 40.43%
Scenario 7 (S7): native-born with chronic disease		
P ($0 < \text{health status} \leq 1$)	7.19%	6.00% – 8.37%
P ($1 < \text{health status} \leq 2$)	42.04%	39.78% – 44.30%
P ($2 < \text{health status} \leq 3$)	46.54%	43.98% – 49.10%
P (health status ≥ 4)	4.22%	3.46% – 4.98%

Source: Own elaboration.

Table 9. *Probabilities and scenarios for self-reported health status for the Southeast*

Scenario 1 (S1): Baseline for native-born		Confidence interval
P (0 < health status ≤ 1)	0.69%	0.55% – 0.82%
P (1 < health status ≤ 2)	11.63%	10.44% – 12.82%
P (2 < health status ≤ 3)	58.62%	57.56% – 59.67%
P (health status ≥ 4)	29.07%	26.91% – 31.23%
Scenario 2 (S2): Baseline for migrants		
P (0 < health status ≤ 1)	0.86%	0.67% – 1.06%
P (1 < health status ≤ 2)	13.21%	11.66% – 14.75%
P (2 < health status ≤ 3)	59.60%	58.61% – 60.61%
P (health status ≥ 4)	26.32%	23.83% – 28.82%
Scenario 3 (S3): Midwest migrant		
P (0 < health status ≤ 1)	0.61%	0.41% – 0.80%
P (1 < health status ≤ 2)	10.84%	8.96% – 12.73%
P (2 < health status ≤ 3)	57.97%	56.21% – 59.72%
P (health status ≥ 4)	30.57%	26.86% – 34.28%
Scenario 4 (S4): Migrant with higher education		
P (0 < health status ≤ 1)	0.20%	0.14% – 0.26%
P (1 < health status ≤ 2)	5.62%	4.62% – 6.62%
P (2 < health status ≤ 3)	49.78%	47.26% – 52.30%
P (health status ≥ 4)	44.39%	40.87% – 47.92%
Scenario 5 (S5): migrant with chronic disease		
P (0 < health status ≤ 1)	6.20%	5.20% – 7.20%
P (1 < health status ≤ 2)	34.55%	32.42% – 36.68%
P (2 < health status ≤ 3)	52.26%	50.24% – 54.28%
P (health status ≥ 4)	6.99%	5.93% – 8.05%
Scenario 6 (S6): native-born with higher education		
P (0 < health status ≤ 1)	0.16%	0.11% – 0.20%
P (1 < health status ≤ 2)	4.77%	4.02% – 5.52%
P (2 < health status ≤ 3)	47.42%	45.16% – 49.67%
P (health status ≥ 4)	47.65%	44.66% – 50.64%
Scenario 7 (S7): native-born with chronic disease		
P (0 < health status ≤ 1)	5.26%	4.52% – 5.99%
P (1 < health status ≤ 2)	32.34%	30.53% – 34.15%
P (2 < health status ≤ 3)	54.24%	52.70% – 55.78%
P (health status ≥ 4)	8.15%	7.17% – 9.14%

Source: Own elaboration.

The evaluation of Scenarios 6 and 7 in relation to the baseline scenario (S1) of the native-born revealed that all the differences between the probabilities were significant. When compared to Scenario 1, the largest significance was observed among individuals with chronic disease (S7), where the proportion declaring health status as “fair” increased by 20.71 pp, while those reporting it as “very good” decreased by 20.92 pp.

Significant results were observed for the probabilities of declarations by the native-born and migrants, however with minimal discrepancies between the two groups and some non-significant results. The findings indicate that the characteristics of schooling and chronic diseases positively affected the probabilities when compared to the baseline scenarios. Specifically, schooling (higher education) mainly influenced the probability of declaring health status as “very good”, and the presence of a chronic disease affected the probability of declaring health status as “fair”. However, there were no differences between native-born individuals and migrants.

Slightly different probabilities between migrants and non-migrants were reported by Barbone *et al.* (1996), revealing that the odds ratio for developing breast cancer among females over 24 years of age who migrated from central and southern Italy to the north of the country was 0.6 and 0.7, respectively. For younger migrants, there was no significant difference. In turn, Fascioli, *et al.* (1995) analyzed the risks associated with migrants contracting various types of cancer and showed that such risks were 1.30 for males and 1.31 for females when compared to the local population at their place of residence.

Conclusion

This article aimed to analyze the effect of migration on the health status of individuals in Brazil, focusing on the two largest receiving regions, the Midwest and the Southeast. The literature indicates a complex relationship, providing evidence that migrants declare a worse health status while also including studies that report opposing results. To achieve its intended purpose, the study used a panel with three years of analysis, 1998, 2003 and 2008, and implemented the Pooled method with control dummies for the time variables. Estimation was carried out using an ordered Probit model.

The overall findings indicate that migrants exhibited worse health status than the native-born in the Southeast, while no statistical significance was observed in the Midwest. In addition, characteristics acquired in their region of origin influenced the health status of migrants in different ways depending on the destination. In that respect, it was found that migrants from the Southeast who were currently residing in the Midwest tended to declare better health status than those who had migrated from the Northeast. Furthermore, migrants from the Midwest living in the Southeast also declared better health status than those from the Northeast. It was also found that the years of residence did not affect the health status of the migrants in the two receiving regions considered.

The results underscore the importance of formulating and implementing public policies, particularly in relation to raising awareness and adopting healthy hygiene habits. Such policies could enhance the training of professionals in assisting migrants and understanding the peculiarities of each region to better diagnose their health status, especially those coming from the Northeast. The main limitation of the present study is the restricted data, which prevents the analysis of a real panel dataset that could control for endogeneity. Finally, it is recommended to conduct further studies to provide more specific information on the regions, as this would probably help in understanding the disparities between them.

Ethics Statement

This research article did not work with a person or groups of persons to generate the data used in the methodology; therefore, it did not require the endorsement of an Ethics Committee for its realization.

References

- Alves, J. F. S., Martins, M. A. C., Borges, F. T., Silveira, C., & Muraro, A. P. (2019). Utilização de serviços de saúde por imigrantes haitianos na grande Cuiabá, Mato Grosso, Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 24, 4677-4686. DOI: 10.1590/1413-812320182412.32242017

- Araújo, M. A. C., 2018. A Região Centro-Oeste no Contexto da “Modernização” do Sertão. *Mosaico*, 11(2), 255-264. <https://doi.org/10.18224/mos.v11i2.6260>
- Arruda, N. M., Maia, A. G., & Alves, L. C. (2017). Desigualdade Socioeconômicas no Acesso à Saúde entre as Áreas Urbanas e Rurais do Brasil: uma Análise dos Anos de 1998, 2003 e 2008. *Anais*, 1-21. <https://files.alapop.org/congresso7/files/pdf/144-200.pdf>
- Barata, R. B., Almeida, M. F., Montero, C. V., Silva, Z. P., 2007. Health inequalities on ethnicity in individuals aged 15 to 64, Brazil, 1998. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(2), 305-313. DOI: 10.1590/s0102-311x2007000200006
- Barbone, F., Filiberti, R., Franceschi, S., Talamini, R., Conti, E., Montella, M., & La Vecchia, C. (1996). Socioeconomic Status, Migration and The Risk of Breast Cancer in Italy. *International Journal of Epidemiology*, 25(3), 479-487. <https://doi.org/10.1093/ije/25.3.479>
- Barros, M. B. A., César, C. L. G., Carandina, L., & Torre, G. D. (2006). Desigualdades sociais na prevalência de doenças crônicas no Brasil, PNAD-2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11(4), 911-926. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232006000400014>
- Bennett, S. A. (1993). Inequalities in Risk Factors and Cardiovascular Mortality among Australia's Immigrants. *Australian Journal of Public Health*, 17(3), 251-261. <https://doi.org/10.1111/j.1753-6405.1993.tb00145.x>
- Bhugra, D. (2004). Migration and Mental Health. *Acta psychiatrica scandinavica*, 109(4), 243-258. <https://doi.org/10.1046/j.0001-690X.2003.00246.x>
- Caiado, M. C. S. (2005). Deslocamentos intra-urbanos e estruturação socioespacial na metrópole brasiliense. *São Paulo em perspectiva*, 19(4), 64-77. <https://doi.org/10.1590/S0102-88392005000400004>
- Camarano, A. M. (2002). Envelhecimento da população brasileira: Uma contribuição demográfica. Em E. V. Freitas, L. Py, A. L. Neri, F. A. X.

- Cançado, M. L. Gorzoni & S. M. Rocha (Eds.), *Tratado de Geriatria e Gerontologia* (58-71). Guanabara Koogan.
- Cook, P. (1994). Chronic Illness Beliefs and the Role of Social Networks Among Chinese, Indian, and Angloceltic Canadians. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 25(4), 452-465. <https://doi.org/10.1177/0022022194254002>
- Centro de Políticas Públicas. Instituto de Ensino e Pesquisa (CPP/Insper). (2009). Relatório da pesquisa sobre saúde com a Pnad de 1998 e 2003. São Paulo.
- Cunha, J. M. P. (2005). Migração e urbanização no Brasil: alguns desafios metodológicos para análise. *São Paulo em perspectiva*, 19(4), 3-20. <https://doi.org/10.1590/S0102-88392005000400001>
- Cunha, J. M. P., & Jakob, A. A. E. (2011). O uso das PNAD's na análise do fenômeno migratório: possibilidades e desafios metodológicos. *Espacial da População*, 157. <https://www.nepo.unicamp.br/publicacoes/livros/mobilidade/cap8.pdf>
- Dachs, J. N. W. (2002). Determinantes das desigualdades na auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/1998. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4), 641-657. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232002000400004>
- Dachs, J. N. W., & Santos, A. P. R. (2006). Auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11(4), 887-894. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232006000400012>
- Davies, A., A., Basten, A., & Frattini, C. (2009). *Migration: A Social Determinant of the Health of Migrants* [OIM Background Paper. https://migrant-integration.ec.europa.eu/sites/default/files/2009-10/docl_9914_392596992.pdf
- Deb, P., & Gurevich, T. (2017). *The Effects of Internal Migration on Health of Adults in Indonesia* [working paper 2017-05-B. U.S]. International

- Trade Commission 500 E Street SW Washington, DC 20436. https://www.usitc.gov/publications/332/working_papers/migration-health-wp-html.html
- Ebrahim, S., Kinra, S., Bowen, L., Andersen, E., Ben-Shlomo, Y., Lyngdoh, T., Ramakrishnan, L., Ahuja, R. C., Joshi, P., Mohan Das, S., Mohan, M., Smith, G. D., Prabhakaran, D., & Reddy, K. S. (2010). The Effect of Rural-To-Urban Migration on Obesity and Diabetes in India: A Cross-Sectional Study. *PLoS Medicine*, 7(4), e1000268. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000268>
- Fascioli, S., Capocaccia, R., & Mariotti, S. (1995). Cancer Mortality in Migrant Populations within Italy. *International Journal of Epidemiology*, 24(1), 8-18. <https://doi.org/10.1093/ije/24.1.8>
- Green, M. A., Subramanian, S. V., Vickers, D., & Dorling, D. (2015). Internal Migration, Area Effects and Health: Does Where You Move to Impact upon Your Health? *Social Science & Medicine*, 136-137, 27-34. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.05.011>
- Gushulak, B. D., & Macpherson, D. W. (2006). The Basic Principles of Migration Health: Population Mobility and Gaps in Disease Prevalence. *Emerging themes in epidemiology*, 3(1). <https://doi.org/10.1186/1742-7622-3-3>
- Gustafsson, C. (2018). "For a Better Life..." A Study on Migration and Health in Nicaragua. *Global Health Action*, 11(1). <https://doi.org/10.1080/16549716.2018.1428467>
- Halli, S. S., & Anchan, J. P. (2005). Structural and behavioural determinants of immigrant and non-immigrant health status: results from the Canadian Community Health Survey. *Journal of International Migration and Integration*, 6(1), 93-122. <https://doi.org/10.1007/s12134-005-1004-7>
- Head, J., Marmot, M. G., Swerdlow, A. J. (1993). Cancer in Italian migrant populations. England and Wales: mortality. *IARC Scientific*

Publications, (123), 166-77. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/8365769/>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). (2000). Censo Demográfico. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9663-censo-demografico-2000.html>

Instituto de Pesquisa e Estatística do Distrito Federal (IPEDF). (2014). *Perfil Dos Migrantes De Data Fixa No Distrito Federal: 1995-2000 E 2005-2010*. Companhia de Planejamento do Distrito Federal, Brasília, DF: CODEPLAN/NEP.

Jiménez-García, R., Jiménez-Trujillo, I., Hernández-Barrera, V., Carrasco-Garrido, P., López, A., & Gil, A. (2008) Ten-Year Trends in Self-Rated Health among Spanish Adults with Diabetes, 1993-2003. *Diabetes Care*, 31(1), 90-92. <https://doi.org/10.2337/dc07-1382>

Kaleta, D., Polńska, K., Dziańkowska-Zaborszczyk, E., Hanke, W., & Drygas, W. (2009). Factors Influencing Self-Perception of Health Status. *Central European Journal of Public Health*, 17(3), 122. <https://doi.org/10.21101/cejph.b0017>

Kang, S., Razzouk, D., Mari, J. J., & Shirakawa, I. (2009). The Mental Health of Korean Immigrants in São Paulo, Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, 25(4), 819-826. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2009000400013>

Kearns, A., Whitley, E., Egan, M., Tabbner, C., & Tannahill, C. (2017). Healthy Migrants in An Unhealthy City? The Effects of Time on the Health of Migrants Living in Deprived Areas of Glasgow. *Journal of International Migration and Integration*, 18 (3), 675-698. <https://doi.org/10.1007/s12134-016-0497-6>

Kopec J. A., Williams, J. I., To, T. & Austin, P. C. (2001). Cross-Cultural Comparisons of Health Status in Canada Using the Health Utilities Index. *Ethnicity & Health*, 6(1), 41-50. <https://doi.org/10.1080/13557850125061>

- Leão, L. H. C., Muraro, A. P., Palos, C. C., Martins, M. A. C., Borges, F. T., 2017 Migração internacional, saúde e trabalho: uma análise sobre os haitianos em Mato Grosso, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 33(7), e00181816. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00181816>
- Loureiro, V. B. (2018). *Diferencial de rendimentos dos imigrantes brasileiros de acordo com sua origem: um estudo dos fluxos migratórios para as regiões Sudeste, Norte e Centro-Oeste* [master degree thesis, Universidade Federal de Viçosa]. https://poseconomia.ufv.br/wp-content/uploads/2012/02/Dissertacao_Valquiria-Bisarro-Loureiro.pdf
- Maciel, F. T., & Oliveira, A. M. H. C. (2011). *A migração interna e seletividade: Uma aplicação para o Brasil* [working paper]. Encontro Nacional de Economia da ANPEC. <https://www.anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/000-2672c1d95f03c385ae0a575e628dff3f.pdf>
- Mavreas, V. G., & Bebbington, P. E. (1988). Greeks, British Greek Cypriots and Londoners: A Comparison of Morbidity. *Psychological Medicine*, 18(2), 433-442. <https://doi.org/10.1017/s0033291700007972>
- Mccredie, M., Williams, S., Coates, M. (1999). Cancer Mortality in East and Southeast Asian Migrants to New South Wales, Australia, 1975-1995. *British Journal of Cancer*, 79(7), 1277-1282. <https://doi.org/10.1038/sj.bjc.6690205>
- Nagi, S. Z., & Haavio-Mannila, E. (1980). Migration, Health Status and Utilization of Health Services. *Sociology of health & illness*, 2(2), 174-193. <https://doi.org/10.1111/1467-9566.ep10487787>
- Nair, C., Nargundkar, M., Johansen, H., & Strachan, J. (1990). Canadian Cardiovascular Disease Mortality: First Generation Immigrants versus Canadian Born. *Health Reports*, 2(3), 203-228. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/2101285/>
- Nascimento, T. C. L., Silva, R. P., & Lucas, L. A. P. (2017). Tendência das migrações brasileiras: diferenciais de sexo, idade, distância e volume dos migrantes intermunicipais para 1995-2000 e 2005-2010. Associação

Rieger, R. A., Abreu Soares, E. de S. vandro Camargos Teixeira, and da Cunha Cassuce, F. C.:

Brasileira de Estudos Populacionais ABEP. <https://files.alapop.org/congreso7/files/pdf/349-250.pdf>

- Norman, P., Boyle, P., & Rees, P. (2005). Selective Migration, Health and Deprivation: A Longitudinal Analysis. *Social Science & Medicine*, 60(12), 2755-2771. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.11.008>
- Nunes, E. S., Silva, J. G., & Queiroz, S. N. (2017). Migração Inter-Regional no Brasil: o que há de novo? *RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico*, 2(37). <https://doi.org/10.21452/rde.v2i37.4634>
- Organização Internacional para as Migrações (OIM). (2009). Glossário Sobre Migrações. *Direito Internacional da Migração*, (22).
- Ojima, R., & Fusco, W. (2015). Migrações e nordestinos pelo Brasil: uma breve contextualização. In R. Ojima, & W. Fusco (Eds.), *Migrações Nordestinas no Século 21 - Um Panorama Recente* (pp. 11-26). Edgard Blücher. <https://doi.org/11-2610.5151/BlucherOA-ojimafusco-04>
- Oliveira, V. R. (2014). Viés de seleção, migração e saúde. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, 20(43). <https://doi.org/10.5335/rtee.v20i43.4598>
- Poulter, N. R., Khaw, K. T., Hopwood, B. E., Mugambi, M., Peart, W. S., Rose, G., & Sever, P. S. (1990). The Kenyan Luo Migration Study: Observations on the Initiation of a Rise in Blood Pressure. *British Medical Journal*, 300(6730), 967-972. <https://doi.org/10.1136/bmj.300.6730.967>
- Rechel, B., Mladovsky, P., Ingleby, D., Mackenbach, J. P., & Mckee, M. (2013). Migration and Health in an Increasingly Diverse Europe. *The Lancet*, 381 (9873), 1235-1245. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)62086-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)62086-8)
- Rigotti, J. I. R., & Cunha, J. M. P. (2012). A migração interna nos últimos 50 anos: (des) continuidades, rupturas e recrudescimentos. In: XI Reunión Nacional de Investigación Demográfica em México. Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE). Águas Calientes.

- Salmond, C. E., Joseph, J. G., Prior, I. A. M., Stanley, D. G., & Wessen, A. F. (1985). Longitudinal Analysis of The Relationship between Blood Pressure and Migration: The Tokelau Island Migrant Study. *American Journal of Epidemiology*, 122(2), 291-301. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a114101>
- Santos, A. M. A., Jacinto, P. A., & Tejada, C. A., O. (2012). Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil. *Estudos Econômicos*, 42(2), 229-261. <http://doi.org/10.1590/S0101-41612012000200001>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51 (1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>
- Scriptore, J. S. (2016). *Impactos do saneamento sobre saúde e educação: uma análise espacial*. 2016 [Ph.D. thesis, Universidade de São Paulo]. <https://doi.org/10.11606/T.12.2016.tde-02082016-165540>
- Silva, P. L. N., Pessoa, D. G. C., & Lila, M. F. (2002). Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4), 659-670. <http://doi.org/10.1590/S1413-81232002000400005>
- Silveira, C., Carneiro Junior, N., Ribeiro, M. C. S. A., & Barata, R. C. B. (2013). Living Conditions and Access to Health Services by Bolivian Immigrants in the City of São Paulo, Brazil. *Cadernos De Saúde Pública*, 29(10), 2017-2027. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00113212>
- Simão Filho, J., Perobelli, F. S., Rodrigues, D. D., & Procópio, I. V. (2018). Determinantes Da Percepção Dos Indivíduos Acerca De Seus Próprios Estados De Saúde. *Análise Econômica*, 36(69). <https://doi.org/10.22456/2176-5456.56350>
- Singh, G. K., & Siahpush, M. (2001). All-Cause and Cause-Specific Mortality of Immigrants and Native Born in the United States. *American Journal of Public Health*, 91(3), 392-399. <https://doi.org/10.2105/AJPH.91.3.392>

Rieger, R. A., Abreu Soares, E. de S. vandro Camargos Teixeira, and da Cunha Cassuce, F. C:...

- Tavares, G. Q. (2001). *Migração interna populacional e sua participação no desenvolvimento regional no final do século XX. 2001* [masters degree thesis, Fundação Getúlio Vargas]. <https://repositorio.fgv.br/items/43d431eb-bec6-4c47-b7fd-375c7216534f>
- Theme Filha, M. M., Szwarcwald, C. L., & Souza Junior, P. R. B. (2008). Medidas de morbidade referida e inter-relações com dimensões de saúde. *Revista de Saúde Pública*, 42(1), 73-81. <http://doi.org/10.1590/S0034-89102008000100010>
- Travassos, C., De Oliveira, E. X. G., & Viacava, F. (2006). Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11, 975-986. <http://doi.org/10.1590/S1413-81232006000400019>
- Tsugane, S., Gotlieb, S. L., Laurenti, R., Souza, J. M. P., & Watanabe, S. (1989). Mortality and Cause of Death Among First-Generation Japanese in Sao Paulo, Brazil. *International Journal of Epidemiology*, 18(3), 647-651. <https://doi.org/10.1093/ije/18.3.647>
- Van Steenberghe, J. E., Schulpen, T. W. J., Hoogenboezem, J., Van Driel, H. F., & Bijlsma, F. (1999). Ethnicity and Childhood Mortality in the Netherlands. *European Journal of Public Health*, 9(3), 205-210. <https://doi.org/10.1093/eurpub/9.3.205>
- Viacava, F., & Bellido, J. G. (2016). Condições de saúde, acesso a serviços e fontes de pagamento, segundo inquéritos domiciliares. *Ciência & Saúde Coletiva*, 21(2), 351-370. <http://doi.org/10.1590/1413-81232015212.19422015>
- Vigotti, M. A., Cislighi, C., Balzi, D., Giorgi, D., La Vecchia, C., Marchi, M., Decadi, A., & Zanetti, R., (1988). Cancer Mortality in Migrant Populations within Italy. *Tumori Journal*, 74(2), 107-128. <https://doi.org/10.1177/030089168807400201>
- Wild, S., & Mckeigue, P. (1997). Cross Sectional Analysis of Mortality by Country of Birth in England and Wales, 1970-92. *BMJ*, 314(7082), 705. <https://doi.org/10.1136/bmj.314.7082.705>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Zombini, E. V. (2013). *Educação ambiental e saneamento básico para a promoção da saúde da criança* [Ph. D. Thesis, Universidade de São Paulo]. <https://doi.org/10.11606/T.6.2013.tde-13112013-090343>

**Estimación de la productividad total factorial: un
análisis de empresas del sector manufacturero en el
Perú, 2002-2019**

Mario D. Tello



Mario D. Tello

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

Resumen: Este artículo estima y realiza un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total factorial (PTF) de empresas de manufacturas del Perú, en el periodo 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el sesgo de simultaneidad, el sesgo de 'attrition' —o movimiento de firmas—, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas, y la multicolinealidad entre los factores de producción. La principal base de datos para las estimaciones es la Encuesta Económica Anual de Empresas del INEI-EEA (2024). Los resultados que resaltan de las estimaciones son, por un lado, el incremento del índice promedio anual de la PTF de la muestra de empresas a una tasa de variación anual de 5 % en el periodo 2003-2019. De otro lado, que la tasa de crecimiento de la PTF de las empresas está asociada a los términos de intercambio y en mucho menor medida a los acuerdos comerciales.

Palabras clave: productividad total factorial, acuerdos comerciales, factores de producción.

Clasificación JEL: D24, J23, H32.

falta titulo ingles

Abstract: This paper estimates and performs a comparative analysis of five methods for estimating the total factorial productivity (TFP) of manufacturing companies in Peru, period 2002-2019. These methods resolve four limitations of the standard OLS estimates of TFP: the simultaneity bias, the 'attrition' bias (or movement of firms), the bias due to the omission of the prices of the companies' products, and multicollinearity between factors of production. The main database for the estimates is the INEI Annual Economic Survey of Companies (INEI-EEA 2024). Among the results that stand out from the estimates are, on the one hand, the increase in the average annual index of the TFP of the sample of companies at an annual variation rate of 5 % in the period 2003-2019. On the other hand, the rate of growth of the TFP of companies is associated with the terms of trade and to a much lesser extent with trade agreements.

Keywords: total factorial productivity, trade agreements, factors of production.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356837>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Estimación de la productividad total de los factores : una analítica de las empresas del sector manufacturero en Perú, 2002-2019

Resumen: *Este documento estima y efectúa un análisis comparativo de cinco métodos de estimación de la productividad total de los factores (PTF) de las empresas manufactureras peruanas en el período 2002-2019. Estos métodos responden a cuatro limitaciones de las estimaciones estándar de la PTF por los MCO: el sesgo de simultaneidad, el sesgo de abandono, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas y la multicolinealidad entre los factores de producción. La principal base de datos utilizada para las estimaciones es el Censo Económico Anual de las Empresas de INEI-EEA (2024). Los resultados que surgen de las estimaciones son, por una parte, el aumento del índice anual promedio de la PTF de la muestra de empresas a una tasa de variación anual de 5% en el período 2003-2019. Por otra parte, la tasa de crecimiento de la PTF de las empresas está asociada a los términos de intercambio y en una medida mucho menor a los acuerdos comerciales.*

Palabras clave: *productividad total de los factores, acuerdos comerciales, factores de producción.*

Cómo citar / How to cite this item:

Tello, M. (2024). Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019. *Lecturas de Economía*, (102). *Lecturas de Economía*, 102, 51-91. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356837>

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

Mario D. Tello ^a

–Introducción. –I. Métodos de estimación de la PTF. –II. Resultados de los métodos de estimación de la PTF. –III. La PTF de manufacturas en el periodo 2002-2019.

–Conclusiones. –Declaración de ética. –Referencias.

Primera versión recibida el 6 de abril de 2024; versión final aceptada el 3 de septiembre de 2024

Introducción

Resulta extraño que a pesar de la amplia literatura sobre la relevancia y medidas de la productividad total factorial, PTF, a nivel de países¹, estudios sobre mediciones de la PTF a nivel de empresas y para países de América Latina sean relativamente escasos² Más aún, los estudios de las mediciones de la PTF se centran en métodos estándar que tienen una serie de limitaciones.³ Este artículo aborda las ventajas y desventajas de los métodos de estimación de la PTF más usuales encontrados en la literatura y los aplica para la estimación de la PTF de empresas manufactureras de un particular país de ingreso medio de América Latina, el Perú, para el periodo 2002-2019. La literatura latinoamericana enfatiza la importancia de mediciones de la PTF a nivel de empresas por el bajo desempeño de dicha productividad a nivel de países de la región.⁴

^a *Mario D. Tello*: Profesor Principal, Pontificia Universidad Católica del Perú, PUCP, Departamento de Economía, Lima, Perú. Dirección electrónica: mtello@pucp.edu.pe <https://orcid.org/0000-0001-7929-0116>. Se agradece la asistencia de Pablo Rojas y el apoyo del Vicerrectorado de Investigación de la PUCP derivado de los Concursos Anuales de Investigación.

¹ Por ejemplo, Conference Board (2024), OECD (2024), Penn World Tables (2024). Sánchez y Kapp (2011).

² Usando la base de datos EBSCO con título “total factor productivity” y las palabras en texto de “Latin America” y “firms”, solo aparecen 26 trabajos.

³ Detalles en Van Veren (2012) y Akerberg *et al.* (2007).

⁴ Por ejemplo, Galindo y Nuguer (2023).

El desarrollo del artículo se compone de cinco secciones. La siguiente sección expone los métodos modernos de medición de la PTF. Estos se aplican a una muestra de empresas manufactureras localizadas en el Perú. Luego, se presentan los resultados de las estimaciones. En la sección siguiente se comparan las estimaciones con los shocks de precios externos y los acuerdos comerciales implementados en el periodo de análisis. Finalmente, se resumen las principales conclusiones del artículo, se lista las referencias y se presenta el anexo de tablas complementarias.

I. Métodos de estimación de la PTF

La literatura de los métodos de estimación de la PTF tiene dos áreas bien definidas: la macroeconómica⁵ y la microeconómica. Esta sección resume la literatura básica o estándar microeconómica, basada en regresiones paramétricas.⁶ Esta literatura parte de la función de producción estocástica de una empresa expresada como:

$$Y_{it} = F(A_{it}; V_{it}; \varepsilon_{it}); i = 1, \dots, N; t = 1 \dots T, \quad (1)$$

donde Y_{it} es la medida de producción de la firma o empresa i ⁷ en el periodo t , A_{it} representa la PTF de dicha firma en el mismo periodo, V_{it} es el vector de factores de producción incluyendo los insumos intermedios y ε_{it} el término estocástico no controlado por la firma. La especificación de F puede tomar diferentes funciones.⁸

⁵ Resúmenes de los métodos macroeconómicos se detallan en Jorgenson (1991), McLellan (2004) y OECD (2001), entre muchos otros.

⁶ Resúmenes de los métodos no paramétricos se detallan en Van Biesebroeck (2008) y Seiford y Thrall (1990), entre muchos otros.

⁷ En este artículo se estimaron las productividades con el valor agregado y el valor de producción. Las estimaciones reportadas son sólo las productividades basadas en el valor real de producción de las firmas.

⁸ Fuss *et al.* (1978) presentan las diferentes especificaciones que pueden usarse para las estimaciones de la PTF. En el presente artículo el problema de la especificación no es analizado, aunque será tomado en cuenta en la interpretación de los resultados.

Las estimaciones en el presente trabajo usan la especificación estándar de la función de Cobb Douglas. Así la ecuación 1 se convierte en:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\beta_l} K_{it}^{\beta_k} M_{it}^{\beta_m} e^{\varepsilon_{it}} e^{\beta_{0it}}; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1 \dots T. \quad (2)$$

En esta función el vector V_{it} está compuesto por el número de trabajadores empleados por la firma i en el periodo t , L_{it} ; el capital empleado K_{it} ; y los insumos intermedios M_{it} . En adición se introduce un factor $e^{\beta_{0it}}$ que representa otro conjunto de variables de control de las firmas que también pueden incidir en el proceso de producción⁹ Las variables en logaritmo neperiano son denotadas en letras minúsculas. Así, la ecuación 2 se transforma en:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + a_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La estimación 3 por el método de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, enfrenta una serie de limitaciones las cuales han originado diversos métodos de estimación de la $PTF = A_{it} = e^{a_{it}}$.

La primera limitación corresponde al llamado *sesgo de simultaneidad entre la productividad y los factores de producción*. Marschak y Andrews (1944), Griliches (1957) y Griliches y Mairesse (1998) entre otros mostraron los sesgos e inconsistencias de los estimadores de MCO de la ecuación debido a que las firmas deciden de forma simultánea los factores de producción y la productividad, por consiguiente, $E(x_{it}; a_{it}) \neq 0$ y $x_{it} = (l_{it}; k_{it}; m)$. Cabe anotar que a_{it} es una variable no observada aun cuando a_{it} es controlada por la empresa. Dos métodos tradicionales que abordan este problema de simultaneidad son el método de variables instrumentales y el método de datos de panel. En el primer caso¹⁰, las estimaciones se pueden realizar a través de MCO con variables instrumentales —o su equivalente MCO en dos etapas— y el método generalizado de momentos (GMM¹¹). En ambos métodos el vector z_{it} de N_k instrumentos requiere estar correlacionado con el vector de

⁹ En el caso que $\beta_{0it} = \beta_0$, el parámetro puede ser interpretado como el grado de eficiencia promedio de todas las firmas en todos los periodos (Akerberg *et al.*, 2007).

¹⁰ Por ejemplo, las aplicaciones de Eslava *et al.* (2004) y Blundell y Bond (1998).

¹¹ Hansen (1982), Hansen (2007) y Hayasi (2000) proveen una discusión completa de método GMM

N_p regresores de la ecuación 3, esto es $E(x_{it}; z_{it}) \neq 0$, y no correlacionado con los errores y la productividad, esto es $E(z_{it}; a_{it} + \varepsilon_{it}) \neq 0$. En adición para que los parámetros de los regresores estén sobre identificados o identificados (ósea que sean sujetos de estimación) es necesario que $N_k \geq N_p$.

En el segundo caso, de los datos de panel (con coeficientes fijos o aleatorios), Baltagi (1995) y Arnold (2005), asumen que los parámetros estructurales ($\beta_{jit}; j = l, k, m$) son iguales entre empresas y tiempo (esto es, $\beta_{jit} = \beta_j; j = l, k, m$) y la variable productividad, a_{it} puede ser estimado con datos de panel asumiendo que dicha productividad es fija o aleatoria para cada empresa y tiempo. Los estimadores de datos de panel serían consistentes. Akerberg *et al.* (2007) exponen las limitaciones de los métodos IV y de datos de panel. Respecto al primer método los autores señalan cuatro limitaciones: primero, dificultad para seleccionar las variables instrumentales; segundo, en el caso que se seleccione precios como instrumentos, usualmente estos no tienen mucha variabilidad en periodos cortos de tiempo; tercero, los instrumentos seleccionados pueden influenciar la evolución de la PTF y de esa forma no cumplir con una de las condiciones de ser instrumentos; cuarto, el método no aborda el problema de la endogeneidad debido a la salida de firmas en el mercado. En el caso del segundo método, en particular el de efectos fijos, los autores señalan tres limitaciones: en primer lugar, el supuesto que la PTF sea fija a través del tiempo es muy fuerte para que sea válida; en segundo lugar, los sesgos de estimación se agrandan si existe medidas de error de los insumos (factores) de producción; en tercer lugar, en la práctica las estimaciones del capital son muy bajas produciendo retornos a escala por debajo de uno.

La literatura moderna de las estimaciones de la productividad añade tres métodos adicionales que también abordan el problema de la simultaneidad. Estos son los métodos de Olley y Pakes (1996) —denominado método OP—, Levinsohn y Petrin (2003) —denominado método LP—, el de Akerberg *et al.* (2015) —método ACF— y el de De Locker (2011a).

Sin embargo, aparte del problema de la simultaneidad también, el movimiento de las empresas origina *una segunda limitación de las estimaciones estándar MCO de la función de producción, el de la 'attrition'* —en castellano

endogeneidad por salidas o movimiento de empresas en el mercado —.¹² De acuerdo con Olley y Pakes (1996) este problema ocurre cuando las decisiones de compra de los factores de producción de las firmas —en particular el capital— están asociadas a la decisión de las firmas de continuar o salir del mercado. Si esta decisión se basa en la productividad entonces existirá una correlación entre los factores de producción — particularmente el capital— y la productividad futura condicional a que las firmas continúen en producción lo cual conducirá a sesgos de las estimaciones de los parámetros. Estudios teóricos —por ejemplo Jovanovic (1982) y Hopenhayn (1992)— y empíricos — por ejemplo, Fariñas y Ruano (2005)— sustentan dicha decisión.

El método Olley y Pakes (1996) aborda este problema juntamente con el problema de simultaneidad.

A. Método OP

Desarrollado por Olley y Pakes (1996), comprende tres etapas¹³, y requieren los siguientes tres supuestos:

$$[A1] a_{it} = E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it};$$

$$[A2]^{14} a_{it} = h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}); a_{it} \text{ es estrictamente creciente en } inv_{it}.$$

$$[A3] \chi_{it} = \begin{cases} 1; & \text{si } a_{it} \geq a_{it}^*(K_{it}; v_{it}) \\ 0; & \end{cases}$$

¹² El término en inglés es ‘endogeneity of attrition’. La deserción se refiere a los participantes que abandonan un estudio. Siempre sucede hasta cierto punto, por ejemplo, en ensayos controlados aleatorios para la investigación médica. La deserción diferencial ocurre cuando las tasas de deserción o abandono difieren sistemáticamente entre la intervención y el control. Cabe señalar que ‘attrition’ origina un problema de selección de la muestra, dado que solo se observa las firmas que permanecen en el mercado.

¹³ Para todos los métodos $i = 1, N; t = 2002 - 2019$.

¹⁴ Cabe señalar que este supuesto proviene de la demanda de inversión (que proviene de la maximización del valor actual de los beneficios económicos de la firma), $inv(k_{it}; a_{it}; v_{it})$ y en consecuencia: $h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = inv^{-1}$, de allí la necesidad que a_{it} sea estrictamente creciente en inv_{it} .

El supuesto [A1] significa que la productividad a_{it} de la empresa es gobernada por un proceso de Markov de primer orden. Donde ξ_{it} es un error no correlacionado con k_{it} pero puede estar correlacionado con el trabajo l_{it} . El supuesto [A2] significa que la productividad también es una función creciente de la inversión, $inv_{it} > 0$, el capital y otras variables v_{it} que inciden en la función de producción. Para fines de la estimación, en [A2] no se considera variables v_{it} ¹⁵ También se estimó con el número de años de la empresa como variable v_{it} produciendo productividades similares a las presentadas en el trabajo. En el supuesto [A3] los autores proponen que al inicio del periodo las firmas incumbentes deciden quedarse o permanecer o terminar sus actividades productivas. Si salen del mercado reciben un valor de venta no reingresando al mercado. Si la firma opta por continuar, esta selecciona sus niveles de inversión, y junto al valor del capital y otros factores (como $Edad_{it}$) determinan la productividad del periodo. En [A3] χ_{it} es variable de decisión de la firma si se queda ($\chi_{it} = 1$) o sale del mercado ($\chi_{it} = 0$).

Insertado [A2] en 3 se tiene que:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varphi_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) \quad (5)$$

En la ecuación 4 tanto el empleo de trabajadores y los insumos no están correlacionados con el error ε_{it} . Entonces, si se tiene un estimador de $\hat{\varphi}_{it}$ de 5 los estimadores MCO (mínimos cuadrados ordinarios) de los coeficientes del empleo y materiales serían consistentes¹⁶ En consecuencia, en la **primera etapa** del método OP se estiman los parámetros del trabajo y materiales reemplazando la ecuación 6 por un polinomio de grado dos en las variables k_{it} ; inv_{it} ; it , e insertándolo en (4) para estimar $\hat{\beta}_l$ y $\hat{\beta}_m$. Si el supuesto [A1] se introduce en 3 se tiene que:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

¹⁵ También se estimó con el número de años de la empresa como variable v_{it} produciendo productividades similares a las presentadas en el trabajo.

¹⁶ De acuerdo con Yasar *et al.* (2008), la consistencia proviene del hecho que φ_{it} controla la productividad no observada y, por lo tanto, el término de error ya no está correlacionado con el trabajo y los materiales.

En 6 hay dos problemas que surgen para el estimador MCO del coeficiente del capital dado que en la primera etapa se estima $\widehat{\beta}_l$ y $\widehat{\beta}_m$. El primer problema es el de simultaneidad ($E(k_{it}; a_{it}) \neq 0$) y el segundo de selección o ‘attrition’ dado que no todas las firmas permanecen en el mercado todos los años. De acuerdo con [A3], la probabilidad de supervivencia en el periodo t depende de a_{it}^* pero por [A1] este depende de $a_{i(t-1)}$ y por [A2] depende de la inversión, capital y edad de las empresa (v_{it}) en el periodo ‘ $t - 1$ ’.¹⁷ En consecuencia, en la **segunda etapa** se estima la probabilidad de que la firma continúe en el mercado mediante un Probit teniendo como regresores $inv_{it}; k_{it}; v_{it}$, sus cuadrados, y respectivos productos cruzados.¹⁸ El estimador de dicha probabilidad es denotado como \widehat{PS}_{it} .

Reemplazando 5 en 4, y estimando 4 se obtiene $\widehat{\varphi}_{it}$ y de 5 se obtiene:

$$h(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) = \widehat{\varphi}_{it}(inv_{it}; k_{it}; v_{it}) - \beta_0 - \beta_k \cdot k_{it} \quad (7)$$

De otro lado, si se introduce [A1] en 3 y usando los coeficientes estimados de $\widehat{\beta}_l$ y $\widehat{\beta}_m$ se obtiene:

$$y_{it} - \widehat{\beta}_l l - \widehat{\beta}_m m = \beta_k k_{it} + \beta_0 i_t + E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Reemplazando 7 en [A2], la tercera etapa de OP estima el coeficiente del capital mediante el método no lineal de estimación de 9:

$$y_{it} - \widehat{\beta}_l l - \widehat{\beta}_m m = \beta_k k_{it} + g[\widehat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_0 i_{t-1} - \beta_k k_{it-1}; \widehat{PS}_{it}] + \xi_{it} + \varepsilon_{it}^{19} \quad (9)$$

¹⁷ En las estimaciones del método OP, no se incluyó esta variable. Las estimaciones con edad son prácticamente similares a aquellas que se reportan en el trabajo.

¹⁸ Alternativamente, se puede usar un estimador Kernel en esta segunda etapa. Detalles en Olley y Pakes (1996).

¹⁹ En este caso $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\widehat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$.

Donde g es una función polinómica de segundo orden de las siguientes variables: $\widehat{\varphi}_{it-1}(inv_{it-1}; k_{it-1}; v_{it-1}) - \beta_{0it-1} - \beta_k k_{it-1}$ y \widehat{PS}_{it} . Los errores estándar de los coeficientes se calculan con la técnica del ‘Bootstrap’.²⁰

B. Método LP

El método de Levinsohn y Petrin, LP, (2003) aborda también el problema de la simultaneidad entre la productividad y los factores de la función de producción y evita el sesgo de selección —originado a la permanencia de las empresas en el mercado— no estimando la ecuación 6. Así, el método asume [A1] y [A2] pero no [A3]. Adicionalmente el supuesto [A2] es reemplazado por [A2]’. [A2]’ $a_{it} = h'(m_{it}; k_{it})$; a_{it} es estrictamente creciente en m_{it} .

Así, una segunda distinción entre OP y LP es que la productividad depende de los materiales en lugar de la inversión de las empresas. Esto implica que las ecuaciones 4 y 5 son reemplazadas respectivamente por:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\varphi'_{it}(m_{it}; k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + h'(m_{it}; k_{it}) \quad (11)$$

Al igual que el método OP, el estimador $\widehat{\beta}_l$ es consistente si se estima por MCO la ecuación 10 dado que no existe correlación entre l_{it} y ε_{it} . Similar al caso OP, en la estimación MCO de 10 $\varphi'_{it}(m_{it}; k_{it})$ es reemplazado por un polinomio de tercer grado de las variables k_{it} y m_{it} . Mediante [A2]’, el estimado de $\widehat{\varphi}'_{it}$ y 10 se obtiene \widehat{a}_{it} :

$$\widehat{a}_{it} = \widehat{\varphi}'_{it} - (\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_k k_{it} + \widehat{\beta}_m m_{it}), \quad (12)$$

donde los estimados de $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_m$ provienen del estimado del polinomio de tercer grado de $\widehat{\varphi}'_{it}$. Luego los errores de 6²¹ se estiman usando los estimados

²⁰ La técnica de ‘Bootstrap’ consiste en obtener de la muestra original de datos otras muestras (del mismo tamaño) de la muestra original permitiendo ‘reemplazamiento’ de los datos obtenidos. Para cada ‘muestra’ obtenida se estima los parámetros α_k^e y sus errores estándar, σ_{α_k} (Varian, 2005).

²¹ Note que estos errores en OP son estimados mediante la ecuación 9 usando la probabilidad de que las firmas permanezcan en el mercado.

de $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})$ y los estimados de $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_m$ del polinomio, mediante:

$$\widehat{a}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - (\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_l l_{it} + \widehat{\beta}_k k_{it} + \widehat{\beta}_m m_{it} + \widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)})) \quad (13)$$

donde $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \widehat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \widehat{a}_{i(t-1)}^3$.²²

Para estimar $\widehat{\beta}_k$ y $\widehat{\beta}_m$ se requiere que $E(\widehat{\varepsilon}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it}/k_{it}) = E(\widehat{\varepsilon}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it}/m_{it}) = 0$

Para ello usa el método de momentos o de variables instrumentales, donde $Z_{it} = (k_{it}; k_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-1)}; m_{i(t-2)})$ y minimizar la siguiente expresión:

$$\min_{\beta_k; \beta_m} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N (\widehat{\xi}_{it} + \widehat{\varepsilon}_{it}) Z_{it} \right)^2 \quad (14)$$

Al igual a método OP los errores estándar se obtiene con la técnica del Bootstrap.

C. Método ACF

Manjon y Mañez (2016) ilustran con mayor detalle el problema de estimación o identificación de los coeficientes de la función de producción debido al problema de simultaneidad entre los factores de producción y el shock de productividad. Ellos sostienen que en el problema de maximización del valor actual de los beneficios de las empresas existen dos tipos de insumos o factores. El primer tipo, es de factores variables cuya elección en el periodo t no tiene un impacto en su costo de uso en periodos futuros; y el segundo, corresponde a las denominadas variables estado, cuya elección en el periodo t tiene un impacto en el costo futuro del uso de insumos. Por otro lado, en términos del tiempo, existen insumos que se eligen en el mismo periodo en que se consumen y aquellos que se eligen antes el periodo en que se

²² Esto significa que $E(a_{it}/a_{i(t-1)}) = g[\widehat{\varphi}_{it}; k_{i(t-1)}; \widehat{PS}_{it}]$ de OP es diferente al $\widehat{E}(a_{it}/a_{i(t-1)}) = \widehat{a} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{a}_{i(t-1)} + \gamma_2 \widehat{a}_{i(t-1)}^2 + \gamma_3 \widehat{a}_{i(t-1)}^3$ de LP.

consumen. Desde el punto de vista del método de estimación, el método MCO de la ecuación (3) solo identifica o puede estimar de manera consistente aquellos insumos del periodo 't' que no inciden en el futuro y que no están correlacionados con los shocks de productividad. El método ACF cuestiona la identificación —estimación— por MCO de los coeficientes del trabajo e insumos de OP y del trabajo de LP porque asume que factor trabajo es en realidad una variable de estado²³ y como consecuencia la función de demanda que resulta del proceso de optimización del beneficio actual de las empresas no sólo depende de las variables estado (por ejemplo, inversión y capital) sino también de la variable estado de la fuerza laboral afectando la ecuación h o h' (de [A2] o [A2]') y por consiguiente a la función φ_{it} de 5 o de 11.

En consecuencia, y de acuerdo con Akerberg *et al.* (2015), una tercera limitación, proveniente de las estimaciones de los métodos OP y LP, es el de la multicolinealidad entre el factor trabajo y la función φ_{it} en 4 de OP y 10 de LP. Así, en la medida que el factor trabajo sea una variable dinámica o que esté asociado a la inversión (inv_{it}) o a los insumos intermedios (m_{it}) entonces el coeficiente del trabajo no podría ser identificado en la primera etapa de ambos métodos.

El método resuelve los problemas de simultaneidad, multicolinealidad, y de 'attrition' usando el supuesto [A1] donde el valor esperado de la productividad es una función no lineal $g(\cdot)$ (tipo OP) tal que la ecuación 3 se convierte en:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \\
 \varphi_{it} &= \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) + \varepsilon_{it} \\
 h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it}) &= E(a_{it}/a_{i(t-1)}) + \xi_{it} \\
 &= g[\widehat{\varphi}_{i(t-1)} \\
 &\quad - (\beta_0 + \beta_l l_{i(t-1)} + \beta_k k_{i(t-1)} + \beta_m m_{i(t-1)})] \\
 &\quad + \xi_{it}
 \end{aligned} \tag{15}$$

²³ Debido a la existencia de costos significativos de contratación y despido y contratos a largo plazo, lo que ocurre en países europeos como España.

La primera etapa de la de ACF consiste en estimar $\hat{\varphi}_{it}$ usando un polinomio de orden '2' de $l_{it}; k_{it}; m_{it}$ introduciéndolo en la primera ecuación de (15) y estimar esta por MCO. Al igual que los casos anteriores, la productividad $h'''_{it}(l_{it}; k_{it}; m_{it})$ es estimada usando la segunda ecuación de 14 con los estimados del polinomio de $\hat{\varphi}_{it}$.²⁴ Con dicha productividad estimada, se estima la función $g(\cdot)$ con un polinomio de grado dos de sus argumentos. Con todos los estimados se usa la ecuación (13) para estimar $\hat{x}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$. La segunda etapa, al igual que LP, aplica el método de momentos tal que $E(\hat{x}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}/Z_{it}) = 0$.

Donde $Z_{it}(k_{i(t-1)}; l_{i(t-1)}; m_{i(t-1)})$ serían los instrumentos para identificar los coeficientes $\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_k$ y $\hat{\beta}_m$.

D. Método DL

En ausencia de precios de los productos de las firmas, las cantidades de la producción y los factores de producción (como capital e insumos intermedios) son obtenidos deflactando los valores con índices de precios agregados. Si $\tilde{r}_{it} = q_{it} + p_{it} - P_{it}$ es la renta real de la empresa i en el periodo ' t ', p_{it} el precio del producto de la empresa i en el periodo ' t ', y P_{it} es el deflactor (índice de precios) la cual se introduce en la ecuación 3, entonces.

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_l \cdot l_{it} + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_m \cdot m_{it} + (p_{it} - P_{it}) + a_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (16)$$

En la ecuación 3 la diferencia de precios ($p_{it} - P_{it}$) no se incluye la cual requiere incluirse por (16) generando así *la cuarta limitación de la estimación por MCO, el de sesgo por omisión de variables*.²⁵ Adicionalmente, la diferencia de

²⁴ Los autores del método ACF no especifican el grado de este polinomio. Los resultados presentados en la siguiente sección asumen un polinomio de grado 2.

²⁵ La quinta limitación que no es abordada en este artículo es cuando la distribución del tamaño de la planta (o firmas) y por ende del tamaño de la producción varía notoriamente de acuerdo con los factores que lo explica implicando que el error de la ecuación de producción tenga diferentes distribuciones de acuerdo con los valores de producción y los factores que lo determinan. En estos casos de heterogeneidad de las plantas, los estimadores MCO de la ecuación (3) serían ineficientes e inconsistentes. El método de cuantiles desarrollado por Basset y Koenker (1978; 1982) y resumidos en Koencker y Hallock (2001) produce

precios origina correlaciones entre los factores de producción y los ‘errores’ que incluyen esta diferencia de precios. Esto se agrava con los deflatores del capital y del valor de los insumos.²⁶

Sesgos similares de estimación ocurren si las firmas producen más de un producto o tienen más de una planta. Cuando las tecnologías de cada producto o las respectivas demandas son diferentes —produciendo diferentes precios— estos sesgos ocurren. De otro lado, cuando existe información por producto de las firmas, el problema surge en el nivel deseado de ‘dígitos’ de la clasificación de productos.²⁷ De Loecker (2011a), DL, presenta un método de abordar ambos problemas tanto el de omisión como el de firmas multiproducto. A continuación, se detallan las metodologías.

De Loecker (2011a) inicia su metodología introduciendo la siguiente demanda CES específica del producto j de la empresa i en periodo t :

$$Q_{ijt} = Q_{st} \left(\frac{P_{ijt}}{P_{st}} \right)^{h_s} \exp(\varepsilon_{it}) \quad (17)$$

$$P_{ijt} = Q_{ijt}^{1/h_s} P_{st} Q_s^{-1/h_s} (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/h_s}, \quad (18)$$

donde la cantidad demandada de un producto j de la empresa i en el periodo t ; (Q_{ijt}) depende del precio p_{ijt} , el precio promedio de la industria o sector s al cual pertenece la empresa o el producto P_{st} , y un desplazador de la demanda agregada de dicha industria o sector Q_{st} . Note que $h_s (< 0)$ es la elasticidad precio de la demanda y ε_{it} es un shock de demanda de la empresa i en el periodo t . Los sectores s considerados para fines de estimación del presente artículo son tres: procesados de productos primarios, sectores CIU

estimadores más eficientes que el del MCO en los casos que: primero, el supuesto de normalidad de los errores no se cumple; segundo, el foco de las estimaciones sea sobre la completa distribución condicional de la variable dependiente y no sobre el promedio de la distribución; tercero, existan observaciones muy distantes del promedio o que la distribución sea sesgada hacia las colas.

²⁶ Katayama *et al.* (2009) y Van Beveren (2012) abordan estos problemas tratando de solucionar dichos sesgos. Eslava *et al.* (2004) y Ornaghi (2006) ‘resuelven’ este sesgo usando cantidades de producto y precio de los insumos.

²⁷ Goldberg *et al.*, (2008) y Iacovone y Javorcik (2008), usan clasificaciones de 8 a 10 dígitos para “resolver” el problema de firmas multi-producto.

de tres dígitos de industria ligera —como textiles, ropa, zapatos, etcétera—, y sectores CIIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología —como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, entre otros).

Un segundo paso de la metodología es asumir una función de producción Cobb-Douglas idéntica para todas las empresas y por cada producto j , sin shocks específicos del producto j pero sí con shocks de productividad de la empresa en el periodo t (a_{it}) y errores de medición y shock idiosincráticos (u_{it}). Esto es:

$$Q_{ijt} = L_{ijt}^{\beta_l} M_{ijt}^{\beta_m} K_{ijt}^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it}) \quad (19)$$

Para relacionar la producción de un producto j a la firma i , se usa la proporcionalidad de input, lo que implica que para cada input X_{ij} se tiene $X_{ijt} = c_{ijt}X_{it}$, donde $c_{ijt} = J_{it}^{-1}$ es la proporción que ocupa el producto j de la producción total de la firma i . Así, por ejemplo, la cantidad de trabajadores usada en la producción del producto j por la firma i al momento t sería $c_{ijt}L_{it}$. Aplicando esta proporción al resto de factores en la función de producción, la ecuación (19) se convierte en:

$$\begin{aligned} Q_{ijt} &= (c_{ijt}L_{it})^{\beta_l} (c_{ijt}M_{it})^{\beta_m} (c_{ijt}K_{it})^{\beta_k} \exp(a_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k} \exp(\omega_{it} + u_{it}) \\ &= J_{it}^{-\gamma} Q_{it}; \gamma = \beta_l\beta_m + \beta_k \end{aligned} \quad (20)$$

Con (18) y (20) se obtiene $R_{it} = \sum_j^{n_i} P_{ijt}Q_{ijt}$. Donde:

$$\tilde{r}_{it} = R_{it}/P_s = Q_{it}^{\frac{n_s+1}{n_s}} Q_{st}^{-\frac{1}{n_s}} (\exp(\varepsilon_{it}))^{-1/n_s}, \quad (21)$$

donde \tilde{r}_{it} es el valor real de producción de la empresa i periodo t . Reemplazando la función de producción de la empresa i , periodo t de (19) en (6) y tomando logaritmo neperiano se tiene:

$$\ln \tilde{r}_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_{it} + \beta_s q_{st} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it}, \quad (22)$$

donde: $\beta'_l = \left(\frac{n_s+1}{n_s}\right) \beta_l$

$$\beta'_m = \left(\frac{n_s+1}{n_s}\right) \beta_m$$

$$\begin{aligned}
 \beta'_k &= \left(\frac{n_s + 1}{n_s} \right) \beta_k \\
 \beta_s &= \frac{1}{|n_s|} \\
 a_{it}^* &\equiv \frac{a_{it}(n_s + 1)}{n_s}, \\
 \varepsilon_{it}^* &\equiv \varepsilon_{it}|n_s|^{-1} \\
 np_{it} &= \ln(J_{it})^{28}
 \end{aligned} \tag{23}$$

Adicionalmente, De Loecker (2011a) por un lado, expande el término q_{st} en $\sum_s \beta_s q_{st}$. En las estimaciones del presente artículo se expande en tres sectores productivos: procesados de productos primarios, sectores CIU de tres dígitos de industria ligera —como textiles, ropa, zapatos, etcétera—, y sectores CIU de manufacturas intensivas en conocimientos y tecnología —como maquinaria y equipos, productos farmacéuticos, entre otros—. Por otro lado, agrega una serie de variables binarias (D_{ij}) que indican si la empresa i produce el producto j . Por ello, la ecuación 21 se convierte en:

$$\begin{aligned}
 \ln \tilde{r}_{it} &= \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \sum_s \beta_s q_{st} \\
 &\quad + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^* + u_{it}; \tag{24}
 \end{aligned}$$

Siguiendo a Goldberg (1995), De Loecker (2011) descompone el error ε_{it}^* en tres componentes: la tasa de protección específica de la empresa (τtr_{it}), los productos que produce una empresa y los shocks idiosincráticos de demanda. Sea ε'_{it} los dos últimos componentes del error ε_{it}^* entonces la ecuación 23 se transforma en:

²⁸ De acuerdo con De Loecker (2011a), np_{it} es el número de productos de la empresa i periodo t .

$$\ln \tilde{r}_{it} = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* + \varepsilon_{it}^*; \quad (25)$$

donde:

i = empresa, t = tiempo, s = sector, j = producto

$\ln \tilde{r}$: Logaritmo del valor de producción deflactada (o ventas deflactadas)

l : Logaritmo de la mano de obra

m : Logaritmo de los insumos intermedios

k : Logaritmo del capital

np : Número de productos que produce la empresa

tr : Promedio de las tarifas preferenciales

q_{st} : Cantidad total producida por el sector s en el tiempo t

D_{ij} : Variable dummy de si la empresa i vende el producto j . La base de datos INEI-EEA (2024) identificó 341 productos en el periodo 2002-2019.

ε_{it}^* : Captura los shocks idiosincráticos de producción (u_{it}) y de demanda.

Así, a diferencia de los cuatro métodos anteriores, el método DL usa la ecuación 23 del valor real de producción de las empresas para estimar o identificar los parámetros de la función de producción. Sin embargo, las etapas del método de estimación son similares a los métodos OP, LP, ACF donde la función $\phi_{it}(\beta'_l, \beta'_m, \beta'_k, \beta_{np}, \tau, \beta_s, \beta_j)$ cumple el rol intermedio en dichas etapas. Estas son cuatro para De Loecker (2011a).

En la primera etapa se define φ_{it} :

$$\varphi_{it}(\beta'_l, \beta'_m, \beta'_k, \tau, \beta_s, \beta_j) = \beta'_l l_{it} + \beta'_m m_{it} + \beta'_k k_{it} + \beta_{np} np_i + \tau tr_{it} + \sum_s \beta_s q_{st} + \sum_j \beta_j D_{ij} + a_{it}^* \quad (26)$$

Esta función es estimada por MCO a través de un polinomio de segundo grado de los factores, l_{it} ; m_{it} ; k_{it} ; np_i ; tr_{it} ; q_{st} ; y D_{ij} en (27):

$$\ln r_{it} = \varphi_{it}(\beta_l, \beta_m, \beta_k, \tau, \beta_{np}\beta_s, D) + \varepsilon'_{it} \quad (27)$$

En la segunda etapa, se reemplaza el estimado de $\widehat{\varphi}_{it}$ en 25 y se obtiene los estimados de la productividad \widehat{a}_{it}^* . En la tercera etapa De Loecker (2011a) reemplaza el supuesto [A2] por: [A2]''

$$a^*_{it} = g_t(a^*_{it-1}, tr_{it-1}) + \mu_{it} \quad (28)$$

El estimado del error $\widehat{\mu}_{it}$ es estimado mediante una regresión no paramétrica de [A2]'' con las productividades estimadas en la segunda etapa (\widehat{a}_{it-1}^*) y las variables de protección (tr_{it-1}).

La cuarta y última etapa De Loecker (2011a) implementa el método generalizado de momentos (GMM) en los errores estimados en la tercera etapa y todas las de producción y de productos de la ecuación 24. La condición teórica del GMM es:

$$E \left\{ \widehat{\mu}_{it}(\beta'_m, \beta'_k, \beta'_s, \tau, \beta_j) \begin{pmatrix} m_{it-1} \\ k_{it} \\ q_{st-1} \\ tr_{it} \\ D_{ij} \end{pmatrix} \right\} = 0. \quad (29)$$

Los coeficientes estimados $(\widehat{\beta}'_m, \widehat{\beta}'_k, \widehat{\beta}'_s, \widehat{\tau}, \widehat{\beta}_j)$ provienen de la minimización de dicho valor esperado y el estimador de $\widehat{\beta}_{ns}$ proviene de las estimaciones de la función $\widehat{\varphi}_{it}$.

Finalmente, usando las relaciones de (23) se estiman los parámetros $\widehat{\beta}_l, \widehat{\beta}_m, \widehat{\beta}_k, \widehat{\beta}_{np}, \widehat{\beta}_s, \widehat{\tau}$. Con el parámetro $\widehat{\beta}_s$ se obtienen las elasticidades de demanda por sector $h_s = -\frac{1}{\widehat{\beta}_s}$. Las productividades de las empresas por periodo t se obtienen de:

$$\hat{a}_{it} = \left(\ln r_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_{np} np_i - \hat{\beta}_s q_{st} - \hat{\tau} tr_{it} \right) \times \left(\frac{\hat{\eta}_s}{\hat{\eta}_s + 1} \right) \quad (30)$$

Note que la PTF de cada empresa en $\hat{A}_{it} = e^{\hat{a}_{it}}$.

Al igual que el caso ACF, los errores estándar de todos los coeficientes estimados se calculan con la técnica del Bootstrap.

E. Base de Datos

Para todas las estimaciones la base principal es la Encuesta Económica Anual del INEI-EEA (2024) para el periodo 2000-2019.²⁹ De esta base de datos se obtiene los datos de la función de producción (L_{it} ; K_{it} ; M_{it}), el valor real de producción (\tilde{r}_{it}), el número de productos por empresas por sector (np) y los distintos productos³⁰ por sector CIU que produce cada empresa (D_{ij}). Datos complementarios como el índice de precios de los sectores CIU a tres dígitos, el PBI real y los términos de intercambio fueron obtenidos del INEI (2023b) el primero y de los dos últimos del BCRP (2024). Finalmente, las variables de protección se tomaron de la base de datos de la SUNAT (2024) y correspondieron a los promedios arancelarios preferenciales o NMF (nación más favorecida) de los acuerdos comerciales de Perú con los Estados Unidos (US), China (CHN) y Unión Europea (UE) cuyas importaciones representaron en promedio alrededor del 50 % del valor de importado en el periodo 2002-2019.³¹ Los aranceles corresponden a los CIU a los que corresponden los productos de las empresas.

²⁹ La base de datos del EEA fueron sujetos a una limpieza de datos en función de la productividad laboral y el tamaño de las empresas por número de trabajadores.

³⁰ Se identificaron 341 productos de diferentes CIU.

³¹ Estos aranceles sirvieron de base para el trabajo de Tello y Tello-Trillo (2023) y en magnitud no son muy diferentes de los aranceles que impone el Perú al resto del mundo. Detalles en Tello (2020).

En la Tabla A2 del anexo se muestra el número de empresas que se tomaron en cuenta con cada método de estimación y en la Tabla 1 se muestra el número de empresas de codificación IRUC diferentes. Este es el indicador usado para diferenciar las empresas por año. Los códigos STATA y las referencias para las estimaciones están citadas en fuente de la Tabla 1. A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones.

II. Resultados de los métodos de estimación de la PTF

Fuentes de datos internacionales (Conference Board, 2024) señalan que la productividad laboral, PL, del Perú en 1990 representaban el 12 % de aquella de los Estados Unidos, mientras que en 2022, alcanzó solo el 17 % y con un promedio anual de crecimiento de la productividad total factorial, PTF, negativa de 0,3 %. en el periodo 1990-2022, Estas cifras se alcanzaron a pesar de la tasa promedio de crecimiento del ingreso per cápita del periodo de 3,7 %. Este inadecuado desempeño de la economía ha sido documentado por muchos, no sólo en el Perú sino en toda América Latina (AL). Por ejemplo, Fernández-Arias y Fernández-Arias (2021) señalan que los países de AL han crecido más lentamente que sus pares en todo el mundo. Más aún, añaden los autores, que de las fuentes de la brecha en el crecimiento del producto per cápita en relación con el resto del mundo, es el déficit en la PTF o en el crecimiento de la productividad lo que más explica los resultados en crecimiento. Esto convierte a la PTF de la economía, sectores, y empresas como el centro del crecimiento de los países de AL y del Perú en las próximas décadas.

Una serie de trabajos han abordado las estimaciones de la productividad total factorial a nivel de empresas³² en el Perú. Sin embargo, la mayoría de ellos se han concentrado, a lo sumo, en dos métodos de estimación³³ que resuelven las limitaciones de simultaneidad de sesgos y el de ‘attrition’. El trabajo de

³² Entre otros los de Tello (2012), Céspedes, Aquije et al. (2014; 2016), Céspedes, Lavado et al. (2016) y Del Pozo y Guzmán (2019; 2022).

³³ De manera similar, las estimaciones de la PTF en América Latina a nivel de empresas también solo estiman de uno a dos métodos —por ejemplo, Mogro (2017), Landa et al. (2020) y Kamanda y Ngepah (2021)—.

Céspedes, Lavado y Ramírez (2016) y de Céspedes et al. (2014), aunque también basados en una función de producción Cobb-Douglas reportan estimaciones de la PTF a nivel de empresas en nueve sectores³⁴ donde las participaciones de los factores en la producción total³⁵ varían desde 0,103 — para el factor trabajo del sector electricidad— hasta 0,926 —para el factor capital del sector minería—. Dicho rango de estimaciones de los coeficientes de los factores de producción de la ecuación (3) también se encuentra en la muestra de empresas del sector manufacturero de los trabajos de Tello (2012) y Del Pozo y Guzmán (2019, 2022).

Los resultados de estimación presentados en esta sección, aunque también se basan en una función de producción Cobb-Douglas y se concentra en el sector de manufacturas, se distinguen de estudios anteriores en tres aspectos. Primero, se presentan, para un análisis comparativo, cuatro métodos de estimación de la PTF de las empresas que reducen, mejoran, o resuelven cuatro limitaciones que presenta el método estándar de MCO. Segundo, se estima por primera vez estimaciones con el método de De Loecker (2011a), el cual aborda el problema de omisión de los precios de los productos de las empresas y uso del deflactor de precios que limita las estimaciones que usan valor real de producción. Tercero, presentan estimaciones de la PTF de las empresas para un periodo más largo (18 años), el cual permite realizar análisis de los determinantes de dichas estimaciones³⁶. En el artículo se analiza, por un lado, las asociaciones de las productividades de las empresas y el crecimiento económico, los términos de intercambio, y los índices de precios de producción. De otro lado, las asociaciones entre productividades y los tres principales acuerdos comerciales del Perú con los Estados Unidos, China y Unión Europea.

³⁴ Agricultura, comercio, construcción, electricidad, industria, intermediación financiera, minería, servicios, y pesca.

³⁵ Los coeficientes β_f de la ecuación (3).

³⁶ Tello y Tello-Trillo (2023), usando la metodología del presente artículo, analizan el efecto de la competencia y los aranceles preferenciales sobre la PTF de las empresas del sector manufacturero, periodo 2002-2017.

Las tablas 1, 2, la Figura 1, y la Tabla A1 del anexo presentan los resultados de las estimaciones de los cinco métodos discutidos en la sección anterior³⁷. Las cifras y la figura indican, en primer lugar, que los valores estimados de los coeficientes de los tres factores de producción están dentro del rango de los valores estimados de trabajos anteriores. A excepción del coeficiente del capital del método LP, los valores giran alrededor del 30 %.

En segundo lugar, las variables adicionales del método de De Loecker (2011a) sugieren que las producciones de los tres sectores considerados afectan positivamente al valor real de producción, reducción de aranceles y número de productos también incrementan el valor real de producción de las empresas.

En tercer lugar, los tres sectores considerados tienen una alta elasticidad precio de la demanda.

Cuarto, para los cinco métodos de estimación, existe una tendencia creciente, aunque volátil, de los índices promedios anuales de las productividades de las empresas.³⁸ El índice de promedio anual de mayor crecimiento en el periodo 2003-2019 lo tiene la productividad estimada con el método ACF con tasa de 6,3 % anual, y el del método DL es el que tiene la más baja tasa promedio de 3,9 %.

Quinto, aunque las correlaciones entre las cinco estimaciones de los promedios de los índices de productividad son relativamente altas y estadísticamente significativas, los valores de los índices difieren entre años y periodos. Por ejemplo, el método OLS tienen los más bajos valores en el periodo 2002-2010 y los más altos en el periodo 2011-2019.

³⁷ En el caso de las estimaciones de los coeficientes del método de De Loecker (2011a) se omiten por falta de espacio los errores estándar de los 349 coeficientes que se estimaron, de los cuales 341 provienen de los coeficientes β_j de las variables binarias D_{ij} .

³⁸ Estos índices para cada empresa i del periodo t para cualquier método son estimados por: $IPTF_{it} = [e^{-\ln \hat{a}_{it}} / (\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N e^{-\hat{a}_{it}})]$. Los promedios anuales de cada método es el promedio de dichos índices de todas las empresas de un determinado año t .

Tabla 1. *Coefficientes estimados de los Métodos MCO, OP, LP, ACF, DL*

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ACF (2015)	LP (2003)	OP (1996)	OLS	DL (2011)
Capital (k)	0,351 (0,232)	0,813*** (0,284)	0,352*** (0,074)	0,301*** (0,004)	0,282
Trabajo (l)	0,311 (0,719)	0,371*** (0,013)	0,363*** (0,014)	0,395*** (0,006)	0,395
Materiales (m)	0,336 (0,953)	0,166 (0,203)	0,253*** (0,011)	0,306*** (0,004)	0,268
Número de productos (np)					-0,036
Valor de producción real de procesados de productos primarios					0,218
Valor de producción real de manufactura ligera					0,221
Valor de producción real de sector intensivo en tecnología					0,225
Tarifas (tr)					-0,019
Número de Observaciones	8265	22076	15811	21301	10513
No Promedio de Empresas por año	459	1226	878	1183	583
No de IRUC (empresas) diferentes	3298	4426	3721	4371	2174

Nota: Los códigos (comandos) STATA son: xreg (MCO), opreg (OP), levpct (LP), y acfest (ACF) y otros en De Loecker (2011c). Los números en paréntesis son los errores estándar de los coeficientes. Los tres asteriscos revelan los niveles de significancia menores al 1 %. No se reportan los 341 coeficientes asociados a los productos de las empresas (las variables binarias) D_{ij} .

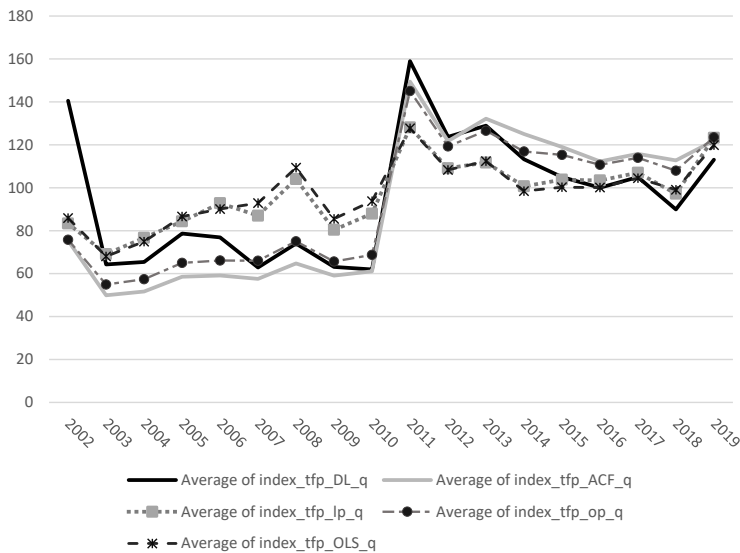
Fuente: Elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024). STATA (2023), Yasar *et al.* (2008) Manjón y Mañez (2016) Petrin *et al.* (2004), De Loecker, (2011c).

Tabla 2. Estimaciones de las elasticidades precios de demanda por sectores. Método DL

	h_s
Bienes primarios	-4,577
Manufactura ligera	-4,516
Manufactura intensiva en tecnología	-4,438

Fuente: elaboración propia a partir de INEI (2023a) y De Loecker, (2011c).

Figura 1. Evolución de las estimaciones de las PTF de empresas de los métodos OLS, LP, OP, ACF y DL



Nota: los coeficientes de correlación entre los índices promedio anuales de las PTF entre los cinco métodos son: 0,917*** (PTF-DL-ACF); 0,791*** (PTF-DL-LP); 0,912*** (PTF-DL-OP); 0,917*** (PTF-DL-OLS); 0,837*** (PTF-ACF-LP); 0,997*** (PTF-ACF-OP); 0,999*** (PTF-ACF-OLS); 0,875*** (PTF-LP-OP); 0,850*** (PTF-LP-OLS); 0,998*** (PTF-OP-OLS).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024).

En cambio, en el método DL, los valores de los índices están entre los valores de los otros métodos para ambos periodos. Cabe señalar que el método DL es el apropiado cuando los precios de los productos de las empresas difieren del índice de precios promedio de los sectores donde

pertenecen dichos productos. Una última característica de los cinco métodos de estimación es que en el periodo 2010-2011, los índices de PTF tuvieron un aumento notorio, probablemente asociado a la entrada en vigor de los acuerdos comerciales con los Estados Unidos y China y al incremento notable de los términos de intercambio. Estas asociaciones son analizadas en la próxima sección.

III. La PTF de manufacturas en el periodo 2002-2019

Dos temas asociados a la evolución de las productividades de las empresas son, por un lado, la asociación entre estas, el crecimiento de la economía y los shocks de los términos de intercambio; y de otro lado, los impactos de los acuerdos comerciales sobre las productividades de las empresas. Esta sección aborda estos dos temas de manera descriptiva y a la vez ilustrativa.³⁹

A. Crecimiento, shocks de precios internacionales

Los coeficientes de correlación de la Tabla 3 indican que la asociación entre la PTF de las empresas (bajo cualquier método de estimación) y los términos de intercambio es positiva y robusta estadísticamente. Dicha asociación, aunque positiva es relativamente menos robusta con los índices

³⁹ Cabe señalar que Rodríguez et al. (2018) y Rodríguez y Vasallo (2021) abordan el primer tema concluyendo que las fluctuaciones del PBI están bien ligadas a los shocks de los términos de intercambio. Por otro lado, los trabajos de Céspedes, Aquije et al. (2016), y Tello y Tello-Trillo (2023) abordan el tema de los acuerdos comerciales y la productividad a nivel agregado de la economía. El primero de ellos concluye que las firmas que participan del comercio internacional, ya sea como exportadoras o importadoras, tienen sistemáticamente una mayor productividad en comparación con las que destinan su producción solo al mercado interno. Los tratados de libre comercio, en promedio, generan una brecha de productividad positiva, y las empresas que exportan hacia los Estados Unidos de América tienen mayores brechas. El segundo trabajo concluye que una disminución en los aranceles a la producción reduce el crecimiento de la productividad de las empresas peruanas para las no exportadoras (es decir, las empresas nacionales que producen bienes que también se importan), mientras que aumenta el crecimiento de la productividad para las exportadoras (es decir, las empresas nacionales que producen bienes de exportación). Por el contrario, una reducción de los aranceles sobre los insumos aumenta la productividad de todas las empresas.

de producción y en mucho menor medida y con signo negativo con la tasa de crecimiento del PBI. Por otro lado, basado en la Tabla A1 del anexo, a excepción del crecimiento del PBI, las tasas promedio de crecimiento de los índices de precios de la producción de los sectores manufactureros (incluidos en la muestra de empresas) y los términos de intercambio son menores que las respectivas tasas de crecimiento promedio anuales de las PTF, sugiriendo que otros factores explican los cambios en la PTF de las empresas.

Tabla 3. Coeficiente de correlación ($\hat{\rho}$) entre PTF e índices de precios de producción (IPP), términos de intercambio (TI) y la tasa de crecimiento anual del PBI

Variables/Estadísticos		PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTF-OLS
IPP	$\hat{\rho}$	0,018	0,111	0,011	0,099	0,110
	$t_{\hat{\rho}}$	1,629*	10,11***	1,014	9,03***	10,04***
TI	$\hat{\rho}$	0,034	0,167	0,089	0,163	0,173
	$t_{\hat{\rho}}$	3,10***	15,33***	8,08***	15,02***	15,92***
$\Delta Y/Y$	$\hat{\rho}$	-0,013	-0,077	-0,012	-0,068	-0,079
	$t_{\hat{\rho}}$	1,181	7,01***	1,117	6,17***	7,22***

Nota: el número de observaciones de los coeficientes de correlación de la PTF con cada uno de los cinco métodos y las variables IPP, TI y $\Delta Y/Y$ es 8244. Los niveles de significancia son 10 % (*), 5 % (***) y 1 % (***).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024)

B. Acuerdos comerciales con Estados Unidos, China y la Unión Europea

El análisis de los cambios en la PTF y los acuerdos comerciales con Estados Unidos (US, vigente desde el 2009), China (CHN, vigente desde el 2010) y la Unión Europea (UE, vigente desde el 2013) proveen más información sobre las asociaciones de sección anterior. En el periodo antes de la vigencia de los tres acuerdos (2003-2009) las tasas promedio anuales del PBI, términos de intercambio, y del índice de precios de producción de los sectores de las empresas de la muestra son respectivamente 6 %, 6,2 % y 2,7 %. En dicho periodo solo la tasa promedio anual del método DL es negativa en -1,9 % y el resto de los métodos tienen tasas positivas entre 2 % (método OLS) y 2,3 % (método LP). De acuerdo con la metodología DL si

los precios de los productos de las empresas son mayores que los precios de los sectores que pertenecen dichos productos entonces los métodos OLS, LP, ACF y OP estarían sobre estimando los niveles de la PTF de las empresas, y esto en parte podría explicar las diferencias en signos de las tasas de variación promedio anual.

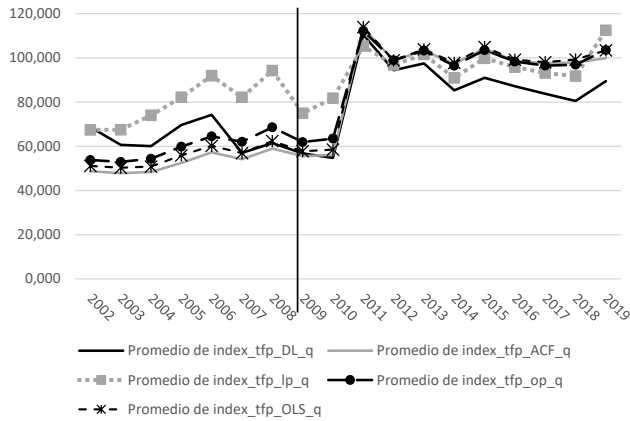
Por otro lado, durante el periodo 2003-2019, entre el periodo de vigencia del acuerdo con US, CHN y el inicio del tratado con la UE, periodo 2010-2013 el promedio de las tasas de crecimiento de la PTF de las empresas manufactureras son las más altas cuyo rango es entre 8,7% (método LP) y 23,7% (método ACF) mientras las respectivas del PBI, TI, IPP son 6,7%, 5% y 1,1% lo que sugeriría que los acuerdos comerciales de US y CHN pueden haber incidido en el aumento significativo de las productividades de las empresas manufactureras.⁴⁰ Sin embargo, el periodo posterior a la vigencia de los tres acuerdos, periodo 2014-2019, las tasas de crecimiento de las productividades de las empresas disminuyeron drásticamente en el rango entre -1,2% (método DL) y 2,3% (método LP). De forma análoga las tasas de variación anual del PBI y TI también se redujeron respectivamente en 3,1% y -1,2%. La tasa de variación anual del IPP se incrementó ligeramente a 1,8% en dicho periodo. Estas cifras sugieren que el impacto de los acuerdos comerciales sobre la PTF de las empresas manufactureras es temporal y probablemente otros factores (como los términos de intercambio e inversiones en actividades de Ciencia, Tecnología e Innovación) pueden haber neutralizado los potenciales incrementos de la PTF de las empresas originado por los acuerdos comerciales.⁴¹

Entre las figuras 2 y 4 se evidencia con claridad que bajo cualquier método el índice promedio anual de la PTF de las empresas manufactureras tuvo un repunte entre el 2009 y el 2013 con respecto al periodo anterior para luego estabilizarse o decrecer (según el método de estimación). Así, estas figuras respaldan la conjetura de los efectos temporales de los acuerdos, particularmente con los Estados Unidos y China.

⁴⁰ Tello y Tello-Trillo (2023) provee más evidencias sobre esta conjetura.

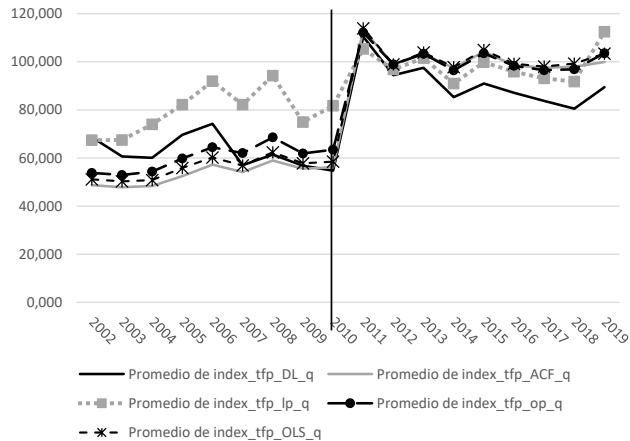
⁴¹ Detalles de los determinantes de las PTF de las empresas son expuestos por Svverson (2011).

Figura 2. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con los Estados Unidos (2009)



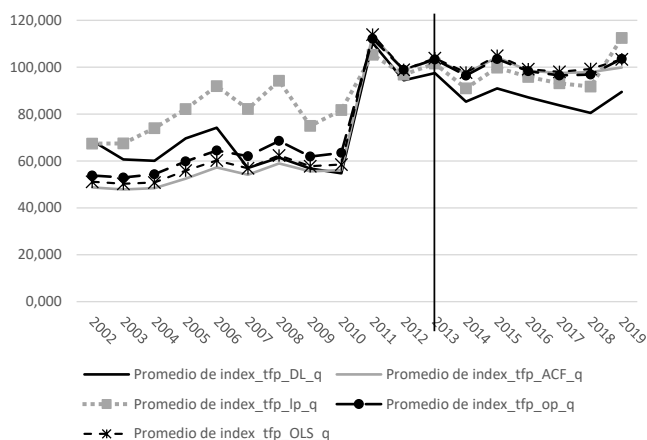
Fuente: INEI-EEA (2024).

Figura 3. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con los China (2010)



Fuente: INEI-EEA (2024).

Figura 4. Evolución de la PTF de las empresas manufactureras en el periodo del acuerdo comercial con la Unión Europea (2013)



Fuente: INEI-EEA (2024).

Conclusiones

Este artículo ha estimado cinco métodos distintos de la productividad total factorial para una muestra de empresas manufactureras del Perú en el periodo 2002-2019. Estos métodos resuelven cuatro limitaciones de los estimados estándar MCO de la PTF: el de sesgo de simultaneidad, el sesgo de *attrition*, el sesgo debido a la omisión de los precios de los productos de las empresas, y la multicolinealidad entre los factores de producción.

Las estimaciones de los cinco métodos señalan que la PTF de las empresas manufactureras se incrementaron en una tasa promedio anual de 5% en el periodo 2003-2019. Sin embargo, en el periodo de preacuerdos comerciales (2003-2009), la tasa promedio anual de la TF fue de 1,4%, y en el periodo posterior a la vigencia de los acuerdos con US y CHN (2014-2019) la respectiva tasa fue solo de 0,2%. La tasa promedio más alta fue el periodo entre los acuerdos (2010-2013) con un promedio de 18,8%. Esto significó que el impacto de los acuerdos comerciales, particularmente con los Estados Unidos y China, fue solo temporal y en el periodo entre acuerdos incluyendo

el inicio del acuerdo con la Unión Europea.

Finalmente, el análisis descriptivo entre las productividades, el crecimiento económico, los términos de intercambio y el índice de precios de producción de los sectores de productos de las empresas manufactureras, sugieren que solo los términos de intercambio y en menor medida los precios de producción de los sectores manufacturero pueden incidir en las productividades de las empresas, los mecanismo son diversos: vía incrementos de los precios de exportación o reducción de los precios de importación; mayor rentabilidad de las empresas que exportan y los que usan insumos importados tal que conduzcan a actividades CTI de las empresas y generen productos de innovación. Al parecer el crecimiento o el canal vía demanda interna no es suficiente para incrementos sustantivos de la productividad empresarial en el Perú.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Anexo

Tabla A1. Promedio anual de los índices de productividad total factorial, PTF, por método de estimación y tasa de variación anual del PBI (g_Y), TI (g_{TI}), y IPP (g_{IPP})

Año	PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTP-OLS	g_Y	g_{TI}	g_{IPP}
2002	68,643	48,717	67,429	53,804	51,139			
2003	60,649	47,854	67,480	52,954	50,291	4,2	2,0	0,0
2004	60,098	48,389	74,006	54,354	50,823	5,0	14,0	2,8
2005	69,653	52,473	82,167	59,826	55,893	6,3	6,1	0,8
2006	74,211	57,243	91,927	64,467	60,220	7,5	29,8	1,7
2007	57,032	54,150	82,172	62,057	56,905	8,5	6,0	1,5
2008	61,451	58,953	94,240	68,578	62,363	9,1	-11,9	1,9
2009	56,787	55,567	74,965	61,897	57,781	1,1	-2,7	10,3
2010	54,742	56,139	81,738	63,476	58,495	8,3	21,0	-0,8
2011	110,435	113,377	105,325	112,175	113,913	6,3	7,9	-1,8
2012	94,409	98,871	96,821	98,919	98,895	6,1	-2,9	5,4
2013	97,497	103,228	101,559	103,334	103,860	5,9	-6,0	1,8
2014	85,303	97,362	90,965	96,444	97,758	2,4	-5,4	-0,4
2015	90,960	104,236	99,824	103,510	104,902	3,3	-6,8	5,1
2016	87,139	98,513	95,857	98,323	99,177	4,0	-0,3	6,3
2017	83,763	97,530	93,129	96,497	98,036	2,5	7,5	-2,4
2018	80,489	97,914	91,764	96,871	99,266	4,0	-0,4	-1,0
2019	89,451	99,902	112,478	103,545	103,389	2,2	-1,7	3,5
\bar{X}	76,817	77,246	89,102	80,613	79,061	5,1	3,3	2,0

Nota: los coeficientes de correlación entre los índices promedio anuales de las PTF entre los cinco métodos son: 0,917*** (PTF-DL-ACF); 0,791*** (PTF-DL-LP); 0,912*** (PTF-DL-OP); 0,917*** (PTF-DL-OLS); 0,837*** (PTF-ACF-LP); 0,997*** (PTF-ACF-OP); 0,999*** (PTF-ACF-OLS); 0,875*** (PTF-LP-OP); 0,850*** (PTF-LP-OLS); 0,998*** (PTF-OP-OLS).

Fuente: elaboración propia a partir de INEI-EEA (2024).

Tabla A2. *Número de firmas por método de estimación de la PTF, 2000-2019*

Año	PTF-DL	PTF-ACF	PTF-LP	PTF-OP	PTP-OLS
2000	0	0	1609	908	1507
2001	0	406	1070	627	1007
2002	394	279	802	570	776
2003	320	211	697	527	681
2004	432	345	1281	859	1242
2005	526	428	799	588	767
2006	374	286	716	533	690
2007	433	263	1678	1199	1621
2008	496	314	740	519	711
2009	504	334	876	626	843
2010	569	386	850	612	816
2011	530	338	1410	1074	1376
2012	715	613	1232	898	1194
2013	726	604	1388	1035	1346
2014	704	575	1105	850	1082
2015	674	527	1125	853	1097
2016	672	526	1139	861	1117
2017	649	473	1231	900	1200
2018	1168	890	1257	942	1226
2019	627	467	1071	830	1002
No. de observaciones	10513	8265	22076	15811	21301

Fuente: INEI-EEA (2024).

Referencias

Ackerberg, D., Lanier, C., Berry, S., & Pakes, A. (2007). Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes. En J. Heckman y E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics* (vol. 6A, pp. 4171-4276). [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(07\)06063-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(07)06063-1)

- Akerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411-2451. <https://doi.org/10.3982/ECTA13408>
- Arnold, J. (2005). *Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide*. Bocconi University.
- Baltagi, B.H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). (2024). Estadística del Comercio Exterior. <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- Bassett, G., R., & Koenker. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Bassett, G., & Koenker, R. (1982). An Empirical Quantile Function for Linear Models with iid Errors. *Journal of the American Statistical Association* 77(378), 407-415. <https://doi.org/10.1080/01621459.1982.10477826>
- Blundell, R., & Bond, S. (2000). GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340. <https://doi.org/10.1080/07474930008800475>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera Tudela (2014). Productividad sectorial en el Perú: un análisis a nivel de firmas. *Revista Estudios Económicos*, (28), 9-26. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/28/ree-28-cespedes-aquije-sanchez-veratudela.pdf>
- Céspedes, N., P. Lavado, N. Ramírez, (2016). *Productividad en el Perú: medición, determinantes e implicancias*. Universidad del Pacífico. <https://doi.org/10.21678/978-9972-57-356-9>

Tello, Mario D.: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez, R. Vera Tudela (2016). Productividad y apertura comercial en el Perú. En N. Céspedes, P. Lavado, N. Ramírez (eds.), *Productividad en el Perú: Medición, determinantes, e Implicancias* (pp. 125-144). Universidad del Pacífico.
- Conference Board (2024). Economy Data Base. Consultado el 01 de junio de 2024. <https://www.conference-board.org/data/economydatabase/total-economy-database-productivity>
- De Loecker, J. (2011a). Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, 79(5), 1407-1451. <https://doi.org/10.3982/ECTA7617>
- De Loecker, J. (2011b). Supplement to “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. https://www.econometricsociety.org/publications/econometrica/2011/09/01/product-differentiation-multiproduct-firms-and-estimating/supp/7617_extensions_0.pdf
- De Loecker, J. (2011c). Supplementary material: Data and Code of “Product Differentiation, Multiproduct firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity”. <https://sites.google.com/site/deloeckerjan/data-and-code?authuser=0>
- Del Pozo, C., & Guzmán, E. (2019). *Estimación de la Productividad Total Factorial a nivel de firmas en el Perú: nueva evidencia a través del método Akerberg, Caves y Frazer*. Proyecto CIES. <https://cies.org.pe/investigacion/estimacion-de-la-productividad-total-factorial-nivel-de-firmas-en-el-peru/>
- Del Pozo, C., & Guzmán, E. (2022). *Impacto de la inversión en CTI en la productividad de las firmas en el Perú*. Proyecto CIES. <https://cies.org.pe/investigacion/impacto-de-la-inversion-en-ciencia-tecnologia-e-innovacion-tecnologica-en-la/>
- Eslava, M., Haltiwanger, J., Kugler, A., & Kugler, M. (2004). The Effects of Structural Reforms on Productivity and Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Colombia”. *Journal of Development Economics*, 75(2), 333-371. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.06.002>

- Fariñas, J., & Ruano, S. (2005). Firm Productivity, Heterogeneity, Sunk Costs and Market Selection. *International Journal of Industrial Organization*, 23(7-8), 505-534. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2005.02.002>
- Fernández-Arias, E., N. Fernández-Arias (2021). *The Latin American Growth Shortfall: Productivity and Inequality* [UNDP LAC Working Paper No. 04]. UNPD. <https://www.undp.org/latin-america/publications/latin-american-growth-shortfall-productivity-and-inequality>
- Fuss, M., McFadden, D., & Mundlak, Y. (1978). A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production. En M. Fuss & D. L. McFadden (eds.), *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications Volume I: The Theory of Production* (pp. 219-268). North-Holland.
- Galindo, A., & Nuguer, V. (2023). *Preparar el Terreno Macroeconómico para un Crecimiento Renovado* [informe]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://flagships.iadb.org/es/MacroReport2023/preparar-el-terreno-macroeconomico-para-un-crecimiento-renovado>
- Goldberg, P.K., Khandelwal, A., Pavcnik, N., & Topalova, P. (2008). *Multi-Product Firms and Product Turnover in The Developing World: Evidence from India* [National Bureau of Economic Research Working Paper Series 14127]. <https://doi.org/10.3386/w14127>
- Goldberg, P. (1995). Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry. *Econometrica*, 63(4), 891-951. <https://doi.org/10.2307/2171803>
- Griliches, Z. (1957). Specification Bias in Estimates of Production Functions. *Journal of Farm Economics*, 39(1), 8-20. <https://doi.org/10.2307/1233881>
- Griliches, Z., & Mairesse, J. (1998). Production Functions: The Search for Identification. En S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp.

Tello, Mario D.: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

169-203). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.006>

Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>

Hansen, L. P. (2007). Generalized Methods of Moments Estimation. Mimeo, University of Chicago. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2486-1

Hayasi, F (2000). *Econometrics*, Princeton University Press.

Hopenhayn, H. (1992). Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127-1150. <https://doi.org/10.2307/2951541>

Iacovone, L., & Javorcik, B. S. (2008). Shipping Good Tequila Out: Investment, Domestic Unit Values and Entry of Multi-Product Plants into Export Markets. Mimeo.

Instituto Nacional de Estadística e Informática- Encuesta Económica Anual (INEI-EEA). (2024). Período del 2002 al 2019. <https://proyectos.inei.gob.pe/microdatos/>

Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2024). Estadísticas Economía. <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/>

Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica*, 50 (3), 649-670. <https://doi.org/10.2307/1912606>

Jorgenson, D. (1991). Productivity and Economic Growth. En E. R. Berndt & J. E. Triplett (eds.), *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of The Conference on Research in Income and Wealth* (pp. 19-118). University of Chicago Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/fifty-years-economic-measurement-jubilee-conference-research-income-and-wealth/productivity-and-economic-growth>

- Kamanda Esplor, D., & Ngepah, N. (2021). Income Distribution and Total Factor Productivity: A Cross-Country Panel Cointegration Analysis. *International Economics and Economic Policy* 18,661-698. <https://doi.org/10.1007/s10368-021-00494-6>
- Katayama, H., Lu, S., & Tybout, J. (2009). Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution. *International Journal of Industrial Organization*, 27, 403-413. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2008.11.002>
- Koenker, R., & Hallock, K.F. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, (4), 143-156. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>
- Landa Díaz, H., Cerezo García, V., & Perrotini Hernández, I. (2020). La vulnerabilidad estructural de la economía mexicana, *Contaduría y Administración*, 65(5) 1-19. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2020.3026>
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Manjon, M., & Mañez, J. (2016). Production Function Estimation in Stata Using the Akerberg–Caves–Frazer Method. *The Stata Journal*, 16(4), 900-916. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600406>
- Marshall J., & Andrews, W. H. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12(3/4), 143-205. <https://doi.org/10.2307/1905432>
- McLellan, N. (2004). *Measuring Productivity using the Index Number Approach: An Introduction* [New Zealand Treasury Working Paper, No. 04/05]. New Zealand Government, The Treasury. https://econpapers.repec.org/paper/nztnztwps/04_2f05.htm
- Mogro, S. (2017). Estimación de una función de producción y análisis de la productividad: el sector de innovación global en mercados locales. *Estudios Gerenciales*, 33(145), 400-411. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2017.10.004>

- Olley, S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263-1298. <https://doi.org/10.2307/2171831>
- Ornaghi, C. (2006). Assessing the Effects of Measurement Errors on The Estimation of Production Functions. *Journal of Applied Econometrics*, 21(6), 879-891. <https://doi.org/10.1002/jae.887>
- Penn World Table. (2024). Penn World Table, version 10.0. Consultado el 01 de junio de 2024. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
- Petrin, A., Poi, B. & Levinsohn, J. (2004). Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables. *The Stata Journal*, 4(2), 113-123.
<https://doi.org/10.1177/1536867X0400400202>
- Rodríguez G., & Vassallo, R. (2021). *Impacto de choques externos sobre la economía peruana. Aplicación empírica usando modelos TVP-VAR-SV* [documento de investigación No. 001-21]. Consejo Fiscal del Perú y Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Rodríguez, G., Villanueva, P., & Castillo, P. (2018). Driving Economic Fluctuations in Peru: The Role of the Terms of Trade. *Empirical Economics*, 53(3), 1089-1119. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1318-2>
- Sánchez, A., & Kapp, D. (2011, octubre). *Nuevas estimaciones de productividad para América Latina: empresas de manufactura*. Encuentro de economistas BCRP, Lima Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentro-de-Economistas/EE-2011/ee-2011-d2-sanchez-kapp.pdf>
- Seiford, L. L., & Thrall, R.M. (1990). Recent Developments in DEA: The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 7-38. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90045-U](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90045-U)

- STATA (2023). Stata Longitudinal-Data/Paneldata Reference manual Release 16. Stata Press. <https://www.stata.com/manuals16/xt.pdf>
- Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT) (2024). Anuario Estadístico 2023. https://www.sunat.gob.pe/estad-comExt/modelo_web/anuario23.html
- Sverson, C. (2011). What Determines Productivity. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365. <https://doi.org/10.1257/jel.49.2.326>
- Tello, M.D, & Tello-Trillo, C. J. (2023). Preferential Trade Agreements and Productivity: Evidence from Peru. *Revista Economía*, 46(91), 22-38. <https://doi.org/10.18800/economia.202301.002>
- Tello, M.D. (2020). Political Economy Approach of Trade Barriers: The Case of Peruvian's Trade Liberalization. DT No 486, Departamento de Economía, PUCP.
- Tello, M. D. (2012). Productividad total factorial en el sector manufacturero del Perú: 2002-2007. *Revista Economía*, 35(70), 103-141.
- The Organization for Economic Cooperation and Development. (OECD). (2001). *Measuring Productivity. OECD Manual. Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth*. OECD. https://www.oecd-ilibrary.org/industry-and-services/measuring-productivity-oecd-manual_9789264194519-en
- The Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). (2024.). Multifactor Productivity. Consultado el 15 de noviembre de 2023. <https://data.oecd.org/lprdy/multifactor-productivity.htm>
- Van Beveren, I. (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), 98-128. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00631.x>
- Van Biesebroeck, J. (2008). The Sensitivity of Productivity Estimates: Revisiting Three Important Debates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(3), 311-328. <https://doi.org/10.1198/073500107000000089>

Tello, Mario D: Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas...

Varian, H. (2005). Bootstrap Tutorial. *Mathematica Journal*, 9(4), 768-775.
<https://library.wolfram.com/infocenter/Articles/5730/>

Yasar, M., Raciborski, R., & Poi, B. (2008). Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method. *The Stata Journal*, 8(2), 221-231. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800204>

**Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la
política económica y su relación con los tipos de
cambio: aplicación para países latinoamericanos,
2010-2022**

José Aicardo Rúa y Nini Johana Marín-Rodríguez

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



José Aicardo Rúa y Nini Johana Marín-Rodríguez

Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio: aplicación para países latinoamericanos, 2010-2022

Resumen: *Este artículo aporta una nueva perspectiva sobre la relación entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) y las tasas de cambio en países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia y México), utilizando el análisis espectral de Wavelet (WPS) y el análisis de coherencia de Wavelet (WCA) con datos mensuales de enero de 2010 a mayo de 2022. Los resultados indican una correlación positiva consistente entre el EPU y las tasas de cambio a corto, mediano y largo plazo. Estos hallazgos destacan la conexión entre la incertidumbre económica y las tasas de cambio, subrayando la necesidad de una gestión cuidadosa de la política económica y la consideración de eventos políticos para promover la estabilidad y el crecimiento económico en estas naciones latinoamericanas.*

Palabras clave: *análisis tiempo-frecuencia, econometría financiera, divisas extranjeras, riesgo financiero, incertidumbre, América Latina.*

Clasificación JEL: C58, F31, G32, O54, D81.

Time-frequency analysis of economic policy uncertainty and its relationship with exchange rates: application to Latin American countries, 2010-2022

Abstract: *This paper offers a fresh perspective on the relationship between the Economic Policy Uncertainty (EPU) index and exchange rates in Latin American countries (Brazil, Chile, Colombia, and Mexico). Employing Wavelet Power Spectrum and Coherence Analyses on monthly data (January 2010 to May 2022). The findings reveal a consistent positive correlation between the EPU index and exchange rates across short, medium, and long-term. These results underscore the intricate link between economic uncertainty and exchange rates, emphasizing the need for careful economic policy management and consideration of political events to foster stability and economic growth in these nations.*

Keywords: *Time-frequency analysis, Financial Econometrics, Foreign Exchange, Financial Risk, Uncertainty, Latin America.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356728>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Análisis de la frecuencia temporal de la incertidumbre de las políticas económicas y de su relación con los tipos de cambio: aplicación a los países de América Latina, 2010-2022

Resumen: *Este documento ofrece una nueva perspectiva sobre la relación entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) y los tipos de cambio en los países de América Latina (Brasil, Chile, Colombia y México). Utilizando el análisis espectral por ondas (WPS) y el análisis de coherencia por ondas (WCA) con datos mensuales de enero de 2010 a mayo de 2022. Los resultados indican una correlación positiva constante entre el EPU y los tipos de cambio a corto, medio y largo plazo. Estos resultados demuestran el vínculo entre la incertidumbre económica y los tipos de cambio, destacando la necesidad de una gestión prudente de la política económica y de tener en cuenta los eventos políticos para promover la estabilidad y el crecimiento económico en estos países de América Latina.*



Palabras clave: *Análisis de frecuencia temporal, econométrica financiera, cambio, riesgo financiero, incertidumbre, América Latina.*

Cómo citar / How to cite this item:

Rúa, J. A., & Marín-Rodríguez, N. J. (2024). Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio: aplicación para países latinoamericanos, 2010-2022. *Lecturas de Economía*, 102, 93-131.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356728>

Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio: aplicación para países latinoamericanos, 2010-2022

José Aicardo Rúa ^a y Nini Johana Marín-Rodríguez ^b

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Datos y metodología. –III. Discusión de resultados. –Conclusiones. –Declaración de ética. –Referencias.

Primera versión recibida el 10 de julio de 2023; versión final aceptada el 18 de agosto de 2024

Introducción

En economías con regímenes cambiarios flexibles o fijos con un mercado paralelo al oficial —como es el caso de Argentina—, la tasa de cambio es un indicador fundamental para evaluar el desempeño económico frente al mundo (Edwards et al., 2003). Su volatilidad afecta aspectos como flujos de capital, balanza de cuenta corriente e inflación, influyendo en el crecimiento económico (Clark et al., 2004; Marín-Rodríguez, 2023). Por tanto, su pronóstico es de gran interés para académicos, analistas, empresarios y gobiernos. Dado que la tasa de cambio se ve influenciada por diversas variables, choques económicos y coyunturales, su comportamiento es un desafío para la generación de modelos eficientes que permitan anticipar su dinámica temporal (Maya Sierra & Marín Rodríguez, 2019).

La importancia de abordar el “puzzle de la predictibilidad de la tasa de cambio” radica en su constante desconcierto para los economistas. Por ejemplo, Meese y Rogoff (1983) identificaron la dificultad de predecir tasas de cambio con modelos económicos, ya que solo lograban superar un proceso de “caminata aleatoria” en circunstancias particulares. No obstante, investigaciones

^a *José Aicardo Rúa*: estudiante de Maestría en Finanzas, Universidad de Medellín. Facultad de Ingenierías, Medellín, Colombia. Dirección electrónica: estrategiafiscalja@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0008-4344-912X>

^b *Nini Johana Marín-Rodríguez*: profesora titular de la Universidad de Medellín. Facultad de Ingenierías, Grupo de Investigación en Ingeniería Financiera (GINIF), Medellín, Colombia. Dirección electrónica: njmarin@udemedellin.edu.co <https://orcid.org/0000-0003-4318-7947>

recientes están arrojando luz sobre este desafío mediante nuevos enfoques y modelos que permiten entender mejor las dinámicas de las tasas de cambio. Resolver este enigma es fundamental, pues una mayor comprensión de la predictibilidad de las tasas de cambio es esencial para inversores, empresas y responsables de políticas económicas que requieren evaluaciones precisas de futuros movimientos monetarios. En años recientes, nuevos enfoques, como el modelo de Farhi y Gabaix (2016), han arrojado luz sobre este enigma al incorporar la probabilidad de un desastre económico en el proceso de formación de expectativas. Este enfoque resalta la relevancia de analizar la probabilidad de eventos futuros en la formación de expectativas de las tasas de cambio, y como la incertidumbre puede influir en la revisión de estas expectativas.

La volatilidad del tipo de cambio es riesgosa para una economía, ya que afecta los precios locales, la inflación y puede estimular políticas monetarias restrictivas que reduzcan las inversiones y el consumo (Grier & Grier, 2006; Phan & Juhro, 2018). Además, la volatilidad del tipo de cambio impacta en los costos de las transacciones internacionales y puede aumentar el desempleo (Feldmann, 2011). Adicionalmente, en economías emergentes, el uso de deudas en moneda extranjera puede generar problemas durante las devaluaciones de la moneda (Alfaro et al., 2019). Por lo tanto, la volatilidad del tipo de cambio es un tema de gran relevancia para el desempeño económico.

Es así como predecir la dinámica del tipo de cambio es un desafío. Las teorías tradicionales basadas en fundamentos macroeconómicos tienen limitaciones en la predicción a corto plazo (Engel et al., 2008). Por otro lado, la incertidumbre económica es un factor clave y puede influir tanto positiva como negativamente en diversas variables económicas (Aftab et al., 2023). La incertidumbre económica se refiere a un estado en el que los agentes económicos carecen de suficiente conocimiento sobre la situación actual de una economía. En consecuencia, la incertidumbre representa una noción no observable que desempeña un papel crucial en la determinación del crecimiento económico de un país. Además, la incertidumbre de la política económica (EPU por sus siglas en inglés de Economic Policy Uncertainty) implica la ambigüedad que rodea la progresión futura de las políticas económicas (Baker et al., 2016). La relación entre el índice EPU y la volatilidad del tipo de cambio es poco estudiada, a pesar de su importancia

(Aftab et al., 2023). De esta manera, la capacidad predictiva del índice EPU para la volatilidad del tipo de cambio emerge como un tema relevante (Aftab et al., 2023; Krol, 2014; Ruan et al., 2023). Este artículo busca llenar ese vacío de la literatura utilizando datos para algunas economías latinoamericanas seleccionadas y, adicionalmente, se empleará una metodología que identificará la relación de causalidad tiempo-frecuencia entre el índice EPU y la respectiva relación con el dólar para Brasil, Chile, Colombia y México con el objeto de proporcionar una comprensión más profunda de esta relación.

De acuerdo con Ruan et al. (2023) el índice EPU ofrece más información relacionada con la volatilidad del tipo de cambio que las variables macroeconómicas tradicionales. Adicionalmente, el índice EPU, especialmente cuando se mide entre dos economías, proporciona una capacidad predictiva más sólida para pronosticar la volatilidad del tipo de cambio en comparación con los indicadores macroeconómicos convencionales, como el crecimiento del PIB y la volatilidad de la inflación. Además, la diferencia en el índice EPU puede afectar las actividades de comercio de divisas y el comercio bilateral. El estudio de Ruan et al. (2023) concluye que el índice EPU tiene influencia en predecir tanto componentes a corto como a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio, mostrando consistencia en sus hallazgos a través de diferentes pruebas de endogeneidad y la utilización de simulaciones Monte Carlo.

Se espera una asociación positiva entre el índice EPU de los países analizados, debido a que cuando la incertidumbre económica es alta, los inversores y participantes del mercado pueden volverse más cautelosos y reevaluar sus decisiones de inversión y comercio. Esto puede traducirse en movimientos más pronunciados en las tasas de cambio, ya que los participantes del mercado buscan adaptarse a la incertidumbre cambiante.

La pregunta central de esta investigación es: ¿Cuál es la relación tiempo-frecuencia entre el riesgo de política económica internacional, medido por el índice EPU, y los tipos de cambio en países latinoamericanos seleccionados? Este estudio es fundamental para desvelar y expandir la comprensión de las dinámicas entre el riesgo político y los tipos de cambio de monedas latinoamericanas, como el BRL (real brasileño), CLP (peso chileno), COP (peso colombiano) y MXN (peso mexicano).

El artículo tiene un aporte científico significativo para economías emergentes, especialmente en América Latina, por varias razones. En primer lugar, las economías emergentes, al ser más vulnerables a shocks externos y volatilidades en los mercados financieros globales, se benefician de un análisis detallado del impacto de la incertidumbre política en los tipos de cambio. Este tipo de análisis proporciona herramientas para entender como las políticas económicas no convencionales de grandes economías, como las estudiadas por Inoue y Okimoto (2022), pueden tener efectos colaterales en economías emergentes.

En segundo lugar, el artículo ofrece una perspectiva valiosa sobre la volatilidad de los tipos de cambio en la región latinoamericana, abordando como las políticas monetarias y fiscales, tanto nacionales como internacionales, afectan esta volatilidad. La literatura sugiere que las políticas no convencionales, como las aplicadas por el Banco de Japón y la Reserva Federal de los Estados Unidos, tienen implicaciones importantes en la estabilidad financiera de los mercados emergentes (Inoue & Okimoto, 2022).

En tercer lugar, estudios como el de Zhao et al. (2020), que investigan el contagio de riesgos a través de los flujos de capital entre mercados, son relevantes para comprender las interacciones financieras entre países en desarrollo y economías más avanzadas. Finalmente, este artículo hace una contribución crucial al desentrañar las dinámicas de tiempo-frecuencia entre la incertidumbre política y los tipos de cambio en economías latinoamericanas, utilizando un marco metodológico innovador basado en el análisis espectral de Wavelet (WPS) y el análisis de coherencia de Wavelet (WCA). Este enfoque avanzado permite una comprensión más profunda y precisa de como la incertidumbre política impacta las tasas de cambio en diferentes horizontes temporales —corto, mediano y largo plazo—. La investigación ofrece una nueva perspectiva sobre la interacción entre estos factores, proporcionando a los formuladores de políticas herramientas efectivas para mitigar los efectos adversos y fortalecer la estabilidad financiera en mercados emergentes. Al clarificar el impacto de la incertidumbre económica en los tipos de cambio y ofrecer un análisis detallado de estas relaciones, el artículo no solo amplía el conocimiento académico, sino que también ofrece aplicaciones prácticas para la formulación de políticas que buscan mejorar la resiliencia económica en la región.

Para este propósito, el documento está dividido en cinco partes, además de esta introducción. La sección I presenta la revisión de la literatura, la sección II describe los datos y la metodología, la sección III presenta la evidencia empírica y analiza los resultados, y la última sección concluye la investigación.

I. Revisión de literatura

A. Literatura previa

En el proceso de revisión de la literatura para este artículo, se identificó que la aplicación pionera del análisis de wavelets en finanzas y economía fue realizada por Ramsey y Lampart (1998), quienes analizan las relaciones entre variables macroeconómicas tales como ingreso, consumo, tasa de interés, agregados monetarios. Así mismo, dentro de la literatura previa existente se pueden mencionar los estudios de Berg y Mark (2018), Bilgili et al. (2022), Gonçalves et al. (2022), Huh y Kim (2021), Ivanova et al. (2021), Maydybura et al. (2023), Mudiangombe & Muteba Mwamba (2022), Panayotov (2020), Ruan et al. (2023), Zhao & Cui (2021) ofrecen una amplia gama de enfoques y perspectivas que enriquecen el análisis tiempo-frecuencia del riesgo internacional y su relación con los tipos de cambio en países latinoamericanos.

Estos documentos identificados se pueden dividir en cuatro grupos: primero, incertidumbre y riesgo en economía, los cuales incluyen a Ruan et al. (2023), el cual se centra en la influencia del índice EPU en la volatilidad de los tipos de cambio y ofrece valiosos aportes en la predicción de la volatilidad. Adicionalmente, Maydybura et al. (2023) se enfoca en las variaciones en la incertidumbre en políticas económicas y su impacto en las tasas de cambio a través de enfoques no lineales; segundo, riesgo global y finanzas internacionales, en donde se puede encontrar a Panayotov (2020), quien se enfoca en la identificación de factores de riesgo global en el mercado de divisas y podría ser relevante para evaluar el riesgo internacional en los tipos de cambio latinoamericanos y Mudiangombe y Muteba Mwamba (2022), que exploran la asimetría en la dependencia entre los mercados de divisas y los sectores de mercados de valores en economías desarrolladas y en desarrollo.

En tercer lugar, está el impacto macroeconómico en tipos de cambio, que incluye a Gonçalves et al. (2022). Dicho estudio se enfoca en la relación entre el crecimiento del producto interno bruto (PIB) y los retornos de monedas, lo que podría ser relevante para comprender como los ciclos económicos regionales afectan los tipos de cambio de los países; y Huh y Kim (2021) investigan el impacto de la apreciación de la moneda en mercados emergentes, lo cual puede proporcionar ideas sobre como las monedas pueden influir en la dinámica de los mercados financieros. Finalmente, el cuarto grupo es el referente al comportamiento de las tasas de cambio y riesgo en los mercados, que incluye a Zhao y Cui (2021), los cuales utilizan un enfoque multifractal para analizar la relación entre el índice EPU y los retornos de las tasas de cambio en los Estados Unidos. Además, Ivanova et al. (2021) se centran en la capacidad de diversos modelos para explicar los retornos técnicos en el mercado de divisas. Aunque no se centra en riesgo, contribuye a entender mejor los factores que influyen en los retornos de las monedas en el contexto de la investigación.

Por último, para el contexto latinoamericano se puede mencionar al estudio de Ojeda-Joya y Romero (2023) en donde se analiza si los pronosticadores de tasas de cambio en América Latina cambian sus proyecciones debido a la incertidumbre en políticas económicas globales. Los resultados indican que los shocks de esta incertidumbre llevan a cambios significativos en las proyecciones de tasas de cambio, especialmente durante crisis financieras y emergencias como la pandemia del COVID-19. Estos sugieren la influencia de la incertidumbre global en las expectativas económicas. Aunque ambos estudios comparten un interés en las tasas de cambio y su relación con factores globales, la investigación propuesta se enfoca de manera más específica en el análisis tiempo-frecuencia de riesgo en países latinoamericanos, mientras que el estudio existente se centra en como los pronosticadores profesionales reaccionan a shocks de incertidumbre global. Adicionalmente, Ojeda-Joya y Romero (2023) se centran en la incertidumbre de la política económica globales (GEPU), mientras que el presente artículo intenta validar la relación con el riesgo, utilizando como variable *proxy* la incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país.

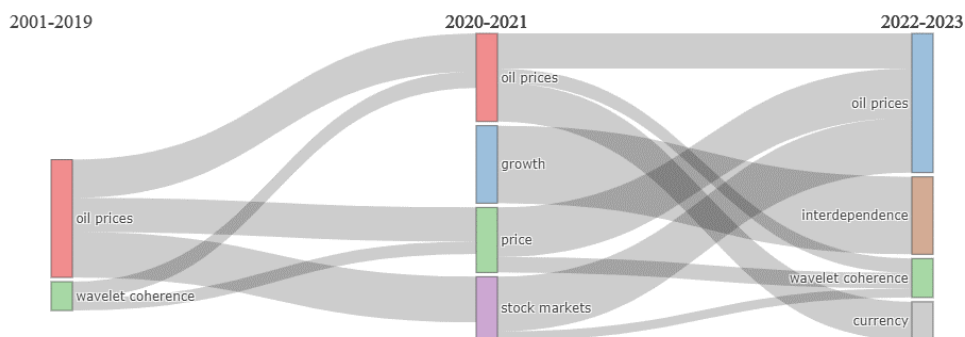
B. Evolución Temática

Asimismo, para el presente análisis, se identificaron siete grupos principales en términos de las palabras clave analizadas. Estos grupos ofrecen un marco integral para comprender las áreas temáticas clave y los puntos focales dentro de la investigación sobre la relación entre las tasas de cambio y el riesgo. No obstante, el presente análisis se centrará solo en los temas con alta relevancia y densidad para el propósito que se persigue.

Así, dos áreas específicas se destacan como particularmente prometedoras para futuras investigaciones: coherencia de wavelet, análisis de riesgo e inversiones, precios del petróleo, tipo de cambio y mercados accionarios. En este artículo, se empleará la coherencia de wavelet, el análisis de la incertidumbre de la política económica (EPU) y el tipo de cambio como tema más prometedor en cuanto al avance del conocimiento, que contribuye a la comprensión de este campo en evolución.

La evolución temática es una técnica bibliométrica que proporciona una perspectiva histórica sobre la investigación. En el contexto del análisis del riesgo y los tipos de cambio, la Figura 2, muestra la progresión de los términos más utilizados por los autores en los estudios analizados.

Figura 1. Evolución temática



Fuente: elaboración propia, usando Bibliometrix y las bases de datos Scopus y WoS.

En la Figura 1, se destaca como para el período 2022-2023, el análisis de los precios del petróleo, la interdependencia, la coherencia de wavelet y las divisas emergen como temas relevantes. Así, la presente investigación, adquiere relevancia, al abordar estas temáticas, dejando al margen los precios del petróleo, pero incorporando la incertidumbre de la política económica (EPU) en el contexto de los tipos de cambio latinoamericanos como objeto de análisis y debido a la alta preocupación sobre este tema por parte de los inversionistas, académicos, tomadores de decisiones y hacedores de política económica. Así, la evolución temática revela agrupaciones clave de análisis que han sido objeto de estudio y que aportan de manera significativa al presente artículo, las cuales se presentan a continuación.

B.1. Contribuciones específicas al análisis de incertidumbre política y tipos de cambio

Almeida et al. (2024) y Ma y Yang (2024) ofrecen contrastes significativos en su tratamiento de la incertidumbre económica. Almeida et al. (2024) analizan como los activos criptográficos reaccionan a la incertidumbre política y geopolítica en países BRIC, encontrando que los activos criptográficos tienden a proteger contra el riesgo geopolítico, pero no contra la incertidumbre económica. En contraste, Ma y Yang (2024) examinan la relación entre el yuan chino y otras monedas principales, enfocándose en el impacto de la política monetaria de la Reserva Federal y el precio del petróleo. Su estudio revela que el yuan tiene un fuerte co-movimiento con el petróleo a largo plazo, destacando como las políticas monetarias y las variables de precios de materias primas afectan los tipos de cambio.

Estos estudios contrastan en su enfoque hacia la incertidumbre: mientras que Almeida et al. (2024) se centran en activos criptográficos y riesgos asociados, Ma y Yang (2024) ofrecen una visión más centrada en las políticas monetarias y su influencia en las monedas internacionales. Ambos enfoques aportan una visión complementaria para entender como diferentes fuentes de incertidumbre afectan los tipos de cambio.

B.2. Relevancia de los índices de incertidumbre y volatilidad en los mercados cambiarios

El estudio de Eshun y Tweneboah (2024) sobre la integración de tasas de cambio en la región de África Occidental y el trabajo de Padhan et al. (2024) sobre la volatilidad de los precios del petróleo ofrecen perspectivas adicionales. Eshun y Tweneboah (2024) utilizan técnicas de correlación wavelet para explorar la convergencia de tasas de cambio entre dos regiones económicas, mientras que Padhan et al. (2024) investigan cómo la actividad económica y la incertidumbre política afectan los precios del petróleo. La investigación de Eshun y Tweneboah (2024) revela una convergencia de tasas de cambio a largo plazo, mientras que Padhan et al. (2024) destacan el efecto de la incertidumbre económica sobre los precios del petróleo y su impacto en el equilibrio del mercado.

La comparación de estos estudios muestra cómo la incertidumbre política puede influir en los mercados cambiarios y en los precios de las materias primas de manera diferente. Mientras que Eshun y Tweneboah (2024) se enfocan en la integración regional de tipos de cambio, Padhan et al. (2024) proporcionan una visión más amplia del impacto de la incertidumbre económica en los precios globales de las materias primas.

B.3. Análisis de correlaciones y relaciones de cobertura

Trichilli et al. (2024) y Wang (2024) abordan la relación entre activos financieros y tasas de cambio desde perspectivas complementarias. En primer lugar, Trichilli et al. (2024) analizan la relación entre el oro Pax y las monedas fiduciarias, utilizando modelos BEKK-GARCH y wavelet para entender la efectividad del oro como activo refugio. En contraste, Wang (2024) explora el impacto de diferentes tipos de incertidumbre política en el riesgo extremo de las tasas de cambio del RMB, utilizando transformaciones wavelet para investigar la relación en diferentes dominios de tiempo y frecuencia.

Mientras que Trichilli et al. (2024) se centran en la capacidad del oro para servir como una cobertura efectiva frente a la volatilidad de las monedas fiduciarias, Wang (2024) proporciona un análisis detallado de cómo diferentes

tipos de incertidumbre afectan el riesgo de tipo de cambio en el contexto chino. Ambos estudios ilustran diferentes maneras en que los activos y la incertidumbre pueden influir en los tipos de cambio, ofreciendo perspectivas valiosas para estrategias de cobertura y gestión de riesgos en contextos diversos.

Estos estudios ofrecen una amplia variedad de perspectivas y metodologías que pueden enriquecer el análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre económica y su relación con los tipos de cambio en el contexto latinoamericano. La comparación y contraste de estos enfoques proporcionan un marco amplio para comprender las complejidades de como la incertidumbre política y económica afecta a los mercados cambiarios.

II. Datos y metodología

A. Datos

La elección de los datos, para los países latinoamericanos seleccionados —Brasil, Chile, Colombia y México— se hizo considerando que son países latinoamericanos que tienen regímenes cambiarios similares de tipo de cambio —flotante y flotante libre— y que poseen el mismo marco de política monetaria —inflación objetivo—. Estas características comunes contribuyen a que se espere que el impacto en sus economías proveniente de un choque sobre las variables internacionales tenga un impacto similar en las variables macroeconómicas de sus economías.

Adicionalmente, los índice EPU utilizados (ver Tabla 1), se tomaron de Baker et al. (2016) quienes, a través de la identificación de palabras relacionadas con la incertidumbre en los principales diarios del país en cuestión, establecieron este índice con frecuencia diaria y mensual para los países de Brasil y México. A su vez, el índice para Chile y Colombia fue elaborado por Cerda et al. (2016) y Gil León y Silva Pinzón (2019), respectivamente, siguiendo la metodología de Baker et al. (2016). En todos los casos, se observa que el valor del índice EPU aumenta en momentos de conflictos políticos y económicos (ver los resultados de la Figura 3 más adelante). A continuación, en la Tabla 1, se presentan las variables utilizadas en

este artículo, las cuales en su totalidad se encuentran disponibles en frecuencia mensual.

Tabla 1. *Lista de variables*

Variable	Etiqueta	Descripción
Índice EPU para Brasil	EPU_BRA	Baker et al. (2016) elaboraron el índice EPU para Brasil utilizando noticias del diario Folha de Sao Paulo.
Tasa de cambio de Brasil	BRL	Tipo de cambio del dólar estadounidense (USD) a real brasileño
Índice EPU para Chile	EPU_CHI	Cerda et al. (2016) elaboraron el índice EPU para Chile utilizando noticias de los diarios El Mercurio y La Segunda, siguiendo la metodología de Baker et al. (2016).
Tasa de cambio Chile	CLP	Tipo de cambio del dólar estadounidense (USD) a peso chileno
Índice EPU para Colombia	EPU_COL	Gil León & Silva Pinzón (2019) elaboraron el índice EPU para Colombia mediante el método de (Baker et al., 2016) utilizando información del diario El Tiempo
Tasa de cambio Colombia	COP	Tipo de cambio del dólar estadounidense (USD) a peso colombiano
Índice EPU para México	EPU_MEX	Baker et al. (2016), utilizando información los diarios El Norte y Reforma contruyeron el índice EPU para México.
Tasa de cambio de México	MXN	Tipo de cambio del dólar estadounidense (USD) a peso mexicano

Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg (s.f.), Baker et al. (2016), Cerda et al. (2016) y Gil León & Silva Pinzón (2019).

La Tabla 2 presenta la estadística descriptiva resumida de los rendimientos mensuales de los índices de incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país seleccionado: Brasil (Repu_bra), Chile (Repu_chi), Colombia (Repu_col) y México (Repu_mex). Adicionalmente, se incluyen los retornos mensuales de los tipos de cambio de cada país analizado BRL (real brasileiro), CLP (peso chileno), COP (peso colombiano) y MXN (peso mexicano).

Tabla 2. Estadísticas resumidas de los rendimientos mensuales

	Brasil		Chile		Colombia		México	
	REPU_BRA	RBRL	REPU_CHI	RCLP	REPU_COL	RCOP	REPU_MEX	RMXN
Media	0,124	0,007	0,052	0,004	0,057	0,005	0,095	0,003
Máximo	3,155	0,182	1,303	0,127	1,790	0,149	2,044	0,205
Mínimo	-0,736	-0,110	-0,531	-0,077	-0,478	-0,088	-0,691	-0,083
Desviación estándar	0,601	0,046	0,308	0,034	0,374	0,038	0,492	0,038
Simetría	2,10	0,50	0,90	0,32	1,51	0,41	1,01	1,39
Curtosis	9,97	4,43	4,51	3,65	6,35	4,00	4,17	8,40
Jarque-Bera	408,09 [0]	18,64 [0]	33,89 [0]	5,09 [0,08]	125,64 [0]	10,24 [0]	33,55 [0]	228,03 [0]
ADF	-15,72 [0]	-12,72 [0]	-11,34 [0]	-15,53 [0]	-16,04 [0]	-13,12 [0]	-12,67 [0]	-12,62 [0]
ARCH-LM	13,06 [0,18]	6,50 [0,77]	24,41 [0]	17,39 [0,07]	18,31 [0,05]	10,24 [0]	33,13 [0]	9,95 [0,44]

Notas: los corchetes [] contienen el p-valor. En el ARCH-LM, los resultados de las pruebas representan valores estadísticos F. La prueba ADF se realiza con un intercepto; ARCH-LM, es la prueba de heteroscedasticidad para 10 rezagos.
Fuente: elaboración propia con datos de Bloomberg (s.f.) y Baker et al. (2016).

La muestra comprende series mensuales desde enero de 2010 a mayo de 2022, según la disponibilidad del índice EPU para Colombia, para un total de 148 observaciones. En la Tabla 2, se observa que en todos los casos tanto los retornos del índice EPU como cada tipo de cambio presentan una media con valores positivos, lo cual refleja el entorno de incertidumbre y devaluación presentado por estos países en el período analizado. Así mismo, los retornos de todas las series exhiben asimetría positiva y exceso de curtosis. Adicionalmente, en todos los casos se rechaza la hipótesis de normalidad y la existencia de raíz unitaria. Finalmente, las series de retornos no presentan autocorrelación en el rezago 10, con excepción de REPU_CHI, REPU_MEX y el tipo de cambio de Colombia (RCOP).

B. Análisis wavelets

El análisis de *wavelets* u ondículas fue introducido inicialmente por Ramsey y Lampart (1998) en el campo de la economía aplicada. Este método se ha utilizado para examinar las interconexiones entre variables macroeconómicas en el contexto mundial. Las ondículas se basan en el análisis de Fourier, que se centra en el análisis de señales en el dominio de la frecuencia. Así pues, las ondículas son funciones que presentan oscilaciones ondulatorias con características de desvanecimiento, es decir, que decaen con el tiempo. Las ondículas poseen atributos distintivos que las hacen idóneas para el filtrado de señales, ya que permiten diseccionar una señal en distintos niveles de resolución. Esta capacidad facilita la aprehensión de atributos de escala tanto de largo plazo como de corto plazo dentro de las series examinadas. De esta manera, se destaca la superioridad metodológica del análisis de *wavelets* en comparación con modelos autorregresivos (AR) o modelos autorregresivos de medias móviles (ARMA), que se centran en el corto plazo, y modelos de cointegración, que se enfocan en el largo plazo. El análisis de *wavelets* ofrece una perspectiva más equilibrada al abordar de manera integral tanto las dinámicas a corto plazo como las tendencias a largo plazo. Esto permite una evaluación más completa de las relaciones subyacentes, superando las limitaciones de los modelos tradicionales que se enfocan exclusivamente en una de estas perspectivas temporales.

La transformación de una señal en distintos niveles de resolución es denominada descomposición multirresolución mediante *wavelets*. Esta técnica permite separar la señal original en niveles de resolución discretos, cada uno de los cuales corresponde a una escala temporal específica (Marín-Rodríguez et al., 2024; Marín-Rodríguez, 2023; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Valencia-Arias, 2023). El enfoque del análisis wavelet fue ampliamente utilizado por diferentes autores para un análisis de tiempo-frecuencia diferente que implicaba diferentes activos financieros (Aguilar-Conraria & Soares, 2011; Duan et al., 2021; Jammazi & Reboredo, 2016; Kassouri et al., 2022; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Botero, 2023; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Valencia-Arias, 2023; Pal & Mitra, 2017; Ramsey & Lampart, 1998; Reboredo et al., 2017; Reboredo & Rivera-Castro, 2014; Tien & Hung, 2022).

La versatilidad de las *wavelets* llevó a su uso generalizado en diversas disciplinas como geofísica, medicina, estadística, economía, finanzas y otras. Esto es particularmente relevante para analizar fenómenos no estacionarios, donde los fenómenos exhiben características variables en el tiempo y carecen de una media o varianza constante (Marín-Rodríguez et al., 2024; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Botero, 2023; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Valencia-Arias, 2023). Las *wavelets* manejan eficazmente estos tipos de series capturando efectivamente su naturaleza dinámica y proporcionando información sobre las variaciones observadas a lo largo del tiempo y la causalidad entre un par de variables consideradas.

Por lo tanto, la técnica *wavelet* tiene dos propósitos principales: en primer lugar, descomponer series de retornos en componentes a través de varias escalas de tiempo y, en segundo lugar, representar la variabilidad y estructura de los procesos estocásticos de una manera dependiente de la escala. La función wavelet se asemeja a una onda pequeña, que se puede estirar o comprimir de forma flexible con el tiempo. Esto permite el aislamiento de los componentes de frecuencia de señales intrincadas (Bouri et al., 2020; Marín-Rodríguez et al., 2024; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Botero, 2023; Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Valencia-Arias, 2023).

Para producir estas pequeñas ondas, se emplea una wavelet madre. Esta wavelet madre se define como una función tanto del tiempo (t) como de la escala (s) y se puede expresar como:

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right), \quad (1)$$

donde τ representa un parámetro de traducción. Aquí, se incorpora un factor de normalización ($\frac{1}{\sqrt{s}}$) para garantizar una transformación consistente y comparable a través de diferentes escalas en todo el dominio temporal.

En la literatura existente, se han propuesto numerosas ondículas para descomponer series temporales, con la elección dependiendo del enfoque específico de la investigación. En este artículo se utiliza la wavelet de Morlet para analizar la wavelet entre riesgo y los tipos de cambio seleccionados (Morlet et al., 1982).

El Wavelet de Morlet es conocido por lograr un equilibrio favorable entre la localización temporal y de frecuencia (Addison, 2017). Investigaciones anteriores (Grinsted et al., 2004) han demostrado que el período de Fourier de la wavelet de Morlet es casi equivalente a la escala utilizada.

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{1/4}}e^{i\omega_0 t}e^{-t^2/2}. \quad (2)$$

Aquí, ω_0 representa la frecuencia central de la wavelet. Similar al enfoque adoptado por Bouri et al. (2020), Marín-Rodríguez, González-Ruiz y Botero (2023), Marín-Rodríguez, González-Ruiz y Valencia-Arias (2023), en este artículo se adoptó un valor de $\omega_0 = 6$ para la wavelet de Morlet. Esta selección de frecuencia central específica permite una localización efectiva de la información entre los dominios de tiempo y frecuencia, asegurando un análisis e interpretación precisos de los datos.

C. Espectro de potencia wavelet

El análisis wavelet se puede realizar utilizando transformadas wavelets continuas (TWC) o transformadas wavelets discretas (TWD). TWC ofrece

ventajas sobre TWD, incluida la flexibilidad en la selección de wavelets en función de la longitud de los datos y una mayor redundancia, lo que facilita la interpretación de patrones y el descubrimiento de información (Aguiar-Conraria & Soares, 2011). La transformada wavelet continua W_x de una serie de tiempo discreta $(x(t), t = 0, 1, \dots, n)$, con respecto a $\psi(t)$ viene dada por:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\psi_{\tau,s}^*(t) dt = \frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{+\infty} x(t)\psi^*\left(\frac{t-\tau}{s}\right) dt, \quad (3)$$

donde * representa el conjugado complejo. Es importante destacar que la transformada wavelet conserva las propiedades de una serie temporal, lo cual se puede aprovechar para un análisis del espectro de potencia. En consecuencia, la varianza se expresa de la siguiente manera:

$$\|x\|^2 = \frac{1}{C_\psi} \int_0^\infty \left[\int_{-\infty}^{+\infty} |W_x(\tau, s)|^2 d\tau \right] \frac{ds}{s^2}. \quad (4)$$

En este artículo, se empleó el espectro de potencia wavelet (EPW) para obtener información sobre el comportamiento de las series temporales a analizar en este estudio,

$$WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2. \quad (5)$$

Hudgins et al. (1993) y Torrence y Compo (1998) definen la potencia de onda cruzada $|W_{xy}(\tau, s)|$ de dos series temporales $x(t)$ e $y(t)$ con las transformadas continuas de $W_x(\tau, s)$ y $W_y(\tau, s)$ como:

$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s) \cdot W_y^*(\tau, s). \quad (6)$$

D. Coherencia wavelet

La potencia de onda cruzada indica regiones de alta potencia común en el dominio tiempo-frecuencia para dos series temporales. La coherencia de wavelet al cuadrado entre un par de series $x(t)$ e $y(t)$ se expresa como:

$$R_{xy}^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{xy}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2) \cdot S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)} \quad (7)$$

La coherencia cuadrática wavelet, denotada como $R_{xy}^2(\tau, s)$, ofrece una medida directa de las correlaciones concurrentes entre $x(t)$ e $y(t)$ para cada punto de tiempo y frecuencia. Este análisis está influenciado por el parámetro de suavizado $S(\cdot)$ tanto en dimensiones temporales como de escala. Desde cero —que indica ausencia de co-movimiento— hasta uno —que indica un fuerte co-movimiento—. Así, la coherencia cuadrática wavelet $R_{xy}^2(\tau, s)$ sirve como una correlación cuadrática específica de escala entre dos series $x(t)$ e $y(t)$. Una ventaja notable del marco de coherencia wavelet radica en su capacidad para explorar la relación temporal entre las series, abordando la limitación de la coherencia al cuadrado para discernir entre relaciones positivas y negativas. La diferencia de fase, que caracteriza la relación de fase entre $x(t)$ e $y(t)$, se determina de acuerdo con Torrence y Webster (1999) y Bloomfield (2013) de la siguiente manera:

$$\phi_{xy}(\tau, s) = \tan^{-1} \frac{\Im \{W_{xy}(\tau, s)\}}{\Re \{W_{xy}(\tau, s)\}}, \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi]. \quad (8)$$

En este contexto, los parámetros \Im y \Re corresponden a los componentes imaginarios y reales, respectivamente, del espectro de potencia suavizado. Una diferencia de fase de cero grados significa la sincronización entre $x(t)$ e $y(t)$ en un punto de tiempo-frecuencia específico. Los diagramas de coherencia de wavelet $\phi_{xy}(\tau, s)$ se muestran con signos de flechas negras en direcciones derecha, izquierda, hacia arriba y hacia abajo dentro de regiones estadísticamente significativas. De esta manera, las flechas hacia la derecha (izquierda) denotan sincronización en fase (fuera de fase) entre $x(t)$ e $y(t)$, lo que implica una asociación positiva (negativa) con un retraso mínimo o nulo. Una flecha que apunta hacia arriba significa la primera serie que conduce a la segunda por $\pi/2$ (el período varía según la frecuencia/escala del gráfico de coherencia wavelet). Así mismo, una flecha que apunta hacia abajo indica lo contrario. Además, según Kirikkaleli y Güngör (2021), Marín-Rodríguez (2023), Marín-Rodríguez, González-Ruiz, & Botero (2023) Marín-Rodríguez, González-Ruiz y Valencia-Arias (2023) las flechas hacia arriba, derecha-arriba o izquierda-abajo sugieren

que la segunda variable influye en la primera, mientras que las flechas hacia abajo, derecha-abajo o izquierda-arriba sugieren lo contrario.

Los resultados de coherencia wavelet se presentan gráficamente, con el tiempo y la escala (o frecuencia) mostrados en sus respectivos ejes. Las coherencias se representan utilizando un espectro de color, ilustrando la fuerza de asociación (co-movimiento) entre los pares de series analizadas. Los colores más cálidos (rojo) indican co-movimientos significativos, lo cual indica la presencia de asociaciones fuertes entre el par de variables analizadas $x(t)$ e $y(t)$. Por otro lado, los colores más fríos (azules) sugieren co-movimientos más débiles entre las series. Las estimaciones del coeficiente wavelet más allá del cono de línea negra o el cono de influencia se consideran estadísticamente insignificantes en el nivel de significancia del 5 % y, por lo tanto, se excluyen.

III. Discusión de resultados

A. Resultados del espectro de potencia wavelet

La Figura 5 muestra el espectro de potencia wavelet (WPS, por sus siglas en inglés de *Wavelet Power Spectrum*) de las variables analizadas. Se puede observar que los índices de incertidumbre de la política económica (EPU) en los países estudiados y los rendimientos de las tasas de cambio mostraron una notable volatilidad en el corto plazo (1-4 y 4-8 semanas), especialmente en los períodos 2010-2011, 2014-2015, 2016-2017, 2020-2021 y 2022.

En el mediano plazo, de 8 a 16 semanas, únicamente el índice de incertidumbre de la política económica de México (REPU_MEX) registró un nivel significativo de incertidumbre durante el período 2016-2017. Este resultado es coherente con Bush y López Noria (2021) y Marín-Rodríguez, González-Ruiz, y Botero (2023), quienes señalan que el impacto de la elección de Trump como presente en los Estados Unidos en 2016 coincidió con un marcado aumento en su índice de incertidumbre política. Además, las monedas de Chile, Colombia presentaron alta volatilidad en el mediano plazo para el período 2016-2017, mientras que el MXN de México registró alta volatilidad en el mediano plazo para 2020-2021.

Es importante mencionar que eventos como la pandemia de COVID-19 impactaron los mercados globales y generaron mayor volatilidad financiera. El período de la pandemia también se caracterizó por un aumento en la inflación, lo que refleja un impacto económico más amplio en comparación con la influencia más localizada de otros eventos (Marín-Rodríguez, González-Ruiz, y Valencia-Arias, 2023).

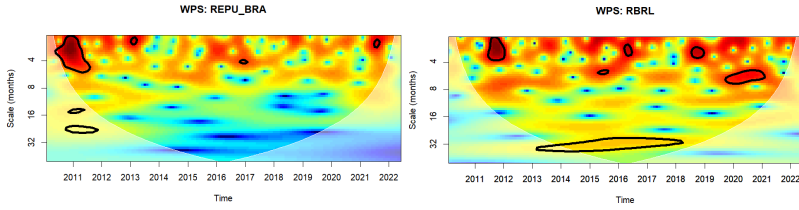
Finalmente, no se observaron altas volatilidades en las variables analizadas en el largo plazo (16-32 semanas). La concentración de volatilidad en el corto plazo puede deberse a la influencia de eventos económicos inmediatos y de menor duración, como anuncios de políticas económicas, tensiones comerciales, fluctuaciones en los precios del petróleo u otros factores que generan incertidumbre a corto plazo. Estos eventos tienen un impacto más inmediato y puntual en las monedas y los índices de incertidumbre, lo que se refleja en la volatilidad a corto plazo.

B. Resultados de la Coherencia wavelet

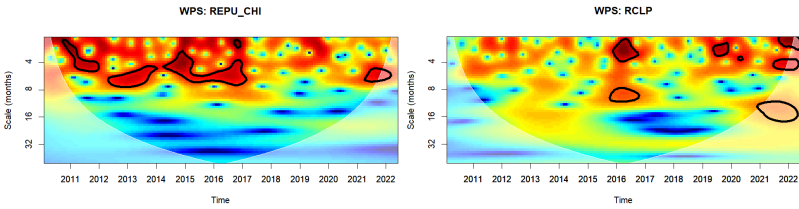
El enfoque de coherencia *wavelet* se empleó para examinar la asociación causal entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país y los retornos de los tipos de cambio seleccionados: BRL (real brasileño), CLP (peso chileno), COP (peso colombiano) y MXN (peso mexicano). Los resultados se presentan en la Figura 6, que muestra el movimiento conjunto de estas variables en el ámbito de la frecuencia temporal. La figura también incluye una tabla que resume los principales resultados de cada par de variables que incluye al índice EPU y el respectivo tipo de cambio de cada país analizado. El eje x representa el período de investigación en meses, mientras que el eje y ilustra el dominio de la frecuencia, dividido en cuatro bandas: 4-8, 8-16, 16-32 y 32-64 ciclos mensuales. Las etiquetas CP, MP y LP indican las señales a corto (4-8 y 8-16 semanas), mediano (16-32 semanas) y largo plazo (32-64 semanas), respectivamente. Una leyenda de gradiente de color en la parte derecha del gráfico indica la potencia, que va del azul oscuro (baja potencia) al rojo oscuro (alta potencia).

Figura 2. Espectro de potencia Wavelet del índice de incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país y los tipos de cambio seleccionados

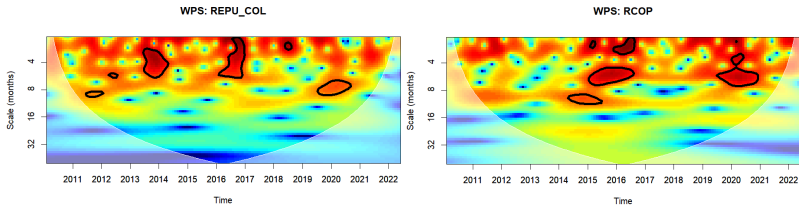
(a) Brasil



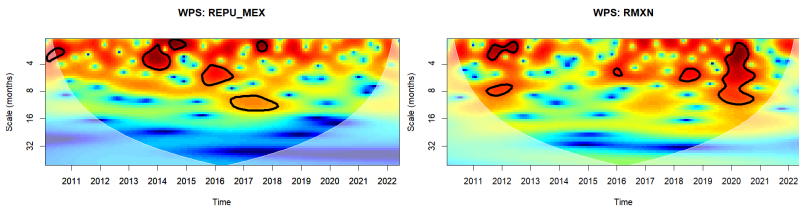
(a) Chile



(c) Colombia



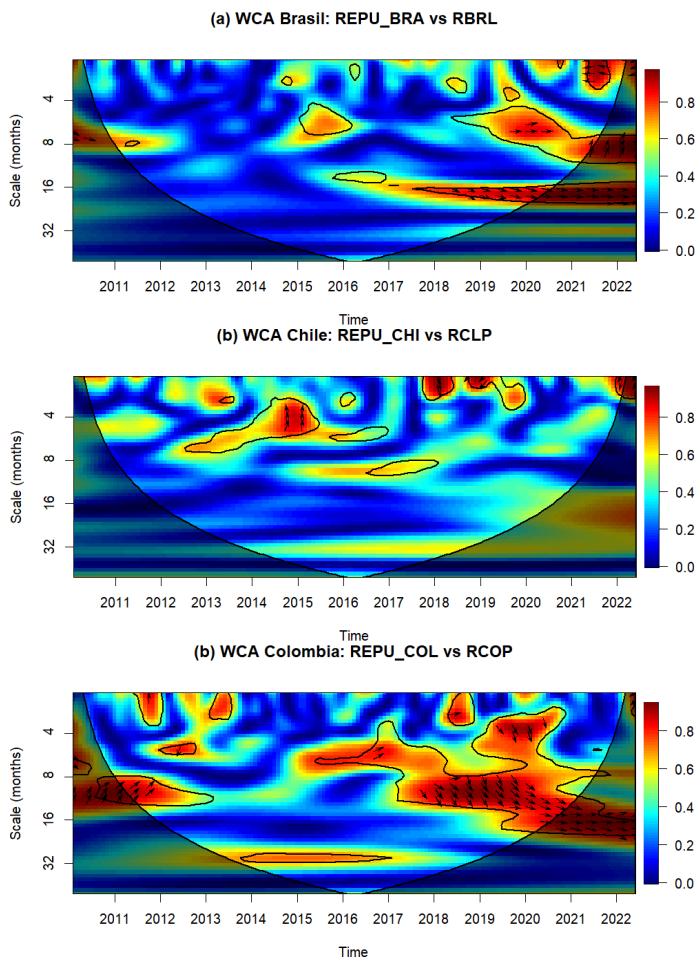
(c) México



Notas: (a) Brasil, (b) Chile, (c) Colombia y (d) México.

Fuente: elaboración propia.

Figura 3. *Coherencia wavelet entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país y los tipos de cambio seleccionados*



Fuente: elaboración propia.

Los resultados de la Figura 6 y su respectiva tabla sugieren implicaciones económicas y políticas significativas para Brasil, Chile, Colombia y México en relación con la incertidumbre de la política económica y las tasas de cambio. En Brasil, se ha encontrado una causalidad significativa y positiva

entre los retornos del índice de incertidumbre de política económica de Brasil (REPU_BRA) y los retornos del real brasileño (RBRL) en distintos períodos, tanto a corto como a mediano plazo (2010-2011, 2020-2021 y 2022). Estos hallazgos sugieren que eventos políticos y económicos tienen un impacto considerable en la percepción del mercado y la estabilidad cambiaria. Por ejemplo, durante 2010-2011, el aumento significativo en el índice EPU en Brasil, causado por la crisis política, la incertidumbre económica y las elecciones presidenciales, contribuyó a la volatilidad del mercado y a la pérdida de confianza de los inversores, resultando en una devaluación importante del real brasileño.

Tabla 3. *Resumen hallazgos de coherencia wavelet entre el índice de incertidumbre de la política económica (EPU) de cada país y los tipos de cambio seleccionados, destacando causalidad entre variables*

Causalidad/Período	2010-2011	2014-2015	2016-2017	2020-2021	2022
REPU_BRA significativamente causa RBRL	Positiva CP			Positiva CP, MP	Positiva CP, MP
RBRL significativamente causa REPU_BRA					Positiva CP
REPU_CHI significativamente causa RCLP					
RCLP significativamente causa REPU_CHI		Positiva CP		Positiva CP	Positiva CP
REPU_COL significativamente causa RCOP				Positiva CP, MP	Positiva MP
RCOP significativamente causa REPU_COL	Positiva CP		Positiva CP		
REPU_MEX significativamente causa RMXN		Positiva CP, MP	Positiva CP, MP	Positiva CP, MP	
RMXN significativamente causa REPU_MEX	Positiva CP, LP	Positiva LP	Positiva LP	Positiva LP	Positiva CP, LP

Fuente: elaboración propia.

Similarmente, en los períodos 2020-2021 y 2022, el incremento del índice EPU de Brasil (REPU_BRA) debido a la pandemia de COVID-19,

la crisis económica global y la incertidumbre política generada, así como medidas gubernamentales restrictivas, provocaron volatilidad y disminución de la confianza de los inversores, resultando nuevamente en una depreciación significativa del BRL. Además, la doble causalidad positiva entre el índice EPU y el BRL en el corto plazo en 2022 se atribuye a factores similares que contribuyeron a la volatilidad y la disminución de la confianza del mercado brasileño. Estos resultados resaltan la importancia de considerar la incertidumbre política y económica al analizar las dinámicas del mercado cambiario en Brasil.

En el contexto de Chile, no se identificó una relación causal entre los retornos del índice de incertidumbre de política económica de Chile (REPU_CHI) y su tipo de cambio, el peso chileno (CLP), en los diversos plazos analizados. Una posible explicación radica en la intervención pasada del banco central chileno en el mercado cambiario para prevenir la volatilidad del CLP, lo cual podría atenuar el impacto de la incertidumbre política en el valor de la moneda. Por ejemplo, el banco central chileno en 2019-2020 intervino vendiendo divisas por un monto de US\$20.000 millones, para frenar la depreciación del peso chileno. Adicionalmente, en julio de 2022 anunció un programa de intervención cambiaria que se extendió hasta marzo 2023 en el cual vendió un total de US\$60.000 millones Banco Central de Chile (2022). A nivel internacional, la percepción de Chile como una economía sólida, con elevado crecimiento económico y bajo desempleo, posiblemente tenga más relevancia para los inversores que la incertidumbre política.

A pesar de esta falta de causalidad directa, se observó que los retornos del tipo de cambio chileno (RCLP) sí influyeron en los retornos del índice EPU de Chile (REPU_CHI) en los períodos 2014-2015, 2020-2021 y 2022. Durante 2014-2015, la depreciación significativa del CLP se atribuyó a factores como la caída de los precios del cobre, la incertidumbre electoral y la inestabilidad política regional. Similarmente, en 2020-2021 y 2022, la depreciación del CLP se vinculó a eventos como la pandemia de COVID-19, la crisis económica global y la incertidumbre política relacionada con protestas sociales. Estos eventos contribuyeron a la volatilidad del mercado chileno y a la disminución de la confianza de los inversores, reflejándose en el incremento significativo del índice EPU en Chile durante esos períodos.

En el caso de Colombia, la relación significativa entre los retornos del índice de incertidumbre de política económica de Colombia (REPU_COL) y los retornos del peso colombiano (RCOP) en 2020-2021 y 2022 se atribuye a diversos factores que generaron volatilidad en el mercado colombiano y redujeron la confianza de los inversores. Durante 2020-2021, la pandemia de COVID-19 impactó globalmente, afectando también a Colombia. La incertidumbre política asociada a las elecciones presidenciales de 2022 fue un elemento clave que condujo a la depreciación del COP, ya que los inversores mostraron inseguridad respecto al resultado electoral y a las futuras políticas económicas del nuevo gobierno. Esta situación llevó a la venta de activos colombianos y a la devaluación de la moneda.

Además, se identificó que en los períodos 2010-2011 y 2016-2017, los retornos del peso colombiano (RCOP) tuvieron un efecto causal en los retornos del índice EPU de Colombia (REPU_COL) a corto plazo. La depreciación significativa del COP en esos períodos, vinculada a factores como la caída en los precios del petróleo, la incertidumbre electoral de 2010 y 2018, así como la inestabilidad política regional, contribuyeron a la volatilidad del mercado colombiano y a la disminución de la confianza de los inversores. En consecuencia, se observó un aumento significativo en el índice EPU de Colombia durante esos intervalos de tiempo.

Finalmente, para el caso mexicano, se encuentra una relación más estrecha entre los retornos del índice de incertidumbre de política económica de México (REPU_MEX) y los retornos del peso Mexicano (RMXN). Los resultados indican una doble causalidad significativa de corto, mediano y largo plazo en los períodos 2013-2021, siendo la causalidad positiva de corto y mediano plazo liderada por el REPU_MEX hacia el RMXN y la causalidad positiva de largo plazo originada desde el RMXN hacia el REPU_MEX. De la misma manera, RMXN causa significativamente en el corto y largo plazo al REPU_MEX en los períodos 2010-2011 y 2022.

Estudios previos sugieren que existe una relación causal significativa entre el REPU_MEX y el RMXN en México (Bush & López Noria, 2021b; Sosa Castro et al., 2022). Por ejemplo, el REPU_MEX aumentó significativamente en los períodos previos a las elecciones presidenciales de 2018 y la pandemia

de COVID-19. En estos períodos, el RMXN se depreció significativamente. Esta relación se puede explicar por los mecanismos de expectativas y volatilidad. La incertidumbre política es un factor importante que puede afectar al mercado financiero mexicano y, por lo tanto, a la relación entre el REPU_MEX y el RMXN (Sosa Castro et al., 2022).

En resumen, estos hallazgos resaltan la interconexión entre la incertidumbre económica y las tasas de cambio, subrayando la necesidad de una gestión cuidadosa de la política económica y la consideración de eventos políticos para promover la estabilidad y el crecimiento económico en estas naciones latinoamericanas.

En términos económicos, una mayor incertidumbre puede afectar la confianza de los inversores y generar volatilidad en los flujos de capital (Çepni et al., 2021). Además, la incertidumbre sobre la dirección de la política económica puede influir en las expectativas de crecimiento, inflación y otros factores económicos clave que impactan la valoración de la moneda. En el caso de las economías latinoamericanas analizadas, esto puede tener consecuencias para la competitividad de las exportaciones, la atracción de inversión extranjera y la capacidad del gobierno para implementar políticas económicas efectivas (Beckmann & Czudaj, 2017).

Aunque para las economías latinoamericanas analizadas la relación entre el índice EPU respectivo y el tipo de cambio fue positiva tanto en el corto, mediano y largo plazo, dicha relación puede ser compleja y puede variar según el contexto económico y la metodología utilizada para medir dicha relación. Por ejemplo, Chen et al. (2020), utilizando un análisis de regresión cuantílica, encuentran que el índice EPU de China tiene un impacto positivo y significativo en las volatilidades de los tipos de cambio en diferentes mercados analizados (China Hong Kong, Estados Unidos, Europa y Japón). Así mismo, Aimer (2021), empleando un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos (ARDL por sus siglas en inglés de *Autoregressive Distributed Lag*) confirman una relación positiva entre el índice EPU de Estados Unidos y la volatilidad de los tipos de cambio de India, Brasil, Suecia y México.

Por otra parte, otros estudios encuentran que existe una relación negativa entre el índice EPU y el tipo de cambio. Es así como, Kido (2016), haciendo

uso de un modelo de correlación dinámica (DCC-GARCH por sus siglas en inglés de *Dynamic Conditional Correlation*) entre el índice EPU de Estados Unidos y las monedas de Australia, Brasil, Corea, México, Europa y Japón encontró una fuerte asociación negativa. Adicionalmente, Sohag et al. (2022) utilizando un enfoque basado en cuantiles, encuentran que el rublo ruso se aprecia en respuesta al aumento de la incertidumbre de la política económica de Rusia.

Conclusiones

En este artículo, se realiza un análisis tiempo-frecuencia de la relación existente entre el índice EPU de Brasil, Chile, Colombia y México y sus respectivas tasas de cambio. Los hallazgos principales sugieren que la moneda local es influenciada positivamente por el índice EPU de cada país. Adicionalmente, en todos los casos y para períodos específicos, la moneda local también influye en el índice EPU local. Lo anterior, debido a que el tipo de cambio refleja la incertidumbre al ser éste altamente sensible a factores económicos, políticos y geopolíticos. En general, se confirma que el índice EPU contiene información valiosa que los responsables de la toma de decisiones en economías emergentes deberían considerar en la gestión de su política de tipos de cambio (Abid, 2020).

La relación positiva encontrada en el corto, mediano y largo plazo entre los índices EPU de cada país y los respectivos tipos de cambio resalta la interconexión entre la incertidumbre económica y las tasas de cambio, subrayando la necesidad de una gestión cuidadosa de la política económica y la consideración de eventos políticos para promover la estabilidad y el crecimiento económico en estas naciones latinoamericanas. La incertidumbre puede afectar la confianza de los inversores, generar volatilidad en los flujos de capital y tener consecuencias para la competitividad de las exportaciones y la atracción de inversión extranjera. La complejidad de esta relación destaca la importancia de enfoques analíticos detallados como el presentado en esta investigación, con el propósito de comprender mejor los vínculos entre la incertidumbre de la política económica y los tipos de cambio en diferentes escalas de tiempo.

El análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio en países latinoamericanos, como Brasil, Chile, Colombia y México, revela hallazgos cruciales para comprender las dinámicas entre el riesgo político y los tipos de cambio en esta región. Este artículo ofrece una perspectiva innovadora al emplear el análisis espectral de wavelet (WPS) y el análisis de coherencia de wavelet (WCA), permitiendo una comprensión más profunda de como la incertidumbre política impacta las tasas de cambio a corto, mediano y largo plazo. Los resultados sugieren que la moneda local está positivamente influenciada por el índice EPU de cada país, y viceversa, indicando una relación bidireccional que subraya la sensibilidad del tipo de cambio a factores económicos, políticos y geopolíticos. Esta relación confirma la relevancia del índice EPU como una herramienta valiosa para la gestión de políticas de tipos de cambio en economías emergentes.

Además, el artículo amplía la comprensión de la volatilidad de los tipos de cambio en la región, abordando como las políticas monetarias y fiscales nacionales e internacionales afectan esta volatilidad. Las comparaciones con investigaciones recientes, como las de Almeida et al. (2024) sobre criptomonedas y Ma y Yang (2024) sobre el yuan y el petróleo, destacan las diferencias en la reacción a la incertidumbre y subrayan la importancia de un análisis detallado de los factores que influyen en los mercados cambiarios.

Finalmente, se sugiere que una posible línea de investigación que podría surgir a partir de este artículo es explorar si la incertidumbre en la política económica (EPU) de un país extranjero, como Estados Unidos, puede explicar las variaciones en los tipos de cambio de las economías latinoamericanas. Aunque existen algunos estudios que abordan esta pregunta (Aimer, 2021; Chen et al., 2020; Kido, 2016), no se ha utilizado el enfoque de wavelets para realizar un análisis de tiempo-frecuencia en este contexto latinoamericano específico. Este tema es de gran relevancia debido a que la literatura más reciente presenta evidencia sustancial sobre la integración de los mercados emergentes y los efectos indirectos que la incertidumbre en la política económica extranjera puede tener en los mercados financieros (Aimer, 2021; Chen et al., 2020; Kido, 2016). Explorar esta perspectiva podría proporcionar una comprensión más profunda de la dinámica temporal y la interconexión entre la incertidumbre en la política económica de países

extranjeros y los movimientos en los tipos de cambio de las economías latinoamericanas.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Abid, A. (2020). Economic Policy Uncertainty and Exchange Rates in Emerging Markets: Short and Long Runs Evidence. *Finance Research Letters*, 37, 101378. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101378>
- Addison, P. S. (2017). *The Illustrated Wavelet Transform Handbook*. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9781315372556>
- Aftab, M., Naeem, M., Tahir, M., & Ismail, I. (2023). Does Uncertainty Promote Exchange Rate Volatility? Global Evidence. *Studies in Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1108/SEF-12-2022-0579>
- Aguiar-Conraria, L., & Soares, M. J. (2011). Oil and The Macroeconomy: Using Wavelets to Analyze Old Issues. *Empirical Economics*, 40(3), 645-655. <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0371-x>
- Aimer, N. (2021). Economic Policy Uncertainty and Exchange Rates Before and During the COVID-19 Pandemic. *Journal*, 3(2), 119-127. <https://dergipark.org.tr/en/pub/ekonomi/issue/59529/900517>
- Alfaro, L., Asis, G., Chari, A., & Panizza, U. (2019). Corporate Debt, Firm Size and Financial Fragility in Emerging Markets. *Journal of International Economics*, 118, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.002>
- Almeida, J., Gaio, C., & Gonçalves, T. C. (2024). Crypto Market Relationships with Bric Countries' Uncertainty - A Wavelet-Based Ap-

- proach. *Technological Forecasting and Social Change*, 200, 123078. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.123078>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Banco Central de Chile. (2022). *Medidas Excepcionales*. <https://www.bcentral.cl/web/banco-central/medidas-excepcionales>
- Beckmann, J., & Czudaj, R. (2017). Exchange Rate Expectations and Economic Policy Uncertainty. *European Journal of Political Economy*, 47, 148-162. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.06.003>
- Berg, K. A., & Mark, N. C. (2018). Global Macro Risks in Currency Excess Returns. *Journal of Empirical Finance*, 45, 300-315. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.11.011>
- Bilgili, F., Ünlü, F., Gençoğlu, P., & Kuşkaya, S. (2022). Modeling the Exchange Rate Pass-Through in Turkey with Uncertainty and Geopolitical Risk: A Markov Regime-Switching Approach. *Applied Economic Analysis*, 30(88), 52-70. <https://doi.org/10.1108/AEA-08-2020-0105>
- Bloomberg. (s.f.). Exchange rate data for Latin American countries. Consultado el 26 de septiembre de 2023. <https://www.bloomberg.com/markets/regions/americas>
- Bloomfield, P. (2013). *Fourier analysis of time series: an introduction* (segunda edición). John Wiley & Sons.
- Bouri, E., Shahzad, S. J. H., Roubaud, D., Kristoufek, L., & Lucey, B. (2020). Bitcoin, Gold, and Commodities As Safe Havens for Stocks: New Insight through Wavelet Analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77, 156-164. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.03.004>
- Bush, G., & López Noria, G. (2021a). Uncertainty and Exchange Rate Volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics & Finance*, 75, 704-722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>

- Bush, G., & López Noria, G. (2021b). Uncertainty and exchange rate volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics & Finance*, 75, 704-722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>
- Çepni, O., Çolak, M. S., Hachiasanoğlu, Y. S., & Yilmaz, M. H. (2021). Capital Flows Under Global Uncertainties: Evidence from Turkey. *Borsa Istanbul Review*, 21(2), 175-185. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.09.009>
- Cerda, R., Silva, A., & Valente, J. T. (2016). *Economic Policy Uncertainty Indices for Chile* [Economic Policy Uncertainty Working Paper]. https://www.policyuncertainty.com/media/EPU_Chile.pdf
- Chen, L., Du, Z., & Hu, Z. (2020). Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Volatility of China. *Finance Research Letters*, 32, 101266. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.014>
- Clark, P. B., Wei, S.-J., Tamirisa, N. T., Sadikov, A. M., & Zeng, L. (2004). *A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows*. International Monetary Fund.
- Duan, W., Khurshid, A., Rauf, A., Khan, K., & Calin, A. C. (2021). How Geopolitical Risk Drives Exchange Rate and Oil Prices? A Wavelet-Based Analysis. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning and Policy*, 16(9), 861-877. <https://doi.org/10.1080/15567249.2021.1965262>
- Edwards, S., Cavallo, D. F., Fraga, A., & Frenkel, J. (2003). Exchange Rate Regimes. En M. Feldstein (ed.), *Economic and Financial Crises in Emerging Market Economies* (pp. 31-92). University of Chicago Press.
- Engel, C., Mark, N. C., & West, K. D. (2008). Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think. In NBER (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 2007*, Volume 22 (381-441). University of Chicago Press.
- Eshun, R., & Tweneboah, G. (2024). Exchange Rates Convergence in ECO-WAS: WAMZ and WAEMU Analysis on Frequency Time Domains. *Cogent Business & Management*, 11(1). <https://doi.org/10.1080/23311975.2024.2374873>

- Farhi, E., & Gabaix, X. (2016). Rare Disasters and Exchange Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 1-52. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv040>
- Feldmann, H. (2011). The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries. *Economics Letters*, 111(3), 268-271. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.01.003>
- Gil León, J. M., & Silva Pinzón, D. E. (2019). Índice de incertidumbre de política económica (EPU) para Colombia, 2000-2017. *Ensayos de Economía*, 29(55), 37-56. <https://doi.org/10.15446/ede.v29n55.76224>
- Gonçalves, F., Ferreira, G., Ferreira, A., & Scatimburgo, P. (2022). Currency Returns and Systematic Risk. *The Manchester School*, 90(6), 609-647. <https://doi.org/10.1111/manc.12416>
- Grier, R., & Grier, K. B. (2006). On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico. *Journal of Development Economics*, 80(2), 478-500. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2005.02.002>
- Grinsted, A., Moore, J. C., & Jevrejeva, S. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 11(5/6), 561-566. <https://doi.org/10.5194/npg-11-561-2004>
- Hudgins, L., Friche, C. A., & Mayer, M. E. (1993). Wavelet Transforms and Atmospheric Turbulence. *Physical Review Letters*, 71(20), 3279-3282. <https://doi.org/10.1103/PhysRevLett.71.3279>
- Huh, H., & Kim, D. (2021). The Risk-Taking Channel of Currency Appreciation: A Structural VAR Investigation of Asian Emerging Market Economies. *International Finance*, 24(3), 313-331. <https://doi.org/10.1111/inf.12398>
- Inoue, T., & Okimoto, T. (2022). How Does Unconventional Monetary Policy Affect The Global Financial Markets? *Empirical Economics*, 62(3), 1013-1036. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02067-7>

- Ivanova, Y., Neely, C. J., Weller, P., & Famiglietti, M. T. (2021). Can Risk Explain the Profitability of Technical Trading in Currency Markets? *Journal of International Money and Finance*, 110, 102285. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102285>
- Jammazi, R., & Reboredo, J. C. (2016). Dependence and Risk Management in Oil and Stock Markets. A Wavelet-Copula Analysis. *Energy*, 107, 866-888. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2016.02.093>
- Kassouri, Y., Bilgili, F., & Kuşkaya, S. (2022). A Wavelet-Based Model of World Oil Shocks Interaction with CO₂ Emissions in the US. *Environmental Science and Policy*, 127, 280-292. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2021.10.020>
- Kido, Y. (2016). On the Link Between the US Economic Policy Uncertainty and Exchange Rates. *Economics Letters*, 144, 49-52. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.04.022>
- Kirikaleli, D., & Güngör, H. (2021). Co-movement of commodity price indexes and energy price index: a wavelet coherence approach. *Financial Innovation*, 7(1), 15. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00230-8>
- Krol, R. (2014). Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Volatility. *International Finance*, 17(2), 241-256. <https://doi.org/10.1111/inf.12049>
- Ma, Z., & Yang, L. (2024). Revisiting the “Pure” Oil-Exchange Co-Movement from a Time-Domain Perspective. *The Singapore Economic Review*, 69(1), 183-202. <https://doi.org/10.1142/S0217590820500630>
- Marín-Rodríguez, N. J. (2023). *Dynamic Co-Movement Analysis among Oil Prices, Green Bonds, and CO₂ Emissions, 2014-2022* (tesis de doctorado, Universidad Nacional de Colombia). <https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/83906>
- Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Botero, S. (2023). A Wavelet Analysis of the Dynamic Connectedness among Oil Prices, Green Bonds, and CO₂ Emissions. *Risks*, 11(1), 15. <https://doi.org/10.3390/risks11010015>

- Marín-Rodríguez, N. J., Gonzalez-Ruiz, J. D., & Peña, A. (2024). Analyzing Fiscal Sustainability in Latin American Countries: A Time-Frequency Perspective. *Economies*, 12(5), 111. <https://doi.org/10.3390/economies12050111>
- Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Valencia-Arias, A. (2023). Sustainability, Uncertainty, and Risk: Time-Frequency Relationships. *Sustainability*, 15(18), 13589. <https://doi.org/10.3390/su151813589>
- Maya Sierra, G., & Marín Rodríguez, N. J. (2019). Modelación y comovimientos de la tasa de cambio colombiana, 2011-2017. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 28, 301-341. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.2966>
- Maydybura, A., Gohar, R., Salman, A., Wong, W.-K., & Chang, B. H. (2023). The Asymmetric Effect of the Extreme Changes in the Economic Policy Uncertainty on the Exchange Rates: Evidence from Emerging Seven Countries. *Annals of Financial Economics*, 18(2). <https://doi.org/10.1142/S2010495222500312>
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)
- Morlet, J., Arens, G., Fourgeau, E., & Glard, D. (1982). Wave Propagation and Sampling Theory—Part I: Complex Signal and Scattering in Multilayered Media. *Geophysics*, 47(2), 203-221. <https://doi.org/10.1190/1.1441328>
- Mudiangombe, B. M., & Muteba Mwamba, J. W. (2022). Dynamic Asymmetric Effect of Currency Risk Pricing of Exchange Rate on Equity Markets: A Regime-Switching Based C-Vine Copulas Method. *International Journal of Financial Studies*, 10(3), 72. <https://doi.org/10.3390/ijfs10030072>
- Ojeda-Joya, J., & Romero, J. V. (2023). Global uncertainty shocks and Exchange-Rate Expectations in Latin America. *Economic Modelling*, 120, 106185. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106185>

- Padhan, H., Kocoglu, M., Tiwari, A. K., & Haouas, I. (2024). Economic activities, dry bulk freight, and economic policy uncertainties as drivers of oil prices: A tail-behaviour time-varying causality perspective. *Energy Economics*, 138, 107845. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107845>
- Pal, D., & Mitra, S. K. (2017). Time-Frequency Contained Co-Movement of Crude Oil and World Food Prices: A Wavelet-Based Analysis. *Energy Economics*, 62, 230-239. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.020>
- Panayotov, G. (2020). Global Risks in the Currency Market. *Review of Finance*, 24(6), 1237-1270. <https://doi.org/10.1093/rof/rfaa010>
- Phan, D. H. B., & Juhro, S. M. (2018). Can Economic Policy Uncertainty Predict Exchange Rate and Its Volatility? Evidence from Asean Countries. *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan*, 21(2), 265-282. <https://doi.org/10.21098/bemp.v21i2.974>
- Ramsey, J. B., & Lampart, C. (1998). Decomposition of Economic Relationships by Timescale Using Wavelets: Money and Income. *Macroeconomic Dynamics*, 2(1), 49-71. <https://doi.org/10.1017/S1365100598006038>
- Reboredo, J. C., & Rivera-Castro, M. A. (2014). Wavelet-Based Evidence of The Impact of Oil Prices on Stock Returns. *International Review of Economics & Finance*, 29, 145-176. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.05.014>
- Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Ugolini, A. (2017). Wavelet-Based Test of Co-Movement and Causality between Oil and Renewable Energy Stock Prices. *Energy Economics*, 61, 241-252. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.10.015>
- Ruan, Q., Zhang, J., & Lv, D. (2023). Forecasting Exchange Rate Volatility: Is Economic Policy Uncertainty Better? *Applied Economics*, 65(13), 1-19. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2176457>
- Sohag, K., Gainetdinova, A., & Mariev, O. (2022). The Response of Exchange Rates to Economic Policy Uncertainty: Evidence from Russia. *Borsa*

- Istanbul Review*, 22(3), 534-545. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.07.002>
- Sosa Castro, M. M., Ortiz, E., & Cabello-Rosales, A. (2022). Impacto de la incertidumbre de la política económica en la actividad económica y mercado bursátil y cambiario mexicanos: un modelo DCC. *Lecturas de Economía*, 98, 29-55. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n98a349886>
- Tien, H. T., & Hung, N. T. (2022). Volatility spillover effects between oil and GCC stock Markets: A Wavelet-Based Asymmetric Dynamic Conditional Correlation Approach. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-07-2020-0370>
- Torrence, C., & Compo, G. P. (1998). A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79(1), 61-78. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1998\)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2)
- Torrence, C., & Webster, P. J. (1999). Interdecadal Changes in the ENSO-Monsoon System. *Journal of Climate*, 12(8), 2679-2690. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1999\)012<2679:ICITEM>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1999)012<2679:ICITEM>2.0.CO;2)
- Trichilli, Y., Kharrat, H., & Boujelbène Abbes, M. (2024). Can FIAT CURRENCIES REALLY HEDGE Pax GOLD? Evidence from Range-Based DCC Models. *EuroMed Journal of Business*. <https://doi.org/10.1108/EMJB-03-2023-0085>
- Wang, X. (2024). Extreme Risk Spillovers in RMB Exchange Rates: The Role of Categorical Economic Policy Uncertainties. *International Review of Economics & Finance*, 94, 103365. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.05.044>
- Zhao, R., & Cui, Y. (2021). Dynamic Cross-Correlations Analysis on Economic Policy Uncertainty and US Dollar Exchange Rate: AMF-DCCA Perspective. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 1-9. <https://doi.org/10.1155/2021/6668912>

Zhao, X., Zhang, W.-G., & Liu, Y.-J. (2020). Volatility Spillovers and Risk Contagion Paths with Capital Flows across Multiple Financial Markets in China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(4), 731-749. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1472080>

Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: Revisión de la evidencia internacional

Eduardo Lora

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Eduardo Lora

Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: Revisión de la evidencia internacional

Resumen: *La desigualdad y la baja productividad están correlacionadas estadísticamente en Colombia y en el mundo, sugiriendo la existencia de un círculo vicioso entre ambos problemas. Con ese contexto, este artículo reseña la teoría y la evidencia empírica internacional con el objeto de identificar las posibles causas comunes de ambos fenómenos. El artículo se concentra en las variables de política que tienen efectos más robustos en la distribución del ingreso y la productividad en los países en desarrollo, a saber: primero, la formación temprana de capacidades cognitivas y no cognitivas; segundo, las políticas fiscales enfocadas en los impuestos directos y las transferencias focalizadas; tercero, la inclusión financiera y, cuarto, las políticas de competencia. Con esta base, se proponen estrategias para romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad en Colombia.*

Palabras clave: *distribución del ingreso, productividad total de los factores, formación de capacidades, políticas fiscales, inclusión financiera, políticas de competencia.*

Clasificación JEL: I24, I25, L41, O15, O47.

Breaking the Vicious Circle of Inequality and Unproductivity: Lessons from International Evidence

Abstract: *Inequality and low productivity are statistically correlated in Colombia and around the world, suggesting the existence of a vicious circle between both problems. Against this background, this paper reviews the theory and international empirical evidence in order to identify the possible common causes of both phenomena. The article focuses on the policy variables that have the most robust effects on income distribution and productivity in developing countries, namely: (i) early formation of cognitive and non-cognitive skills, (ii) fiscal policies focused on direct taxes and targeted transfers, (iii) financial inclusion, and (iv) competition policies. On this basis, strategies are proposed to break the vicious circle of inequality and unproductivity in Colombia.*

Keywords: *income distribution; total factor productivity; skill formation; fiscal policies; financial inclusion; competition policies.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354958>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Briser le cercle vicieux de l'inégalité et de l'improductivité: leçons tirées des données internationales


Résumé: *Les inégalités et la faible productivité sont statistiquement corrélées en Colombie et dans le monde, ce qui suggère l'existence d'un cercle vicieux entre les deux problèmes. Dans ce contexte, cet article passe en revue la théorie et les preuves empiriques internationales afin d'identifier les causes communes possibles des deux phénomènes. L'article se concentre sur les variables politiques qui ont les effets les plus marqués sur la répartition des revenus et la productivité dans les pays en développement, à savoir: (i) la formation précoce de compétences cognitives et non cognitives, (ii) les politiques fiscales axées sur les impôts directs et les transferts ciblés, (iii) l'inclusion financière, et (iv) les politiques de concurrence. Sur cette base, des stratégies sont proposées pour briser le cercle vicieux de l'inégalité et de l'improductivité en Colombie.*

Mots clés: *répartition des revenus; facteur de productivité totale; formation de compétences; les politiques fiscales; inclusion financière; politiques de concurrence.*

Cómo citar / How to cite this item:

Lora, E. (2024). Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: Revisión de la evidencia internacional. *Lecturas de Economía*, 102, 133-163.
<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354958>

Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e inproductividad: Revisión de la evidencia internacional

Eduardo Lora ^a

–Introducción –I. Reseña de la literatura internacional –II. Implicaciones para Colombia –Agradecimientos –Declaración de ética –Referencias

Primera versión recibida el 22 de septiembre de 2023; versión final aceptada el 1 de septiembre de 2024

Introducción

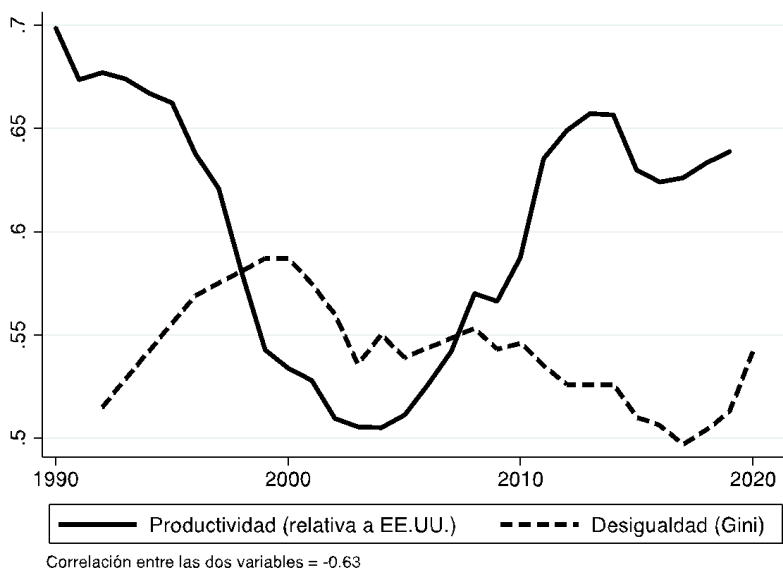
La concentración del ingreso en Colombia es alarmante, especialmente cuando se incluyen los ingresos de capital que no están bien captados en la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE, que es la fuente de información más utilizada sobre los ingresos de los hogares. Cuando se consideran los ingresos, impuestos y transferencias de todo tipo que afectan el ingreso final de las familias, y además se imputan los ingresos que no están captados en la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE, el Gini puede alcanzar un valor 0,657 (Lora, s.f.b.). Por otro lado, según medidas de productividad comparativa entre países, Colombia no ha logrado disminuir en las tres últimas décadas su brecha de productividad con respecto a Estados Unidos. El conjunto de factores productivos que tiene el país produce apenas el 60 % de lo que producirían esos mismos factores en Estados Unidos (Penn World Table, s.f.). El trabajador colombiano produce aproximadamente una cuarta parte de lo que produce el trabajador de Estados Unidos (cálculo basado en estadísticas de World Bank, s.f.).

La alta desigualdad y la baja productividad son dos fenómenos estrechamente vinculados. En Colombia, parece existir una relación inversa significativa entre desigualdad y productividad, como se aprecia en la Figura 1: la correlación entre la productividad (Penn World Table, s.f.) y el coeficiente

^a *Eduardo Lora*: investigador asociado de Fedesarrollo, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: elora@fedesarrollo.org.co. <https://orcid.org/0000-0002-4488-1941>

Gini (World Bank, s.f.) desde comienzos de los noventa ha sido -0,63. Esto sugiere que puede haber razones comunes para explicar ambos fenómenos.

Figura 1. Productividad total de los factores relativa a Estados Unidos y concentración del ingreso en Colombia



Fuente: Penn World Table (s.f.) y World Bank (s.f.).

Como se muestra en la Tabla 1, también hay una correlación negativa significativa entre concentración del ingreso y productividad total de los factores en el conjunto de países del mundo para los que hay información en este siglo. Las dos primeras regresiones del cuadro, que son de corte transversal para la década del 2010, confirman que hay una fuerte correlación inversa entre desigualdad y productividad y que los países latinoamericanos tienen un exceso de desigualdad cercano a 10 puntos del Gini, que no se explica por su baja productividad. Colombia no es un caso excepcional. Las otras dos regresiones exploran si estas conclusiones son válidas para los cambios en las variables. La conclusión es muy clara: los cambios en la desigualdad también se relacionan inversamente en forma significativa con los cambios en la productividad. Sin embargo, la variable *dummy* para los

países latinoamericanos es ahora negativa, sugiriendo que la región redujo en la década del 2010 parte de su exceso de desigualdad, por razones distintas a la productividad.

Tabla 1. *Relación entre desigualdad y productividad en el mundo*

	Variables dependientes			
	Coeficiente de Gini de desigualdad (promedio 2010s)		Cambio en el coeficiente de Gini de desigualdad (promedio 2010s menos promedio 2000s)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Productividad total de los factores relativa a Estados Unidos	-12,32*** (3,463)	-11,68*** (3,059)		
Cambio respecto a 2000s en la productividad total de los factores relativa a Estados Unidos			-8,443** (2,879)	-7,209** (2,64)
Dummy de países latino-americanos		9,998*** (1,927)		-3,948*** (0,827)
Dummy de Colombia		5,355 (7,121)		1,865 (3,056)
Constante	46,09*** (2,377)	44,09*** (2,130)	-1,469*** (0,321)	-0,864** (0,319)
Número de observaciones (países)	104	104	102	102
R cuadrado	0,11	0,32	0,08	0,25

Nota: errores estándar entre paréntesis; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Fuente: elaboración propia, a partir de Penn World Table (s.f.) y World Bank (s.f.).

La evidencia para Colombia y para todos los países del mundo sugiere así que hay un círculo vicioso entre improductividad y desigualdad desde el punto de vista empírico, entendiendo por tal cosa la presencia de una correlación robusta entre las dos variables, tanto en niveles como en cambios. Esta evidencia invita a preguntarse por los factores que sostienen ese círculo vicioso, es decir, explorar si se trata de un fenómeno que responde a mecanismos económicos y sociales, y no meramente un artificio estadístico. Identificar esos mecanismos es importante, además, porque ello puede indicar cómo podría romperse ese círculo vicioso. Por consiguiente, el propósito de este artículo es explorar las causas comunes de la desigualdad y la improductividad que posiblemente alimentan el círculo vicioso entre ambas variables y derivar lecciones relevantes para Colombia.

La literatura académica sobre las interacciones entre productividad y equidad es muy amplia y heterogénea. Un estudio muy reciente ha encontrado evidencia de que la desigualdad del ingreso inhibe en forma significativa la productividad total de los factores en el largo plazo en los países en desarrollo (Espoir & Ngepah, 2021). Pero, más allá de este estudio, el resto de la investigación empírica relevante se enfoca en variables específicas que pueden afectar bien sea la productividad o la equidad —rara vez las dos variables al mismo tiempo—. Por consiguiente, la exploración de la evidencia empírica que se hace en esta revisión de literatura es tentativa y limitada. Básicamente, busca detectar las variables más importantes que, combinando diversos estudios, pueden ayudar a explicar la relación entre las dos variables de interés. La mayoría de los estudios que se reseñan en este artículo se refieren a algún país en desarrollo o a paneles de países que pueden incluir tanto países en desarrollo como desarrollados. Sin embargo, se incluyen unos pocos estudios referidos exclusivamente a países desarrollados que pueden dar luces sobre aspectos de especial interés para Colombia que no son suficientemente cubiertos por literatura enfocada en países en desarrollo.

La sección siguiente constituye el cuerpo central de este artículo. Allí se reseña la literatura más relevante sobre aquellas políticas económicas y sociales que, según la evidencia empírica, tienen el mayor potencial para romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad. Se trata, en primer lugar, la formación temprana de capacidades cognitivas y no cognitivas. Luego,

las políticas fiscales enfocadas en los impuestos directos y las transferencias focalizadas. Posteriormente, la inclusión financiera y, finalmente, las políticas de competencia. Para concluir, en la sección II se resumen las implicaciones que se derivan para Colombia si se quiere romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad.

Reseña de la literatura internacional

Varias corrientes tempranas de la literatura económica trataron de explicar la alta desigualdad y la baja productividad de las economías en desarrollo como el resultado de la tecnología y la dotación relativa de los factores productivos de los países en ese estadio de desarrollo. Las teorías más destacadas fueron las relacionadas con: la curva de Kuznets (Aghion & Bolton, 1997; Kuznets, 1955; Williamson, 1985), la enfermedad holandesa (Birdsall et al., 2001; Gylfason, 2001; Sachs & Warner, 1997; Sachs & Warner, 2001; Torvik, 2002), la globalización (Hoekman & Winters, 2005), y el cambio tecnológico sesgado hacia la mano de obra calificada (Goldberg & Pavcnik, 2005). Aunque muy distintas en diversos aspectos, estas teorías tuvieron en común el asignar un papel central a la tecnología y a la dotación relativa de factores para explicar la alta desigualdad y la baja productividad de los países en desarrollo, relegando a las instituciones y a las políticas a un rol a lo sumo secundario.

Los numerosos trabajos empíricos basados en esas teorías (que se reseñan en Lora, s.f.a.) dejan en claro que no hay ningún modelo teórico basado en la dotación de factores y la tecnología que pueda explicar satisfactoriamente las relaciones entre productividad y equidad. La razón es que los efectos que predicen estos modelos pueden o no cumplirse dependiendo de cuáles sean las políticas y las instituciones que tengan los países. En otras palabras: no hay ninguna relación mecánica entre productividad y equidad. Ningún país está condenado a un círculo vicioso de improductividad y desigualdad, pues todo depende de qué instituciones y políticas se adopten.

La reseña que se hace en esta sección se concentra en las políticas e instituciones que tienen más influencia sobre la desigualdad y la productividad a la luz de la evidencia internacional en las siguientes áreas: la formación

temprana de capacidades, las políticas fiscales, la inclusión financiera, y las políticas de competencia. Por razones de espacio no se incluyen en esta reseña las políticas laborales y de seguridad social, ni otras políticas financieras (distintas de la inclusión financiera), como tampoco ninguno de los aspectos más amplios de las instituciones (como la corrupción y la confianza). Algunos de estos aspectos de las políticas y las instituciones pueden ayudar a romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad, pero la evidencia es menos contundente que la de los temas seleccionados¹.

A. Formación temprana de capacidades

Las personas con más educación tienen salarios más altos, en Colombia y en cualquier lugar del mundo. De eso debería seguir como corolario que, si se eleva la educación de más y más personas, el ingreso promedio debería aumentar. Además, si la educación genera beneficios económicos no solo a quien la recibe sino a otras personas, entonces el ingreso promedio debería aumentar incluso más. Pero esto no es lo que muestran los datos internacionales: el efecto de la educación sobre el ingreso a nivel macro es mucho menos de lo que resultaría de sus efectos individuales, de forma que el efecto sobre la productividad agregada y el crecimiento es pequeño o aun negativo (Benhabib & Spiegel, 1994; Caselli et al, 1996; Islam, 1995; Pritchett, 2001). Según Pritchett (2001), que la educación no contribuya a la productividad y al crecimiento puede deberse a tres razones. Primero, que el ambiente institucional induce a los individuos más educados a ocuparse en actividades socialmente improductivas, como las burocracias estatales, las empresas protegidas de la competencia o diversas actividades rentistas. Segundo, a que los rendimientos marginales de la educación caen a medida que se expande la educación, lo cual puede ocurrir por falta de inversión y progreso tecnológico en los sectores que más podrían utilizar el capital humano más sofisticado. Tercero, a que la calidad de la educación es tan baja que no tiene efecto sobre el capital humano, lo que puede ocurrir tras la rápida expansión de la educación básica e incluso intermedia o avanzada.

¹ En la reseña que hace Lora, 2022, se encuentra una discusión más amplia de todos los temas mencionados.

Hay sólida evidencia sobre la importancia de la calidad de la educación en la productividad y el bienestar (el tercero de los canales que señala Pritchett, 2001). Las diferencias de calidad de la educación son quizás el canal más potente a través del cual la educación puede incidir (en una u otra dirección) en la desigualdad y en la productividad. La reseña de estudios de Hanushek y Woessman (2008), que se concentra en las habilidades cognitivas —que se adquieren no solo en la educación formal—, muestra que el impacto de la educación de calidad en la productividad social excede de lejos el efecto que tiene en los ingresos privados. Su reseña de estudios los lleva a concluir que lo que los estudiantes saben, tal como lo miden las pruebas de habilidades cognitivas, es sustancialmente más importante para el crecimiento económico que la escolaridad”. Sus propias estimaciones usando las pruebas PISA como medida de aprendizaje muestran que una desviación estándar de esta variable está asociada con un mayor crecimiento anual de dos puntos porcentuales del PIB per cápita durante 1960-2000 —y con efectos más grandes para los países de bajos ingresos—. Los autores se preguntan, además, si el rendimiento educativo en diferentes puntos en la distribución de la población tiene efectos separados sobre el crecimiento económico. El umbral más alto de desempeño educativo —que solo lo alcanza el 0,1 % de los jóvenes en Colombia, versus el 22 % en Corea— tiene un efecto varias veces mayor sobre el crecimiento que el umbral más bajo —que sigue siendo significativo—. Además, el efecto de las habilidades cognitivas en el crecimiento económico parece ser significativamente mayor en países con un buen marco institucional, de forma que los dos pueden reforzarse mutuamente —véase también Hanushek y Woessman (2012)—. Aunque los hallazgos de Hanushek y Woessman (2008) sobre el efecto de las habilidades cognitivas en el crecimiento utilizaron datos de corte transversal para solo 23 países, han sido confirmados por estudios más amplios con los datos de las pruebas PISA en forma de panel (Goczek et al., 2021).

Hay abundante evidencia de que no solo las habilidades cognitivas, sino también las no cognitivas, inciden en el desempeño laboral y la productividad de las personas, tanto en países desarrollados como en desarrollo (Cabus et al., 2021; Kautz, et al., 2014; Smith et al., 2022; para Perú véase Díaz, Arias y Vera Tudela, 2012).

Por consiguiente, no son los años de educación, sino las habilidades cognitivas y no cognitivas las que inciden en la productividad y las desigualdades de ingreso. El desarrollo de las habilidades no empieza en la escuela, sino en el hogar, y no termina nunca.

B. Políticas fiscales, con énfasis en los impuestos directos y las transferencias sociales focalizadas

Son muy numerosos los instrumentos de política fiscal que pueden afectar la distribución del ingreso y la productividad. Por ejemplo, Gupta y Jalles (2022) ofrecen el mejor estudio reciente sobre los efectos distributivos de las políticas tributarias en los países en desarrollo. Usando datos de panel para 45 países en desarrollo y una tipificación de las distintas variedades de reforma tributaria, encontraron que las reformas con mayor impacto distributivo son las del impuesto a la renta de las personas y la administración de las oficinas de impuestos. En particular, al realizar un análisis por separado de distintas categorías de administración tributaria, encuentran que las medidas relacionadas con la oficina de grandes contribuyentes y la segmentación de la administración tributaria tienen los mayores efectos en el Gini. Por otro lado, tienen mayor impacto distributivo las reformas que se hacen cuando la economía crece con relativa lentitud, es decir, cuando se aprovechan las crisis para pasar reformas diseñadas con fines redistributivos. Y cuanto más pequeño es el gobierno y la carga tributaria, mayor es el impacto distributivo de las reformas.

Numerosos estudios se han preguntado qué tanta redistribución del ingreso hay como resultado de los impuestos, las transferencias y los gastos sociales en *los distintos países* latinoamericanos. Los artículos más citados son los recopilados por Lustig et al. (2014), donde se resumieron los estudios de caso de Argentina, Bolivia, Brasil, México, Perú y Uruguay, y por Lustig (2016), donde se reportan los casos de Brasil, Chile, Colombia,² México y Perú. Como todos los estudios recopilados en estos dos artículos usan la misma metodología, los principales resultados para los países latinoamericanos son comparables (Figura 2). El conjunto de todas las intervenciones fiscales en

² El estudio original de Colombia es de Lustig y Meléndez (2015).

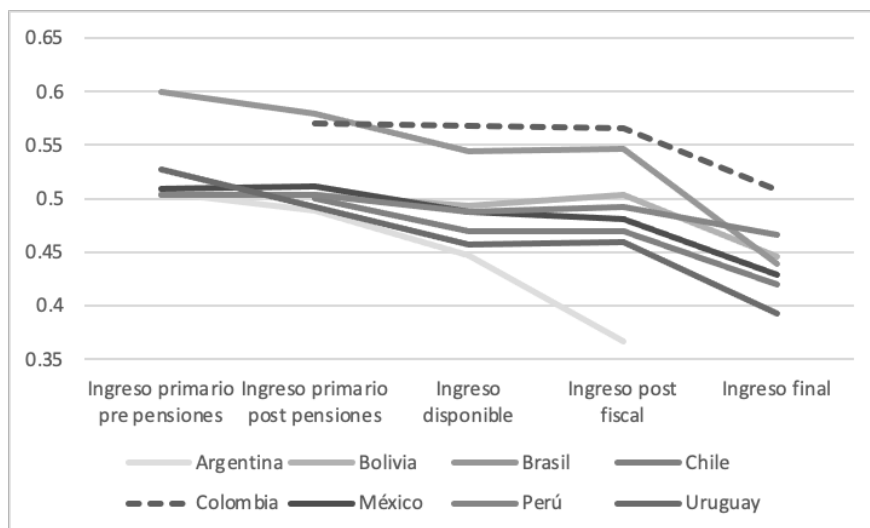
los ingresos de las familias reduce la concentración del ingreso en todos los países, aunque en grados distintos. La primera etapa de intervención es pasar de los ingresos primarios sin pensiones a los ingresos primarios con pensiones; las pensiones son muy poco redistributivas —en México aumentan la desigualdad; también en Colombia, según Montenegro Trujillo, et al. (2013), Vaca (2013) y Gómez et al. (2019)—. La segunda etapa para tener los ingresos disponibles consiste en tener en cuenta los impuestos directos, las contribuciones a la seguridad social y las transferencias a las familias.³ Colombia es el país donde esta intervención fiscal tiene menores efectos redistributivos. Para pasar al ingreso “post-fiscal” se tienen en cuenta los impuestos indirectos (como el IVA) y los subsidios indirectos (por ejemplo, los subsidios a los servicios públicos). Excepto en Argentina, esta etapa es poco redistributiva. Y, por último, para llegar al ingreso final, se agrega el valor implícito del gasto social en educación, salud y vivienda, que en apariencia es la etapa más redistributiva en los países con información. Hay que subrayar “en apariencia” porque está calculada según el costo de provisión de los servicios, no según el impacto presente (o futuro descontado) de los servicios. Como vimos, en Colombia la educación agudiza las desigualdades, lo que obliga a cuestionar el sentido de esta última medida de redistribución. En síntesis, en Colombia el efecto redistributivo de los impuestos y transferencias es modesto, a menos que se incluya el costo del gasto social, lo que es debatible.

Un estudio comparativo de la Cepal (Hanni et al., 2015) se llega a conclusiones semejantes: en América Latina las intervenciones fiscales apenas reducen en tres puntos en promedio el coeficiente Gini (61 % de esta reducción se debe a las transferencias públicas de efectivo y el resto a los impuestos directos). En Colombia la reducción es apenas 1,1 puntos porcentuales —por impuestos directos y contribuciones a la seguridad social—, superando en redistribución solo a Paraguay.

Es necesario hacer tres precisiones sobre estos trabajos comparativos de países. Primero, como las pensiones no están incluidas entre las transferencias, en esta etapa no se está captando el efecto de las pensiones subsidiadas que, como ya mencionamos, en Colombia tienen un impacto regresivo. Segundo,

³ Pero en Argentina no se cuenta con información de los impuestos directos, de forma que se está captando solo el efecto de las transferencias.

Figura 2. Coeficientes Gini de concentración del ingreso hacia 2010 antes y después de pensiones, impuestos, transferencias y gasto social



Fuente: Lustig et al. (2014) y Lustig (2016).

como todos los estudios son pre-pandemia, no tienen en cuenta el aumento de las transferencias que ha ocurrido desde entonces y que, según vimos arriba, en Colombia es fuertemente redistributivo. Y tercero, y quizás lo más importante, los cálculos que se reportan captan solo la incidencia *directa* de un número limitado de intervenciones fiscales, suponiendo que el beneficio o la carga de la intervención recae totalmente en quien recibe o paga, sin traslados hacia adelante o hacia atrás, sin tener en cuenta cambios de comportamiento de las familias o las empresas y sin considerar otros ingresos o gastos públicos distintos a los mencionados. Todos estos son supuestos muy limitantes para el propósito de este estudio, que es explorar los factores que pueden ayudar a explicar el círculo vicioso de inequidad e improductividad.

No hay estudios rigurosos para países en desarrollo sobre los efectos distributivos de los impuestos a las empresas, posiblemente porque ello requiere tener en cuenta la incidencia que puede tener el impuesto sobre los salarios pagados por las empresas y sobre los precios que pagan los

consumidores. Pero la evidencia para los países desarrollados es abundante y consistente (Arulampalam et al., 2012; Azémar & Hubbard, 2015; Nallareddy et al., 2022; Suárez Serrato & Zidar, 2016;). La conclusión que se extrae de estos estudios es que parte de la carga tributaria de los impuestos a las empresas se traslada a los trabajadores, aunque no en una magnitud que invalide su efecto igualador sobre los ingresos.

Para analizar si los impuestos contribuyen a explicar el círculo vicioso de inequidad e improductividad es necesario enfocarse ahora en la evidencia sobre su impacto en la productividad. Para países latinoamericanos, el estudio más relevante es el de Canavire-Bacarreza et al. (2013), que analizó cómo impactan el crecimiento los distintos impuestos en los casos de Argentina, Brasil, México y Chile utilizando técnicas de vectores autorregresivos, y para una muestra mundial de países en desarrollo y países desarrollados utilizando estimación de datos de panel. Con respecto al impuesto de renta a las personas, no encontraron efectos negativos significativos sobre el crecimiento económico para ninguno de los países individuales, pero sí para la muestra mundial, ya que allí están incluidos países que tienen tasas efectivas de recaudo mucho mayores. En el caso del impuesto de sociedades, detectaron que tiene efectos negativos modestos y temporales en Argentina, México y Chile. En el caso de los impuestos al consumo, encontraron que contribuyen al crecimiento económico.

Los impuestos pueden afectar la productividad si conducen a una mala asignación de los recursos. En muchos países latinoamericanos, las autoridades fiscales, buscando mejorar la recaudación, se enfocan en sus actividades de vigilancia y auditoría en las empresas más grandes y productivas, ignorando a las pequeñas, que son así implícitamente favorecidas. Esto es reforzado por regímenes tributarios simplificados y con tasas menores para las pequeñas empresas. El resultado es que las empresas pequeñas tienden a absorber más trabajo y capital, en detrimento de la productividad general (Levy Algazi, 2018; Pagés, 2010). Esta hipótesis es corroborada por Pombo y Galindo (2011) quienes, utilizando datos de un conjunto de 42 países en desarrollo, encuentran que la inversión y la productividad responden negativamente a aumentos en la tasa del impuesto a las sociedades, y que ese efecto es más fuerte en las empresas más grandes. Muy recientemente, Fang

et al. (2022) analizaron el efecto del impuesto de la renta de las empresas en la productividad total de los factores de las empresas de China que están registradas en la bolsa. Encontraron que la reducción de la tasa del impuesto a las empresas impactó positivamente la PTF corporativa, y que el efecto fue especialmente significativo en las empresas no estatales, más pequeñas y con más restricciones financieras.

Es importante advertir que los efectos sobre la desigualdad y la productividad de distintos tipos de impuestos y gastos públicos dependen de su efecto sobre la deuda pública, que por sí misma puede tener aumentar considerablemente la concentración del ingreso y reducir la eficiencia (Kumar & Woo, 2010; Salti, 2015).

En síntesis, los distintos aspectos de la política fiscal pueden ayudar a entender el círculo vicioso de la inequidad y la improductividad en Colombia. Lo que hemos visto en esta sección es que el potencial distributivo de los impuestos aumenta con los impuestos directos, pero disminuye con los impuestos indirectos y las contribuciones a la seguridad social. Pero no ocurre lo mismo con la productividad: los impuestos directos tienden a dañar la productividad, cosa que no ocurre con la tributación al consumo. Por el lado de los gastos, las transferencias sociales —distintas a pensiones— pueden tener un fuerte impacto distributivo si están bien focalizadas, pero no así las pensiones.

C. La inclusión financiera

Un ambicioso estudio del FMI (Cihak & Sahay, 2020) analizó diversas medidas de desarrollo financiero para un panel de economías avanzadas y de mercados emergentes y en desarrollo. Su hallazgo más relevante para el propósito de esta reseña es el relacionado con los efectos distributivos de la *inclusión financiera*. Por inclusión financiera se entiende aquí el acceso y uso de servicios financieros formales, tales como transacciones, ahorros, crédito, seguros, etcétera, por parte de individuos y empresas, que el FMI mide con 64 indicadores para 189 jurisdicciones que abarcan desde 2004 hasta 2018. Las estimaciones muestran que la inclusión financiera está fuertemente asociada con una menor desigualdad, tanto en economías avanzadas como

en las economías de mercados emergentes y en desarrollo. Encuentran, además, que la relación está mediada por la profundidad financiera. Por un lado, independientemente de la profundidad, una mayor inclusión financiera se asocia con una menor desigualdad; por otro, la desigualdad cae más a menor profundidad. Pero para el crédito, un mayor acceso reduce la desigualdad cuando la profundidad es baja y media, mientras que la aumenta cuando la profundidad es alta. Estos resultados no solo son estadísticamente significativos, sino también económicamente relevantes: por ejemplo, si un país con poca profundidad financiera (percentil 25 de la distribución global) logra aumentar la inclusión financiera del percentil 25 al 75, se puede esperar que su desigualdad disminuya fuertemente (nueve puntos porcentuales del índice Gini).

Los hallazgos de Cihak y Sahay (2020) confirmaron con bases de datos amplias lo que ya habían encontrado estudios de intervenciones más específicas. Un estudio anterior (Kim, 2016), con datos para 40 países entre 2004 y 2011, que había mostrado que la inclusión financiera es favorable para la equidad, encontró también que la inclusión financiera mejora la relación entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico. La reducción de la desigualdad de ingresos a través de la inclusión financiera cambia la relación negativa entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico en una relación positiva. Esta tendencia es más fuerte en los países de ingresos medios y bajos.

La inclusión financiera también contribuye a elevar la productividad, como lo sugieren varios trabajos. Usando datos para China a nivel provincial de 2009 a 2018, Hu, et al. (2021) encontraron que la inclusión financiera es un impulsor significativo del crecimiento de la productividad, puesto que quienes reciben préstamos contribuyen a acelerar la transformación productiva basada en la especialización y la cooperación. Por su parte, los resultados empíricos de Fowowe (2020) muestran que la inclusión financiera, independientemente de cómo se mida, ha ejercido efectos positivos y estadísticamente significativos sobre la productividad agrícola en Nigeria. También se han encontrado impactos positivos de la inclusión financiera en la productividad agrícola en Ghana (Peprah, et al., 2020) y en India (Laha & Kuri, 2013) e impactos positivos en el crecimiento de países africanos (Andrianaivo & Kpodar, 2011)

y en el crecimiento a nivel de las provincias en China (Ahmad et al., 2021; Liu et al., 2021). Sin embargo, no todos los estudios apuntan en la misma dirección. Por ejemplo, Chen et al. (2022) examinaron si la inclusión financiera digital afecta la productividad total de los factores de las empresas que cotizan en China. Usando datos de 2011 a 2020, encontraron que el desarrollo de la inclusión financiera digital tiene un efecto negativo significativo en las empresas estatales, aunque no en las demás. En opinión de los autores, el desarrollo de las finanzas digitales requiere la base sólida de los sistemas financieros tradicionales para contribuir a la productividad. Un trabajo sobre empresas del sector manufacturero en Colombia (Gómez, et al., 2020) llega a una conclusión parecida: los esfuerzos de inclusión entendidos como la adopción servicios financieros por parte de las empresas no se reflejan en una mayor productividad debido a limitantes en el acceso al capital y los factores productivos.

D. Políticas de competencia

De los diversos aspectos de la regulación económica, hay uno que merece especial atención porque puede incidir fuertemente tanto en la igualdad como en la productividad. Se trata de las políticas de competencia, definidas como el conjunto de regulaciones y normas que buscan que las empresas productoras o distribuidoras de bienes o servicios operen en condiciones de rivalidad de mercado que sean favorables a la eficiencia y el bienestar. Colombia está diez posiciones por debajo del promedio de América Latina en el indicador de competencia del World Economic Forum, 2022 (105 entre 141) y ocupa la posición 126 entre 141 países en distorsión de la regulación sobre la competencia. En el componente “grado de dominancia de los mercados,” Colombia está en el puesto 93, y en el que mide la “distorsión de los impuestos y subsidios sobre la competencia,” Colombia está en el 126 (Consejo Privado de Competitividad, 2021). La vigilancia de la competencia en Colombia es responsabilidad de la Superintendencia de Industria y Comercio, pero diversas políticas e intervenciones que inciden en la competencia están controladas por otras entidades.

Las políticas de competencia incluyen las regulaciones para facilitar la creación de empresas y el acceso a los mercados, para que los precios sean fijados en libre competencia, para evitar el abuso de posición dominante y los acuerdos anticompetitivos, y para controlar las fusiones y adquisiciones. El objetivo último de las políticas de competencia no es aumentar el número de empresas en un mercado ni crear condiciones de perfecta competencia, sino generar incentivos para que las empresas mejoren su eficiencia en beneficio de los consumidores y de la economía en su conjunto. Esto implica que no haya favoritismo en las distintas esferas de intervención del gobierno. Por su naturaleza, la calidad de las políticas de competencia y sus efectos son de difícil medición. A continuación, se resume primero la evidencia sobre el vínculo entre competencia y productividad en países en desarrollo y luego la evidencia sobre cómo la competencia incide en la distribución del ingreso y la riqueza en estos mismos países.

Para países en desarrollo, en especial los latinoamericanos, la mayor competencia de productos importados debido a los procesos de apertura ha tenido efectos claros sobre la productividad de los sectores industriales. También en casi todos los países la ampliación de mercados para las exportaciones ha tenido efectos positivos en la productividad, aunque en este caso más limitada a empresas grandes e inicialmente más productivas (véase la reseña de Shu y Steinwender, 2019).

Con información de empresas, diversos estudios para países en desarrollo (Egipto, Jordán, Marruecos, Sudáfrica y Turquía; reseñados en Martínez, et al., 2017) han comprobado que la intensidad de la competencia está fuertemente asociada con la productividad de las empresas. Algunos estudios muy recientes para México ofrecen evidencia bastante sólida sobre la relación entre competencia y productividad. Rodríguez-Castelan, et al. (2023) usan los datos de cinco rondas del Censo Manufacturero Mexicano entre 1994 y 2014 para estimar los efectos de la concentración de la industria local sobre la productividad. Los principales resultados muestran que una disminución de 10 puntos en el índice Hirschman-Herfindahl —una medida de la concentración del mercado; en una escala de 0 a 100— explica un aumento del 1 % en la productividad total de los factores. La concentración de la industria local tiene efectos heterogéneos por industrias y su impacto en la productividad varía

según el nivel de exposición a los mercados internacionales. Los resultados muestran que el efecto de una mayor exposición al comercio compensa y, en la mayoría de los casos, revierte los efectos negativos de la concentración local sobre la productividad. También con datos censales de México, Misch y Saborowski (2020) exploran hasta qué punto las distorsiones estructurales explican el débil crecimiento de la productividad de México a través de la mala asignación de recursos entre empresas. Encuentran que la mala asignación aumenta con la prevalencia de la informalidad laboral, el crimen, la corrupción y la concentración del mercado y con un acceso más débil a los servicios financieros y de telecomunicaciones.

Hemos visto hasta ahora que a mayor competencia —doméstica e internacional— mayor productividad. Podemos enfocarnos ahora en el rol de las políticas de competencia. Voigt (2009) construyó cuatro indicadores de la calidad de las políticas de competencia: el primero es el contenido sustantivo de las leyes de competencia; segundo, el grado en que incorporan un enfoque económico; tercero, la independencia formal de las agencias de competencia que van a implementar las leyes de competencia y, cuarto, la independencia fáctica de las agencias de competencia. Con datos de corte transversal para 97 países, encontró que los cuatro indicadores contribuyen a explicar las diferencias en la productividad total de los factores, con resultados semejantes para países desarrollados y en desarrollo. Además del efecto directo de las políticas de competencia, también identificaron un efecto indirecto: los países con políticas de competencia más efectivas sufren menos corrupción.

Hay evidencia muy abundante sobre los efectos de distintos aspectos de las políticas de competencia en la productividad de sectores y empresas en los países en desarrollo (Aghion, et al., 2015; Ospina & Schiffbauer, 2010; Rijkers et al., 2014; Schiffbauer et al., 2015). Un tema de especial relevancia para países como Colombia es el tratamiento político discriminatorio y el clientelismo en las políticas para ciertos sectores bien conectados. Como lo analizan Bogliaccini y Luna (2016), incluso partidos de centro izquierda de Chile y Uruguay, que compiten en una plataforma programática redistributiva, ceden a los intereses de las élites, especialmente cuando la interacción sostenida entre los líderes políticos y las élites económicas se convierte en una rutina a largo plazo —como ocurre en Colombia—.

Gracias a un estudio de Ivaldi et al. (2016) hay alguna evidencia de la dimensión que puede alcanzar la cartelización de mercados. Ellos encontraron que los cárteles detectados en varios países alcanzan a controlar ventas hasta del 6,38 % del PIB, mientras que los excedentes derivados de sobrepuestos injustificados alcanzan hasta el 1 % del PIB. Como estos datos se refieren a cárteles detectados, ellos creen que el daño total puede ser, cuando menos, cuatro veces mayor. Una base de datos del Equipo de Políticas de Competencia del Grupo del Banco Mundial (citada en Martínez, et al., 2017) contó 227 casos de cartelización en la región latinoamericana entre 1995 y 2015. Los sectores más afectados fueron los de alimentos/bebidas y transporte/logística (39 y 48 cárteles, respectivamente).

Como lo sugieren los estudios reseñados en el último párrafo, la falta de competencia puede perjudicar a los consumidores a través de menor oferta y mayores precios. Si los bienes afectados tienen mayor peso en las canastas de consumo de los hogares de menores ingresos, por este canal la falta de competencia será regresiva. También puede serlo si perjudica las remuneraciones o el valor de los recursos productivos de los hogares de menores ingresos en relación con los de los hogares de mayores ingresos. A continuación, se resume la evidencia sobre estos canales que conectan la falta de competencia con la desigualdad.

Enis et al. (2019) exploran cómo las mayores ganancias y los precios más altos resultantes del poder de mercado inciden en la distribución de ingresos y la riqueza. En el país promedio, con un rango razonable de supuestos, el poder de mercado aumenta la riqueza del 10 % más rico entre un 12 % y un 21 %, mientras que reduce los ingresos del 20 % más pobre en un 11 % o más. En un estudio para México, Urzúa (2013) estimó los efectos distributivos y regionales de las empresas con poder de mercado en México. Sus resultados indican que las pérdidas de bienestar debido al ejercicio del poder monopólico son más onerosas en términos relativos para los pobres, difieren entre el campo y la ciudad y entre los estados de México, siendo los habitantes de las entidades más pobres los más afectados por las empresas con poder de mercado. Para el decil de ingresos más bajos, la pérdida neta de bienestar del consumidor es 20 % más alta que la del decil de ingresos más altos. Para el sector rural, la pérdida de bienestar para el decil de ingreso más bajo es 23 % más alto que la del decil de ingreso más alto.

Diversas políticas que limitan la competencia pueden perjudicar desproporcionadamente a los grupos de menores ingresos en los países en desarrollo (véase una reseña de estudios en Martínez, et al., 2017). Por ejemplo, las intervenciones en los mercados de alimentos mediante aranceles o controles a las importaciones, o mediante la adopción de precios mínimos de compra, que a menudo se justifican para mejorar los ingresos de los productores agrícolas, pueden perjudicar a los pobres, que en su mayoría son consumidores netos —no productores netos— de alimentos. Quienes más se benefician de estas medidas son los grandes productores, con efectos regresivos sobre la distribución del ingreso. Otro mecanismo a través del cual los pequeños productores pueden verse afectados es la falta de competencia en los mercados de insumos —como fertilizantes, combustibles, materiales de construcción— y en los servicios de transporte y comercialización de sus productos. A menudo, estos mercados de insumos y servicios están intervenidos por políticas oficiales que buscan controlar esos mercados y servicios para eliminar intermediarios o para proteger los intereses de los grupos de presión de esos sectores. No es una sorpresa, por lo tanto, que la apertura de los mercados de transporte a la competencia reduzca los precios de los servicios de transporte. En México, los precios del transporte por carretera cayeron un 23 % en términos reales en los cinco años posteriores a la desregulación de la industria del transporte por carretera entre 1989 y 1990. Aunque hay evidencia contundente para países en desarrollo de diversas regiones sobre los efectos de intervenciones de política que limitan la competencia en los mercados de insumos y servicios para los pequeños productores, son pocos los estudios para Colombia u otros países latinoamericanos semejantes.

En síntesis, las políticas e intervenciones que determinan si las empresas y sectores operan en un ambiente de competencia tienen efectos de importancia en la productividad y en la equidad. Puesto que Colombia está muy mal calificado en este campo, es un área con potencial para entender y deshacer el círculo vicioso de inequidad e improductividad. También debería ser un área prioritaria para investigaciones futuras ya que, aunque hay evidencia dispersa para muchos países sobre los vínculos entre las políticas de competencia y la desigualdad y la productividad, el conocimiento específico sobre Colombia es bastante limitado.

I. Implicaciones para Colombia

Aunque la dotación de factores, la estructura sectorial, la tecnología y los patrones de inserción internacional de un país pueden tener influencia en la productividad y en la distribución del ingreso, ninguna de esas variables determina en forma mecánica los resultados. Todo depende de que las políticas e instituciones que adopte el país sean adecuadas para su estadio y patrón de desarrollo. Ningún país está condenado a un círculo vicioso de improductividad y desigualdad; todo depende de que la sociedad esté comprometida a romper dicho círculo cambiando para ello las políticas e instituciones que más pueden influir simultáneamente en esas dos variables. A partir de los numerosos estudios reseñados este artículo, surgen cuatro estrategias que podrían orientar las decisiones de política y las reformas institucionales en Colombia para tratar de romper en los próximos años el círculo vicioso de desigualdad e improductividad:

1. *Formar individuos con habilidades para desempeñarse laboral y socialmente*

Las habilidades cognitivas y no cognitivas son el factor más potente para mejorar las posibilidades económicas de las personas, el desarrollo productivo del país y el funcionamiento armónico de la sociedad. La formación de las habilidades empieza con el hogar desde el primer momento de la vida, se enriquece con educación formal pertinente y estimulante, y se expande durante la vida laboral mediante la capacitación, los programas de aprendizaje y las interacciones laborales y sociales.

2. *Gravar los ingresos de las personas y focalizar el gasto social*

La política fiscal no puede ser la clave para crear un círculo virtuoso de más equidad y más productividad debido a los efectos opuestos que pueden tener en una y otra variable algunos instrumentos de política fiscal, como los impuestos a las empresas, los impuestos indirectos, los impuestos sobre la nómina para financiar la seguridad social y los gastos públicos en educación avanzada, en subsidios a las pensiones atadas a la historia de remuneraciones de los trabajadores y en otros gastos sociales mal focalizados. Pero en Colombia el diseño de todos estos instrumentos de política fiscal puede mejorarse para aliviar la tensión

entre los objetivos de eficiencia y equidad. Eso implica, entre otras cosas, gravar más, en forma progresiva, los ingresos de las personas, focalizar el gasto social y reducir el déficit fiscal para contener la deuda pública que, en los niveles actuales, es dañina tanto para la eficiencia como para la equidad.

3. *Inclusión financiera*

Tener un sistema financiero medianamente profundo, abierto a la competencia y bien regulado es condición necesaria pero no suficiente para que ese sector sea parte de la solución al círculo vicioso de la improductividad e inequidad. La inclusión financiera es otro ingrediente adicional indispensable, aunque tampoco basta por sí mismo. Ampliar el acceso y uso de servicios financieros formales, tales como transacciones, ahorros, crédito, seguros, etc., para que lleguen a individuos y familias de menores ingresos y a empresas pequeñas reduce la desigualdad, aunque no necesariamente mejora la productividad, pues esto requiere además que las empresas pequeñas tengan acceso adecuado a los factores productivos y a la tecnología digital.

4. *Políticas de competencia*

Son nocivos para la eficiencia y la equidad el favoritismo en la regulación de las actividades de sectores y empresas; las intervenciones del gobierno y la cartelización de empresas para manipular la oferta o los precios de insumos, bienes y servicios; y, en general, las políticas que restringen la competencia. Puesto que Colombia se desempeña muy mal en muchos aspectos de las políticas de competencia, esta debe ser un área prioritaria de atención.

Agradecimientos

Este artículo es un extracto de un trabajo preparado por el autor para el Informe de Desarrollo Humano de Colombia PNUD (2022) “Cómo se relacionan la desigualdad y la productividad”.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Benhabib, J., & Spiegel, M. (1994). Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-73. <https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v34y1994i2p143-173.html>
- Birdsall, N., Pinckney, T., & Sabot, R. (2001), Natural Resources, Human Capital and Growth. En R. M. Auty (ed.), *Resource Abundance and Economic Development* (pp. 57-75), Oxford University Press.
- Bogliaccini, J. A., & Luna, J. P. (2016). Deflecting My Burden, Hindering Redistribution: How Elites Influence Tax Legislation in Latin America [WIDER Working Paper No. 2016/92]. <https://www.econstor.eu/handle/10419/146286>
- Cabus, S., Napierala, J., & Carretero, S. (2021). The Returns to Non-Cognitive Skills: A Meta-Analysis [JRC Working Papers Series on Labour, Education and Technology No. 2021/06]. <https://ideas.repec.org/p/ipt/laedte/202106.html>
- Canavire-Bacarreza, G., Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2013). *Taxation and Economic Growth in Latin America* [IDB Working Paper Series No. IDB-WP-431]. <http://dx.doi.org/10.18235/0011481>
- Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363-89. <https://ideas.repec.org/a/kap/jecgro/v1y1996i3p363-89.html>
- Chen, Y., Yang, C. & Li, Q. (2022). How Does the Development of Digital Financial Inclusion Affect the Total Factor Productivity of Listed

Lora, E.: Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: Revisión...

- Companies? Evidence from China. *Finance Research Letters*, 47 (B), 102956. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102956>
- Cihak, M., & Sahay, R. (2020). *Finance and Inequality*. International Monetary Fund.
- Consejo Privado de Competitividad (2021). *Informe Nacional de Competitividad*. <https://compite.com.co/informe/informe-nacional-de-competitividad-2020-2021/>
- Díaz, J.J., Arias, O., & Vera Tudela, D. (2012). *Does Perseverance Pay as Much as Being Smart? The Returns to Cognitive and Non-Cognitive Skills in Urban Peru* [Unpublished paper, World Bank].
- Ennis, S. F., Gonzaga, P., & Pike, C. (2019). Inequality: A Hidden Cost of Market Power. *Oxford Review of Economic Policy*, 35(3), 518-549. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grz017>
- Espoir, D. K., & Ngepah, N. (2021). Income Distribution and Total Factor Productivity: A Cross-Country Panel Cointegration Analysis. *International Economics and Economic Policy*, 18, 661-698. <https://doi.org/10.1007/s10368-021-00494-6>
- Fang, H., Zhang, X., & Guo, L. (2022). Productivity Effects of Corporate Income Tax: Evidence from China. *The World Economy*. <https://doi.org/10.1111/twec.13328>
- Fowowe, B. (2020) The Effects of Financial Inclusion on Agricultural Productivity in Nigeria. *Journal of Economics and Development*, 22(1), 61-79. <https://doi.org/10.1108/JED-11-2019-0059>
- Goczek, L., Witkowska, E. & Witkowski, B. (2021). How Does Education Quality Affect Economic Growth? *Sustainability*, 13(11), 6437. <https://doi.org/10.3390/su13116437>
- Goldberg, P., & Pavcnik, N. (2005). Trade, Wages, and The Political Economy of Trade Protection: Evidence from The Colombian Trade Reforms. *Journal of International Economics*, 66 (1), 75-105. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.04.005>

- Gómez, F. A., Londoño, J. A., & Villegas, A. M. (2019). Valor presente de las pensiones en el régimen de prima media de Colombia. *Cuadernos de Economía*, 38(76), 173-205. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v38n76.60002>
- Gómez Gómez, R., Morales Zuluaga, E., & Castellanos Martínez, J. F. (2020). Financial Inclusion and Productivity: The Colombian Case. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 15(número especial), 537-549. <https://doi.org/10.21919/remef.v15i0.545>
- Gupta, S., & Jalles, J. T. (2022). Do Tax Reforms Affect Income Distribution? Evidence from Developing Countries. *Economic Modelling*, 110, 105804. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105804>
- Gylfason, T. (2001). Natural Resources, Education, and Economic Development. *European Economic Review*, 45 (4-6), 847-859. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00127-1](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00127-1)
- Hanni, M., Fanta, R., & Podestá, A. (2015). The Redistributive Potential of Taxation in Latin America *Cepal Review*. <https://hdl.handle.net/11362/39603>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 46 (3), 607-68. <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>
- Hanushek, . A., & Woessmann, L. (2012). Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation. *Journal of Economic Growth*, 17(4), 267-321. <https://doi.org/10.1007/s10887-012-9081-x>
- Hoekman, B., & Winters, A. (2005). Trade and Employment: Stylized Facts and Research Findings [World Bank Policy Research Working Paper No. 3675]. <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/3676.html>
- Hu, Y., Liu, C., & Peng, J. (2021). Financial Inclusion and Agricultural Total Factor Productivity Growth in China. *Economic Modelling* 96, 68-82. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.12.021>

- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-170. https://econpapers.repec.org/article/oupqjecon/v_3a110_3ay_3a1995_3ai_3a4_3ap_3a1127-1170.htm
- Ivaldi, M., Jenny, F., & Khimich, A. (2016). Cartel damages to the economy: An assessment for developing countries. En F. Jenny, & Y. Katsoulacos (eds.), *Competition Law Enforcement in the BRICS and in Developing Countries* (pp. 103-133). Springer.
- Kautz, T., Heckman, J. J., Diris, R., Ter Weel, B., & Borghans, L. (2014). Fostering and Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 20749]. <https://doi.org/10.3386/w20749>
- Kim, J. H. (2016). A Study on The Effect of Financial Inclusion on the Relationship between Income Inequality and Economic Growth. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 498-512. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1110467>
- Kumar, M., & Woo, J. (2010). *Public Debt and Growth* [IMF Working Papers No. 10/174]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1653188
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review* 65(1),1-28. <https://assets.aeaweb.org/asset-server/files/9438.pdf>
- Laha, A., & Kuri, P. K. (2013). Financial Inclusion and Agricultural Productivity: Evidence from Rural West Bengal, India. *Journal of Economic Policy and Research*, 8(2), 76. https://www.ipeindia.org/wp-content/uploads/2020/09/Vol.8.No._2-April2013-September2013.pdf
- Levy Algazi, S. (2018). *Under-Rewarded Efforts: The Elusive Quest for Prosperity in Mexico*. Inter-American Development Bank.
- Liu, Y., Luan, L., Wu, W., Zhang, Z., & Hsu, Y. (2021). Can Digital Financial Inclusion Promote China's Economic Growth? *International Review of*

- Financial Analysis*, 78, 101889. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101889>
- Lora, E. (s.f.a.). *Cómo se relacionan la desigualdad y la productividad* [documento preparado para el Informe de Desarrollo Humano de Colombia, del PNUD]. Mimeo.
- Lora, E. (s.f.b.). *Anatomía de la concentración del ingreso en Colombia*. Mimeo.
- Lustig, N. (2016). Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. *Journal of Globalization and Development*, 7(1), 17-60. <https://doi.org/10.1515/jgd-2016-0015>
- Lustig, N., Pessino, C, & Scott, J. (2014). The Impact of Taxes and Social Spending on Inequality and Poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the Special Issue. *Public Finance Review*, 42 (3), 287-303. <https://doi.org/10.1177/1091142113506931>
- Lustig, N., & Melendez, M. (2015). *The Impact of Taxes and Transfers on Inequality and Poverty in Colombia* [Documento de trabajo del CEQ 24].
- Martínez Licetti, M., Pop, G., Nyman, S., & Begazo Gómez, T. P. (2017). *A Step Ahead: Competition Policy for Shared Prosperity and Inclusive Growth*. World Bank y OECD.
- Misch, F., & Saborowski, C. (2020). The Drivers and Consequences of Resource Misallocation. *Economía*, 20(2), 61-96. <https://doi.org/10.1353/eco.2020.0003>
- Montenegro Trujillo, S., Jiménez, L. F., Ramirez Baquero, S., Nieto Ramos, A., & Hurtado Martilletti, C. A. (2013). *Distribución de ingresos en el sistema pensional y el impacto de algunas medidas de flexibilización* [serie de documentos SEDE No. 32]. Universidad de los Andes. <https://ideas.repec.org/p/col/000089/011461.html>

- Nallareddy, S., Rouen, E., & Suárez-Serrato, J. C. (2022). Do Corporate Tax Cuts Increase Income Inequality? *Tax Policy and The Economy*, 36(1), 35-91. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/full/10.1086/718950>
- Ospina, S., & Schiffbauer, M. (2010). *Competition and firm productivity: Evidence from firm-level data*. International Monetary Fund.
- Pagés, C. (2010). Taxes and Productivity: A Game of Hide and Seek. En E. Pagés (ed.), *The Age of Productivity: Transforming Economies from the Bottom Up* (pp. 153-180). Interamerican Development Bank.
- Peprah, J. A., Koomson, I., Sebu, J., & Bukari, C. (2020). Improving Productivity among Smallholder Farmers in Ghana: does financial Inclusion Matter? *Agricultural Finance Review*, 81 (4), 81-502. <https://doi.org/10.1108/AFR-12-2019-0132>
- Pombo, C., & Galindo, A. J. (2011). Corporate Taxation, Investment and Productivity: A Firm Level Estimation. *Journal of Accounting and Taxation*, 5(7), 158-161. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1636044>
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391. <https://doi.org/10.1093/wber/15.3.367>
- Rodríguez-Castelán, C., López-Calva, L. F., & Barriga-Cabanillas, O. (2023). Market Concentration, Trade Exposure, and Firm Productivity in Developing Countries: Evidence from Mexico. *World Development*, 165, 106199. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106199>
- Rijkers, B., Freund, C. L., & Nucifora, A. (2014). All in the Family: State Capture in Tunisia [Policy Research Working Paper 6810]. World Bank. <https://documents.worldbank.org/pt/publication/documents-reports/documentdetail/440461468173649062/all-in-the-family-state-capture-in-tunisia>
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1997). *Natural Resource Abundance and Economic Growth* [Working Paper, Center for International Development and Harvard Institute for International Development]. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w5398/w5398.pdf

- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The Curse of Natural Resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00125-8](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00125-8)
- Salti, N. (2015). Income Inequality and the Composition of Public Debt. *Journal of Economic Studies*, 42(5), 821-837. <https://doi.org/10.1108/JES-01-2014-0015>
- Schiffbauer, M., A., Sy, S. Hussain, H. Sahnoun, & Keefer, P. (2015). *Jobs or Privileges: Unleashing the Employment Potential of the Middle East and North Africa*. World Bank.
- Shu, P., & Steinwender, C. (2019). The Impact of Trade Liberalization on Firm Productivity and Innovation. *Innovation Policy and the Economy*, 19(1), 39-68. <https://doi.org/10.1086/699932>
- Smith, M. L., Anýžová, P., & Matějů, P. (2022). Returns to Cognitive Skills: New Evidence from 14 Nations. *Innovation: The European Journal of Social Science Research*, 35(2), 323-345. <https://doi.org/10.1080/13511610.2018.1508335>
- Suárez Serrato, J., & Zidar, O. (2016). Who Benefits from State Corporate Tax Cuts? A Local Labor Markets Approach with Heterogeneous Firms. *American Economic Review*, 106(A209), 2582-2624. <https://doi.org/10.1257/aer.20141702>
- Torvik, R. (2002). Natural Resources, Rent-Seeking and Welfare. *Journal of Development Economics*, 67 (2), 455-470. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00195-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00195-X)
- Urzúa, C. M. (2013). Distributive and Regional Effects of Monopoly Power. *Economía Mexicana Nueva Época*, 22(2), 279-95. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=32329969002>
- Vaca, J. C. (2013). Sistema Pensional colombiano: ¿fuente de igualdad o desigualdad? Mimeo.

Lora, E.: Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: Revisión...

- Voigt, S. (2009). The Effects of Competition Policy on Development-Cross-Country Evidence using Four New Indicators. *Journal of Development Studies*, 45(8), 1225-1248. <https://doi.org/10.1080/00220380902866862>
- Williamson, J. G. (1985). *Did British Capitalism Breed Inequality?* Allen & Unwin.
- World Bank (s.f.). World Development Indicators. Consultado el 21 de agosto de 2024. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>
- World Economic Forum (2022). *Global Competitiveness Report*. Switzerland.
- World Table. (s.f.). Penn World Table, version 10.0. Consultado el 15 de noviembre de 2022. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

**María Daniela Cortés Lancheros, Yennifer Cortés Pedraza, David
Rodríguez Guerrero y Cindy Roza Romero**

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



María Daniela Cortés Lancheiros, Yennifer Cortés Pedraza, David Rodríguez Guerrero y Cindy Rozo Romero

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

Resumen: *La literatura en economía laboral para países en desarrollo emplea frecuentemente índices sintéticos para estudiar los empleos de calidad, esto en especial debido a contextos de alta informalidad. Típicamente, se han considerado dos metodologías para la ponderación vertical de las dimensiones de calidad: ad hoc y análisis de componentes principales. Este artículo analiza la calidad del empleo desde las preferencias de los trabajadores. Para ello se estudia el problema de ponderadores verticales como un problema de elección discreta que enfrenta el trabajador y que puede ser analizado con un modelo de betas estandarizados estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Para ilustrar nuestra propuesta empleamos la información de la GEIH, para facilitar el ejercicio comparativo seguimos las ponderaciones horizontales presentadas por Farné (2003) y comparamos nuestro índice de calidad con las propuestas metodológicas previas. Encontramos que los trabajadores dan mayor ponderación en su orden a seguridad social, ingreso, contrato y horario laborales. Por otro lado, independientemente de la metodología, la calidad del empleo en el país es baja, con diferencias importantes entre asalariados en independientes, pero no entre hombres y mujeres.*

Palabras clave: *calidad del empleo, índice sintético, satisfacción laboral, condiciones de trabajo, betas estandarizadas.*

Clasificación JEL: C51, J08, J24, J28, J81.

Quality of Employment: A Measure of Workers' Preferences

Abstract: *The literature in labor economics for developing countries frequently employs synthetic indices to study quality jobs, especially in contexts of high informality. Typically, two methodologies have been considered for the vertical weighting of quality dimensions: ad hoc and principal component analysis. This paper analyzes job quality from the point of view of workers' preferences. For this purpose, the vertical weighting problem is studied as a discrete choice problem faced by the worker, which can be analyzed with a standardized betas model estimated by ordinary least squares. To illustrate our proposal, we use information from the GEIH, to facilitate the comparative exercise we follow the horizontal weights presented by Farné (2003) and compare our quality index with previous methodological proposals. We found that workers give greater weighting in their order to social security, income, contract and working hours. On the other hand, regardless of the methodology, the quality of employment in the country is low, with important differences between self-employed workers, but not between men and women.*

Keywords: *job quality, synthetic index, job satisfaction, working conditions, standardized betas.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356508>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Qualité de l'emploi: une mesure des préférences des travailleurs




Résumé: *La littérature sur l'économie du travail dans les pays en développement utilise fréquemment des indices synthétiques pour étudier les emplois de qualité, en particulier dans les contextes de forte informalité. En règle générale, deux méthodologies ont été envisagées pour la pondération verticale des dimensions de la qualité : l'analyse ad hoc et l'analyse en composantes principales. Ce document analyse la qualité de l'emploi du point de vue des préférences des travailleurs. Pour ce faire, nous étudions le problème de la pondération verticale comme un problème de choix discret auquel est confronté le travailleur et qui peut être analysé à l'aide d'un modèle bêta standardisé estimé par les moindres carrés ordinaires. Pour illustrer notre proposition, nous utilisons des informations provenant du GEIH. Pour faciliter l'exercice comparatif, nous suivons les pondérations horizontales présentées par Farné (2003) et comparons notre indice de qualité avec les propositions méthodologiques précédentes. Nous constatons que les travailleurs accordent une plus grande importance à la sécurité sociale, au revenu, au contrat et aux heures de travail. D'autre part, quelle que soit la méthodologie, la qualité de l'emploi dans le pays est faible, avec des différences importantes entre les travailleurs indépendants, mais pas entre les hommes et les femmes.*

Mots clés: *qualité de l'emploi, indice synthétique, satisfaction professionnelle, conditions de travail, bêta standardisé.*

Cómo citar / How to cite this item:

Cortés-Lancheros, M. D., Cortés-Pedraza, Y., Rodríguez-Guerrero, D., & Rozo-Romero, C. (2024). Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores. *Lecturas de Economía*, 102, 165-201. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a356508>

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

María Daniela Cortés Lancheros ^a, Yennifer Cortés Pedraza ^b, David Rodríguez Guerrero ^c y Cindy Rozo Romero ^d

–Introducción. –I. La calidad del empleo en la literatura. –II. Metodología y datos. –III. Resultados. –Conclusiones. –Agradecimientos. –Declaración de ética. –Referencias

Primera versión recibida el 04 de marzo de 2024; versión final aceptada el 13 de junio de 2024

Introducción

La calidad del empleo ha estado históricamente en la agenda de discusión del mercado laboral para Latinoamérica, en especial, debido a que la región se caracteriza por empleos inestables, que no cumplen con la legislación laboral y de bajos ingresos. Colombia no es la excepción. Un síntoma de dicha precariedad se refleja en la alta informalidad de la población ocupada. Por ejemplo, mientras en América Latina el nivel promedio de informalidad en 2019 se ubicó en 48,5 %, Colombia se situó en 54,6 %; una diferencia de 6,1 puntos porcentuales —p.p.— (CEPAL, s.f.).

La construcción de índices de calidad del empleo suele ser una herramienta importante que le permite a los economistas laborales ir más allá de una

^a *María Daniela Cortés Lancheros*: Profesional en operaciones de tesorería, ICETEX, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: mdcortes@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0000-0620-9559>

^b *Yennifer Cortés Pedraza*: Analista de operaciones especiales, Seguros SURA, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: ypaolacortes@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0005-2743-2529>

^c *David Rodríguez Guerrero*: Docente e investigador de la Universidad Externado de Colombia, Facultad de Economía, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica:

david.rodriguez@uexternado.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-2670-3786>

^d *Cindy Rozo Romero*: Economista, Dirección de transporte aéreo, Aerocivil, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: cdrozo@unicolmayor.edu.co

<https://orcid.org/0009-0001-2369-002X>

visión monetarista del empleo al considerar otros atributos de los puestos de trabajo. Los investigadores han propuesto una serie de ponderaciones verticales y horizontales a los atributos de los trabajos. En el caso de los ponderadores verticales, se han propuesto principalmente dos metodologías: ponderadores *ad hoc*, es decir basados en el “buen juicio” del investigador sobre qué es un trabajo de calidad y en segundo lugar ponderadores resultantes de la metodología de análisis de componentes principales (PCA). Mientras en la primera metodología los conocimientos del investigador indican los ponderadores verticales, en la segunda metodología la idea es que los datos “hablen” para identificar estos ponderadores.

Este artículo analiza la calidad del empleo desde una faceta poco explorada: buscamos ponderar las distintas dimensiones de calidad desde las preferencias del trabajador. Para ello empleamos las dimensiones propuestas en el estudio seminal de calidad del empleo en Colombia (Farné, 2003): ingresos, contrato laboral, seguridad social y horario laboral, y planteamos el problema de ponderadores verticales como uno de elección que enfrenta el trabajador y que puede ser analizado con un modelo de betas estandarizados a ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Para ilustrar nuestra propuesta metodológica empleamos la información de la GEIH para el periodo comprendido de 2009 a 2019.

Nuestro objetivo es triple, por un lado, procedemos a evaluar si la ponderación que los trabajadores dan a las dimensiones de calidad del empleo guarda alguna relación con la que asignan lo demás autores con las propuestas metodológicas previas. Por otro lado, nuestra propuesta metodológica, además de ser fácilmente aplicable, puede resultar útil como complemento a las mediciones de calidad del empleo típicamente usadas en la literatura. Por último, el artículo busca ser una guía para aquellos investigadores que desean aplicar rápidamente las mediciones de calidad del empleo en el contexto de la economía colombiana, latinoamericana o de otro país en desarrollo.¹

Encontramos que, empleando la metodología propuesta, las variables con mayor ponderación por parte del trabajador son en su orden seguridad

¹ Para ello, el código en Stata puede ser fácilmente entregado por los investigadores.

social, ingreso, contrato y horario laboral. Estos resultados no necesariamente coinciden con la literatura previa. Mientras en la literatura *ad hoc* se da un mayor peso a los ingresos laborales, empleando PCA o coeficientes beta encontramos un mayor peso a la seguridad social. Las tres metodologías concuerdan en que la jornada laboral es la dimensión menos relevante. Sin embargo, existen diferencias importantes en cuanto a las magnitudes de los ponderadores de cada dimensión para las tres metodologías.

Este artículo se divide en tres secciones. Una breve revisión de la literatura se presenta en la primera sección: se asocia la literatura empírica a nivel nacional e internacional; al igual que la literatura teórica que da las aproximaciones a la definición de calidad del empleo. En la segunda sección se aborda en detalle cada una de las tres metodologías al igual que los datos empleados. En la tercera, se realiza un análisis comparativo de los resultados bajo las distintas metodologías para, finalmente, presentar las conclusiones del estudio.

I. La calidad del empleo en la literatura

A. Literatura teórica

Un estudio de la OIT (2019) revela que una de las principales causas de intranquilidad en la población mundial activa es la creciente precariedad de la calidad del empleo, la cual tiene una significativa relación con la nueva dinámica de la actividad económica. De allí que un análisis de la calidad de los empleos resulta crucial para avanzar en políticas que permitan mejorar el bienestar de los trabajadores.

El primer acercamiento al concepto de calidad del empleo lo contempla Freeman (1977), quien definió un buen trabajo a partir de un conjunto de variables subjetivas y objetivas y quien emplea microdatos para tratar de cuantificarlo. Aproximándose al concepto, Infante y Vega (1999), citados en Farné (2003) definen que la calidad del empleo se establece por el “tipo de inserción laboral, las remuneraciones, la capacitación y la motivación de los trabajadores” (p. 12). Asimismo, Farné y Vergara (2015) se refieren al concepto de la calidad del empleo como un conjunto de factores relacionados

a los puestos de trabajo y con aspectos que las instituciones y la norma laboral han venido aceptando internacionalmente. Además, se aprecia un vínculo con aspectos de bienestar económico, social, psíquico y de salud de los trabajadores.

Por otra parte, Antón, et al. (2012), citados en Frasser y Lasso (2015) enunciaron que la calidad del empleo es multidimensional y que afecta el bienestar y la calidad de vida de los individuos. En suma, no se ha podido llegar a un acuerdo que determine la definición y medición más adecuada para la calidad del empleo (Farné, 2012). Por otro lado, medidas de satisfacción en el puesto de trabajo al igual que el concepto de *trabajo decente*, propuesto por la OIT en 1999, hacen aún más difícil llegar a una metodología estándar para estudiar la calidad de los empleos (Burchell et al. 2013).

B. Trabajo decente

Siguiendo a la OIT (2019), se cuenta con un concepto similar al de calidad del empleo: el trabajo decente. Según Farné et al. (2016) por trabajo decente “se entiende [...] el trabajo productivo desarrollado en condiciones de libertad, equidad, seguridad y dignidad humana” (p. 19). Es decir, una actividad laboral que protege, dignifica y permite el desarrollo de las capacidades de los trabajadores y vela por el cumplimiento de sus derechos. Sin embargo, a diferencia del concepto de calidad del empleo, la medición del trabajo decente se basa en indicadores objetivos simples que permiten capturar a nivel agregado la situación del mercado de trabajo de un país o unidad geográfica. Por ejemplo, siguiendo a OIT (1999), algunos de los indicadores simples son: tasa de informalidad, tasa de desempleo, porcentaje de trabajadores de bajos ingresos entre otros. Mientras que la calidad del empleo se refiere típicamente a un índice compuesto calculado a nivel del individuo en base a encuestas a trabajadores.

C. Literatura empírica

La medición de la calidad del empleo se ha realizado a partir de microdatos, cuya unidad de observación es el trabajador y en la que se

construye un índice sintético —es decir, un indicador que resume distintas dimensiones de calidad—. Este requiere una ponderación horizontal, es decir una asignación de valores numéricos a cada atributo de calidad, en los que un mayor valor de la variable —o índice— resultante está asociado a una mayor calidad en esa variable. Luego, se requiere una ponderación vertical de variables para llegar a un índice por trabajador. Esta última se ha realizado usualmente de manera *ad hoc* o empleando el método de PCA, cuyo resultado en todo caso es un índice que no refleja el sentir o la óptica del trabajador. Este sesgo llevaría a que los hacedores de política orienten esfuerzos a la mejora de dimensiones de calidad que no necesariamente terminarían mejorando el bienestar del trabajador. Esta sección contextualiza las investigaciones acerca de la calidad del empleo para Colombia y Latinoamérica.

D. Referencias nacionales

El estudio seminal de calidad del empleo en Colombia lo llevó a cabo Farné (2003), quien empleó una metodología *ad hoc* a las ponderaciones horizontales y verticales del índice de calidad del empleo (ICE). Farné (2003) aplicó un índice sintético de cuatro variables propuestas anteriormente por la OIT en Chile: ingreso, modalidad de contratación, afiliación a la seguridad social y horario de trabajo. El principal hallazgo es que el grupo de asalariados cuenta con mejores condiciones en comparación con los trabajadores independientes, dada la vinculación formal por medio del contrato laboral que genera protección económica.

Pasada una década, Farné et al. (2013) aplican nuevamente esta metodología para las 23 ciudades principales del país para el periodo 2010-2013. Con la estimación del ICE, se evidenció un progreso —si bien poco significativo— en el periodo analizado: solo obtuvo un aumento de un punto de 33,5 a 34,5; en especial, mostró mejoras en la seguridad social y contratación laboral. Por otro lado, los ingresos de los trabajadores no contaron con mejoras significativas.

Posteriormente, Alba (2016) estimó este índice para el periodo 2008-2014, agregando dos dimensiones a las propuestas por Farné (2003): beneficios no salariales y ambiente físico del trabajo. Por medio de una regresión de mínimos

cuadrados ordinarios (MCO), analiza los determinantes de un empleo de calidad. Entre otros, se encuentra que Medellín representa la mayor calidad del empleo debido al índice de seguridad social y tipo de contrato, seguido de Bogotá.

En el siguiente grupo de artículos de medición de calidad del empleo se encontraron aquellas estimaciones empleando PCA. Esta metodología se presenta en detalle en la sección II. Adicionalmente, se desprende una variante de análisis de componentes principales categóricos (CATPCA, por sus siglas en inglés), el cual también tiene como fin la reducción de la dimensionalidad de los datos en contextos en que se trabaja con variables tanto nominales y ordinales. Este método considera el escalonamiento óptimo de las variables, se asigna una medición numérica a las categorías que permite llevar a cabo un análisis para datos categóricos.

Por su parte, Pineda y Acosta (2011) plantearon una discusión de la calidad del trabajo y las dimensiones que esta abarca para 2008 en las trece áreas metropolitanas. Elaboraron un ICE que adiciona la percepción sobre el empleo y el subempleo a las variables propuestas por Farné (2003) resaltando así los fraccionamientos del mercado laboral entre asalariados e independientes.

Luego, Farné y Vergara (2015), con el objetivo de comprobar si el crecimiento económico ha aumentado la posibilidad de obtener un empleo, en el contexto de una mayor flexibilización de las relaciones laborales a principios de siglo, proponen un ICE para el periodo de 2002-2011, adicionando al análisis diez variables: posición ocupacional, antigüedad en el trabajo, tiempo parcial involuntario, mujeres directivas, subempleo, formalidad, deseo de cambiar de trabajo, ubicación del puesto de trabajo, y diferencia entre ingreso observado y potencial. Los resultados obtenidos evidencian una leve mejora de las condiciones de empleo para el caso de los asalariados a diferencia de los independientes.

Posteriormente, Castañeda (2019) analizó la calidad del empleo durante el periodo 2008-2017 para la ciudad de Bogotá, basándose en un índice compuesto empleando la metodología CAPTCA. Adicionó dos dimensiones a las ya propuestas por Farné (2003): condiciones de trabajo y percepción

sobre el empleo. A partir de esta estimación, se obtuvo que el grupo de asalariados presenta una calidad del empleo media-baja, mientras que los independientes cuentan con una calidad baja; y las dimensiones más importantes son los ingresos y la seguridad social.

Finalmente, Astorquiza et al. (2023) analizan las dimensiones: precariedad laboral, continuidad laboral, control sobre el trabajo, afiliación a la seguridad social y nivel de salarios en el caso de Colombia para el periodo 2010 y 2019. Para la construcción del índice emplean la metodología de *fuzzy sets*. Encuentran que los empleos en comercio, transporte y alojamiento son los más precarios, mientras que el índice de precariedad es menor en Bogotá y Tunja. Concluyen que, en general, la precariedad laboral en el país es alta.

En contexto, se puede observar que las variables ofrecidas por la OIT y aplicadas inicialmente por Farné (2003) para el caso colombiano, son las que mayor frecuencia tienen en los artículos anteriormente descritos, razón por la cual, el presente artículo también hará uso de ellas, por su grado de relevancia.

E. Referencias internacionales

Para Latinoamérica, Weller y Roethlisberger (2011) resaltaron las debilidades registradas en la región y los desafíos en materia de políticas públicas para lograr fortalecer y estabilizar un círculo virtuoso en el mercado laboral. Se concluyó que la región muestra grandes déficits en los ingresos, en los alcances de los sistemas de pensiones y salud, en las garantías de los derechos laborales y en los beneficios no salariales.

Por su parte, Sehnbruch et al. (2020) proponen una medición de la privación de calidad en sus empleos siguiendo la metodología de Alkire y Foster (Alkire, 2007; Alkire & Foster 2011) para pobreza multidimensional, considerando tres dimensiones: ingresos, estabilidad en el empleo, y condiciones laborales y cinco variables. Los autores aplican la metodología propuesta en el contexto de diez países latinoamericanos encontrando una gran heterogeneidad en cuanto a la contribución de cada una de las dimensiones a la privación de calidad en el empleo.

Para Argentina, Salvia y Vera (2016) estudiaron la calidad del empleo entre 2004-2011, enfocándose en la relación de este concepto con las cualidades de la población económica, el capital humano y la formación laboral. Con una estimación de regresión logística hallaron un aumento de la calidad del empleo no asociado al capital humano, a pesar del crecimiento del empleo y de tendencias positivas de educación y calificación del trabajo; en contraparte, encontraron que existe desigualdad en la productividad, acceso a empleos de calidad y formación de los ocupados.

Para el caso peruano, Castillo (2018) estimó la calidad del empleo para la región de Arequipa en 2017, basada en la metodología *ad hoc* de Farné (2003). La autora realiza 630 encuestas en las que captura las variables para recrear el índice y encuentra que el empleo en la región es de baja calidad, con puntajes de 42,2 de 100. La autora resalta importantes dificultades en las dimensiones de ingresos y contrato laboral.

En Chile, Chiang y Krausse (2009) cuantificaron la calidad de vida laboral en una empresa pública y una privada, basada en un enfoque de responsabilidad social y empresarial. El estudio comprendió un total de 128 trabajadores y la medición de 118 preguntas, divididos en cuatro indicadores: satisfacción laboral, condiciones y medio ambiente, organización e indicadores globales. Se evidencia que, a medida que aumenta la antigüedad del trabajo, se estabiliza el tiempo trabajo-familia; la satisfacción laboral, se ubica en un nivel medio-alto por parte de los trabajadores. Sin embargo, la satisfacción con los ingresos se encuentra en un nivel medio-bajo.

Para Ecuador, Orellana et al. (2020) investigaron la evolución de la calidad del empleo basados en un enfoque multidimensional entre 2007-2017. Se construyó un índice compuesto con dos tipos de ponderaciones, uno que pondera cada dimensión con el modelo PCA policórico y otro que genera mayor peso a la dimensión de remuneraciones siguiendo la metodología *ad hoc*. Se encuentran importantes avances en la calidad del empleo, evidenciando una mejora en los niveles de estabilidad laboral, cobertura de la seguridad social y en las condiciones laborales. Sin embargo, el porcentaje de personas con empleos precarios sigue siendo bastante elevado.

Para México, Granados y Vences (2011) elaboraron un ICE para comparar el mercado laboral de ciudades mexicanas. Basados en un análisis de componentes principales (PCA) para la construcción del índice y de técnicas econométricas para analizar sus determinantes se encuentra que existe un deterioro de la calidad del empleo y del desempleo, debido a los principales motores de crecimiento: demanda externa y consumo privado.

Con una muestra de países más amplia, Stier y Yaish (2014) proponen una medición de la calidad del empleo desde la subjetividad del trabajador, con el objetivo de identificar diferencias entre géneros en varias dimensiones de calidad. Emplean el módulo de orientación hacia el trabajo del ISSP en el que se recopilan datos para 27 países. El índice propuesto es un promedio simple de las variables ingresos, oportunidades de avance, trabajo interesante, posibilidad de trabajar de manera independiente y de mejorar las habilidades, los autores encuentran que los ingresos más bajos de las mujeres no son compensados por otras dimensiones de calidad.

II. Metodología y datos

En este artículo buscamos evaluar si la ponderación que los trabajadores dan a las dimensiones de calidad del empleo es la misma que aquella que asignan los economistas laborales a esas dimensiones. En otras palabras, buscamos determinar si las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de los puestos de trabajo son similares a las que encontramos en la literatura de calidad del empleo. En lo que sigue, presentaremos la fuente de información empleada y haremos una descripción detallada de la propuesta metodológica.

A. Datos

Empleamos los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2009; 2019) de manera mensual. Esta encuesta proporciona información para las zonas urbanas y rurales, incluyendo las 23 principales ciudades y áreas metropolitanas de Colombia. La encuesta es representativa del total de población en el país. Con ésta, se puede obtener la evolución de las personas ocu-

padas, desempleadas, población económicamente activa y otras variables del mercado laboral incluyendo ingresos, contratos, seguridad social, horarios de trabajo y satisfacción laboral.

El presente artículo tendrá en cuenta los años 2009 a 2019. No se escogieron los años 2020 y 2021 puesto que son años atípicos y para el primero de ellos la GEIH no cuenta con información completa para algunas variables de interés como seguridad social². En total, la GEIH cuenta para este periodo con 3703054 observaciones de trabajadores de las cuales 1766145 son asalariados y son 1936909 independientes. En lo que sigue, emplearemos un *pool* de las observaciones de todos los años al momento de estimar los ponderadores del índice de calidad. En promedio la muestra empleada representa una población de 20112071 trabajadores dividida entre 10103135 asalariados y 10008936 independientes al año, al aplicar el factor de expansión (ver Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

	Asalariado	Independiente	Total
Mujer	42,3 %	38,3 %	40,3 %
Edad	35,9 %	42,7 %	39,3 %
Primaria	21,3 %	41,1 %	31,2 %
Bachillerato	44,7 %	41,4 %	43 %
Superior	34 %	17,5 %	25,8 %
Informal	32,6 %	86,5 %	59,4 %
Promedio de ingreso laboral (en millones)	1680673	953326	1318703
Mediana de ingreso laboral (en millones)	1201518	560119	970.874
Promedio de satisfacción	86,7 %	81,6 %	84,1 %
Observaciones	1766145	1936909	3703054
Población (promedio anual)	10103135	10008936	20112071

Fuente: elaboración propia a partir de GEIH (DANE, 2009; 2019).

² Esto, debido a que durante el inicio de la pandemia el DANE se vio obligado a reducir el número de preguntas realizadas a los hogares urbanos

Del total de la muestra de personas ocupadas en el país, el 40,3 % son mujeres, entre los asalariados un 42,3 % son mujeres mientras que entre los independientes el 38,3 % lo son. Entre asalariados la edad promedio es de 35 años, mientras que, en el caso de los independientes, la edad aumenta a 42 años. El 21,3 % de los asalariados y el 41,1 % de los independientes cuentan con una educación primaria y del total de la muestra, el 31,2 % terminó la primaria. Mientras que el 34 % de los asalariados y el 17,5 % de los independientes culminaron su educación superior. El 32,6 % de los asalariados pertenecen a la informalidad, mientras que el 86,5 % de las personas independientes son informales³. Por último, el porcentaje de personas satisfechas con el trabajo es superior al 80 % con un valor ligeramente superior de 5 p.p. para los asalariados relativo a los independientes.

Con respecto a los ingresos totales de los trabajadores, la Tabla 1 muestra que, en promedio, el ingreso del asalariado en Colombia es de 1680673 mientras que para los independientes es de 953326. Ahora bien, la mediana del ingreso es significativamente mayor para los asalariados con 1201518 pesos que para los independientes cuya mediana es de 560119 pesos. Para el total la mediana es de 970874 pesos.

B. Dimensiones de calidad

Para la comparación de las dos metodologías referenciadas anteriormente —*ad hoc* y PCA— con la nueva metodología que proponemos en este artículo, emplearemos las cuatro dimensiones de calidad empleadas en el estudio original de Farné (2003): Ingreso (IN), Seguridad Social (SS), Contrato Laboral (CL) y Horario de Trabajo (HT). Si bien, en la literatura se encuentran muchas más variables y dimensiones de calidad (Burchell et al. 2013), nuestra elección se hace por simplicidad y con intención de que los resultados sean comparables con los del índice de calidad del empleo más comúnmente empleado en la literatura empírica referenciada previamente para el país.

Para cada una de estas cuatro dimensiones emplearemos la ponderación horizontal propuesta por Farné (2003), salvo un ajuste en la dimensión

³ La medición de informalidad laboral corresponde a la visión legalista que implica que el trabajador reporta estar contribuyendo a pensiones o ya está pensionado en la GEIH

Horario de Trabajo. Cada una de las variables toma valores 0,50 o 100. La ponderación de cada dimensión se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2. Dimensiones y variables que componen el índice de calidad del empleo

Dimensión	Variable	Puntaje
Ingresos adecuados	Ingreso laboral mensual total	0 pts si los ingresos son menores a 1.5 SMMLV. ⁴
		50 pts si los ingresos se encuentran entre 1.5 y 3 SMMLV.
		100 pts si los ingresos son mayores a 3 SMMLV
Estabilidad y seguridad del trabajo	Contrato laboral	0 pts si no tiene contrato a término indefinido o contrato fijo.
		50 pts si su contrato es a término fijo.
		100 pts si su contrato es a término indefinido.
Seguridad Social	Afilación a pensiones y salud	0 pts si no se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial y si no cotiza a pensión
		50 pts si se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial de salud o si cotiza a pensión, solo una de las contribuciones.
		100 pts si se encuentra afiliado a régimen contributivo o especial y si cotiza a pensión
Horas de trabajo	Horario de trabajo habitual	0 pts si su horario laboral es mayor a 48 horas semanales.
		50 pts si su horario laboral es menor o igual a 24 horas semanales
		100 pts si su horario laboral es mayor a 24 horas semanales pero menor o igual a 48 horas semanales.

Fuente: elaboración propia, basado en Farné (2003).

⁴ Salario Mínimo Mensual Legal Vigente. En el caso del ingreso laboral, seguimos la

C. AD HOC

En este caso emplearemos la ponderación vertical propuesta en el documento original de Farné (2003). Por ello, los ponderadores reflejan la importancia que el investigador le da —basado en su propio juicio— a las dimensiones de calidad. Es decir, es una ponderación de manera arbitraria. Es de resaltar que el autor aplica una ponderación vertical distinta a asalariados e independientes. La misma se presenta en la Tabla 3.

Tabla 3. *Dimensiones y variables que componen el índice de calidad del empleo*

Dimensión	Variable simple	Asalariados	Independientes
Ingresos adecuados	Ingreso laboral mensual total	40 %	50 %
Estabilidad y seguridad del trabajo	Contrato laboral	25 %	
Seguridad Social	Afiliación a pensiones y salud	25 %	35 %
Horas de trabajo	Horario de trabajo habitual	10 %	15 %

Fuente: Farné (2003).

D. Análisis de componentes principales (PCA)

Desde la propuesta original de Tintner (1952), el método de componentes principales ha sido utilizado frecuentemente en la literatura de índices sintéticos debido a que permite que los datos mismos determinen la ponderación de las variables que componen el índice a construir. En este caso, la metodología busca construir a partir de k variables originales otras k variables denominadas componentes principales que no están correlacionadas entre ellas, pero que capturan la variabilidad del conjunto de datos. Más específicamente, el primer componente captura la mayor variabilidad del conjunto de información original, el segundo la mayor variabilidad del conjunto de información original una vez el primer componente ha sido removido y así sucesivamente hasta el componente k . En el caso de nuestro índice de calidad del empleo, primero calculamos los componentes principales

metodología para la construcción de la variable ingreso monetario de la primera actividad que el DANE emplea en la medición de pobreza monetaria y desigualdad del DANE.

para el conjunto de información original: las cuatro variables presentadas en el apartado B de esta sección.

Luego, encontramos la correlación entre el primer componente principal y cada una de las cuatro variables de calidad (i), llamémosla $corr_{1,i}$. Luego re-escalamos los coeficientes de correlación para encontrar unos ponderadores verticales que sumen la unidad:

$$w_i^{PCA} = \frac{corr_{1,i}}{\sum corr_{1,j}} \quad \text{con } i, j = IN, CL, SS, HT. \quad (1)$$

E. Satisfacción en el trabajo (coeficientes beta)

Nuestra metodología busca encontrar unos ponderadores verticales del índice de calidad del empleo por medio de la siguiente función de utilidad del trabajador m , la cual tiene —como es usual en la literatura empírica— un componente determinístico y uno estocástico:

$$U^m = U(X_i^m) + \varepsilon^m \quad \text{con } i = IN, CL, SS, HT, \quad (2)$$

donde U^m es una variable latente que representa el nivel de utilidad que el trabajador m obtiene de su puesto de trabajo. X_i^m es el puntaje en la dimensión de calidad i para el agente m , ε^m es el error, es decir, una variable que agrupa todas las otras características del puesto de trabajo que le dan utilidad al trabajador.

Ahora bien, en la encuesta no observamos directamente el nivel de utilidad —de ahí que la utilidad sea una variable latente en el modelo—, pero observamos si el trabajador está satisfecho con su trabajo. Debido a que la utilidad nos importa en términos ordinales, sin pérdida de generalidad podemos establecer que:

$$P(U^m > \tau | X_i^m) = P(satis^m = 1 | X_i^m). \quad (3)$$

Es decir, si el trabajador afirma que está satisfecho con su trabajo ($satis^m = 1$) establecemos que su utilidad es mayor a un nivel τ y planteamos un modelo de probabilidad condicionada a las dimensiones de calidad.

En nuestro caso, asumiremos que la función de utilidad es lineal y estimaremos el modelo propuesto en la ecuación 3 por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) por lo que nuestro modelo de probabilidad lineal tiene la forma:

$$P(\text{satis}^m = 1 \mid X_i^m) = \theta_0 + \sum_i \theta_i X_i^m + \varepsilon^m, \quad (4)$$

donde θ_0 es una constante, los coeficientes θ_i representan la importancia de cada dimensión de calidad i en la utilidad del trabajador y ε^m en este caso por construcción tiene una media de cero⁵. Nótese que hemos asumido que los coeficientes θ_i no son trabajador-específicos, lo cual implica que las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de los puestos de trabajo son idénticas, lo cual nos permitirá emplear la GEIH para su estimación.

Ahora bien, a pesar de que se cumple que cada $X_i^m \in [0, 100]$ no podemos afirmar que cada punto de una variable X_i^m sea idéntico a un punto de otra variable X_j^m para el trabajador. Por ello se hace una estimación sobre variables estandarizadas también denominada en la literatura como estimación de coeficientes beta. Esta hace que los coeficientes estimados sean comparables entre ellos en términos de escala, lo que permite identificar su importancia dentro de la utilidad del trabajador.

Por último, es posible que cada X_i^m esté correlacionada con variables que aparecen en el error ε^m , es decir con otras características del puesto de trabajo o incluso características del trabajador y que determinan el nivel de utilidad, esto llevaría a que existe un sesgo en la estimación de cada θ_i . Dado que la GEIH nos da una gran batería de variables, las usaremos como controles (X_j^m) en la estimación.⁶ Como consecuencia la ecuación a estimar será de la forma:

$$Z_{\text{satis}}^m = \sum_i \theta_i^Z Z_i^m + \sum_j \beta_j^Z Z_j^m + \epsilon^m, \quad (5)$$

⁵ Esto se debe a la introducción de una constante en la función de utilidad

⁶ Dummies de mujer, rama de actividad, oficio, escolaridad (primaria, bachillerato, superior), ubicación donde realiza el trabajo (i.e. oficina, vehículo, puerta a puerta etcétera), departamento.

donde θ_i^Z son los coeficientes de interés con $i = IN, CL, SS, HT$, β_j^Z el coeficiente de la variable de control j estandarizada, y cada variable estandarizada Z_k^m se obtiene a partir de la variable original X_k^m con la siguiente expresión.

$$Z_k^m = \frac{X_k^m - \bar{x}_k}{S_{X_k}}, \quad (6)$$

donde, S_{X_k} es la desviación estándar del regresor x_k y \bar{x}_k su media.

F. Construcción de los ponderadores verticales

Los coeficientes θ_i^Z obtenidos por medio de la estimación de la ecuación 5 por MCO nos indican en cuantas desviaciones estándar aumenta la satisfacción ante un aumento en una desviación estándar de la dimensión de calidad i . A pesar de que $\theta_i^Z > \theta_j^Z$ implica que la dimensión i es más importante que la j , tal como buscábamos, ninguno de los ajustes realizados implica que los θ_i^Z sumen la unidad. Por ello, una vez hemos recuperado los coeficientes θ_i^Z debemos re-escalarlos para que sumen la unidad:

$$w_i^\beta = \frac{\theta_i^Z}{\sum \theta_j^Z} \quad \text{con } i, j = IN, CL, SS, HT, \quad (7)$$

donde $\sum \theta_j^Z$ es la suma de los θ_i^Z encontrados al estimar la ecuación 5.

III. Resultados

En esta sección, primero presentamos los resultados de la estimación de los ponderadores de las tres metodologías presentadas. Luego, mostramos algunas tablas y gráficos de la evolución y promedio del puntaje de calidad del empleo al igual que sus dimensiones, con ello se buscan dar una perspectiva de la interrelación entre las variables propuestas y el índice para Colombia en el periodo 2009 a 2019.

A. [Resultado de la estimación de los ponderadores

A.1. Resultado análisis de componentes principales

Las tablas 4a y 4b presentan los resultados de la estimación de los componentes principales para las cuatro variables que capturan las dimensiones de calidad propuestas por Farné (2003), al igual que la matriz de correlaciones del primer componente principal con cada variable original.

Tabla 4. Resultados estimación de componentes principales

Componente Principal	Eigenvalue	Varianza explicada	Varianza Acumulada
1	2,18508	0,5463	0,5463
2	0,944491	0,2361	0,7824
3	0,651679	0,1629	0,9453
4	0,218747	0,0547	1

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Tabla 5. Coeficientes de correlación entre variables y primer componente principal

	PCP	IN	CL	SS	HT
Primer Componente Principal (PCP)	1				
Puntaje Ingreso (IN)	0,6806	1			
Puntaje Contrato Laboral (CL)	0,8930	0,421	1		
Puntaje Seguridad Social (SS)	0,8979	0,4470	0,7803	1	
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	0,3438	0,0852	0,2070	0,1833	1

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

La Tabla 4a presenta qué tanta de la varianza total es explicada por cada uno de los componentes principales encontrados. La varianza total se obtiene de re-escalar el *eigenvalue*⁷ de cada componente principal para que la suma de la unidad. Encontramos que el primer componente principal, es decir el

⁷ El eigenvalue o valor propio en este contexto indica la cantidad total de varianza que explica ese factor para las variables consideradas.

que usaremos para construir nuestro índice, captura un 54,6 % de la varianza total de las cuatro variables y los 3,7 millones de observaciones. El siguiente componente principal captura un 23,6 % y el tercer y cuarto componente capturan el 16,3 % y el 5,5 % de la varianza total respectivamente. La Tabla 4b presenta los coeficientes de correlación entre cada una de las cuatro variables originales y el primer componente principal. Vemos que las dimensiones de Seguridad Social y Contrato Laboral son aquellas que guardan una mayor correlación con el primer componente principal, coeficientes cercanos a 0,9, mientras que el horario laboral guarda la menor correlación con el primer componente principal, coeficiente cercano a 0,34. Re-escalando estos coeficientes obtenemos los pesos para cada una de las variables dentro del ICE. Los resultados de los ponderadores encontrados por PCA se presentan en la Tabla 6 más adelante.

B. Resultados coeficientes beta

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación de dos modelos de MCO. El primero corresponde a una regresión de la variable de satisfacción con el empleo como función de las cuatro variables propuestas por Farné (2003), es decir es un modelo de probabilidad lineal en el sentido estricto. El segundo modelo es la estimación por MCO del modelo anterior, pero para las variables estandarizadas, es decir la estimación de coeficientes beta presentada en la ecuación 5 y que usaremos para crear nuestro índice sintético.

Podemos ver que ambos modelos, que incluyen las cuatro variables de interés y los controles⁸ logran explicar un 6,6 % de la variación total en la satisfacción con el empleo, lo cual indica que el restante 93,3 % es explicado por variables no observadas. Ninguna de las cuatro variables de calidad tiene un efecto marginal superior a 1 p.p. de probabilidad. Sin embargo, debemos tener en cuenta que mientras la variable dependiente toma valores de 0 o 1, las cuatro variables independientes principales toman valores de 0 a 100. Podemos interpretar el coeficiente asociado al puntaje de seguridad social, el cual resulta ser el más alto, así: pasar de un empleo en el que no se contribuye

⁸ Nótese que, debido a que la variable oficio tiene algunos faltantes, el número de observaciones empleadas en la estimación se reduce con respecto a lo presentado en la Tabla 1.

Tabla 6. Resultados de los modelos estimados para la satisfacción laboral

Variable	Modelo 1	Modelo 2
Puntaje Ingreso (IN)	0,000844*** (7,48e-06)	0,0725*** (0,000479)
Puntaje Contrato Laboral (CL)	0,000449*** (8,08e-06)	0,0516*** (0,000828)
Puntaje Seguridad Social (SS)	0,000941*** (6,67e-06)	0,123*** (0,000808)
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	0,000118*** (4,29e-06)	0,0148*** (0,000544)
Constante	0,783 (57,36)	-1,68e-05 (0,000502)
Observaciones	3702,734	3702,734
R-cuadrado	0,066	0,066

Nota: errores estándar entre paréntesis *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Ambos modelos incluyen los controles mencionados en la sección II, literal D.

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

a pensión ni a salud (puntaje en SS = 0) a uno en el que se contribuye a ambos regímenes (puntaje en SS = 100) incrementa la probabilidad de estar satisfecho con el empleo en 9,4 p.p.

En relación con la estimación de los coeficientes beta, encontramos que un incremento en una desviación estándar en el puntaje de seguridad social implica un incremento de 12,3 desviaciones estándar en la satisfacción con el empleo. Para ambos modelos las variables son estadísticamente significativas al 1%, esto debido al gran tamaño de la muestra empleada. Como es de esperar, en el modelo de coeficientes betas, el coeficiente asociado a la constante es cero, debido a que todas las variables se estandarizan para tener media cero. Al re-escalar los cuatro coeficientes del Modelo 2 en la Tabla 5 para que sumen la unidad obtenemos los ponderadores de las variables en el ICE los cuales se presentan en la Tabla 6 a continuación.

Tabla 7. Ponderadores de diferentes metodologías

	AD HOC			
	Asalariado	Independiente	PCA	Betas
Puntaje Ingreso (IN)	40	50	24,2	27,6
Puntaje Contrato Laboral (CL)	25	0	31,7	19,7
Puntaje Seguridad Social (SS)	25	35	31,9	47,0
Puntaje Horario de Trabajo (HT)	10	15	12,2	5,7
Total	100	100	100	100

Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

C. Resultados generales ICE

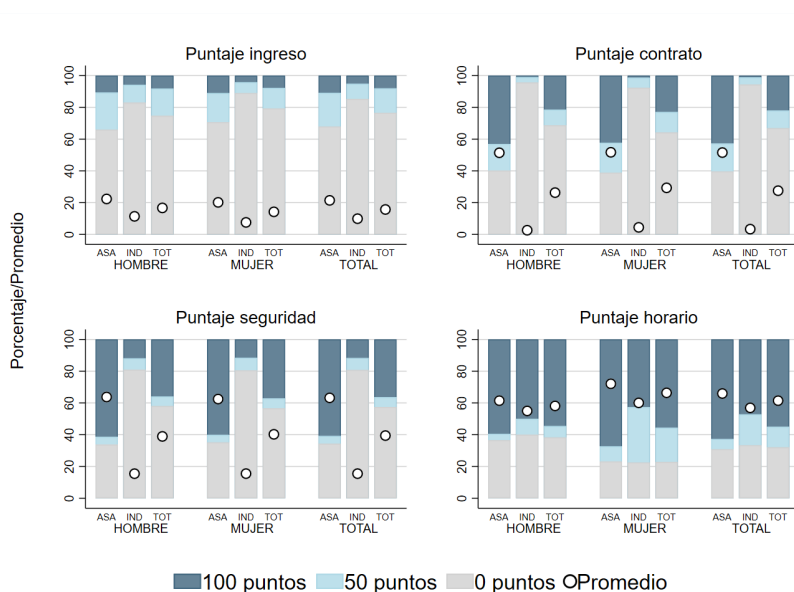
En la Tabla 6 se evidencia que, para las metodologías PCA y betas, el mayor puntaje lo obtiene la seguridad social, mientras, para la metodología *ad hoc* la mayor ponderación se les otorga a los ingresos tanto para asalariados como para independientes. Por otro lado, para las tres metodologías —*ad hoc*, PCA como Betas — las menores ponderaciones se otorgan a horario laboral, Es decir, las ponderaciones del PCA y Betas concuerdan parcialmente al momento de darle importancia a cada una de las variables que componen el ICE para el trabajador. No obstante, existen diferencias importantes en términos del nivel de la ponderación. Por ejemplo, mientras en la metodología de coeficientes beta la importancia de la seguridad social es del 47 % en el caso de PCA es solo 32 %, siendo de 35 % y 25 % para independientes y asalariados respectivamente en la metodología *ad hoc*. Caso contrario sucede con el puntaje horario de trabajo, donde la metodología de coeficientes beta da una importancia de 5,7 % mientras que para las demás metodologías la importancia es superior al 10 %.

D. Análisis detallado del ICE y sus variables constitutivas

La distribución del puntaje en cada dimensión se refleja en la Figura 1, donde las dos dimensiones que presentan en promedio un puntaje superior a 40 puntos (p.p.) son seguridad social y horario de trabajo, mientras que en ingreso se evidencia un promedio con un puntaje por debajo de 40p.p.

independientemente del grupo analizado. Enfatizando en la dimensión de ingreso encontramos que el 65,9 % de los hombres asalariados se encuentra en 0 p.p., el 23,3 % en 50 p.p. y el 10,6 % en 100p.p. Para los independientes, estos valores son 83 %,11,2 % y 5,76 % respectivamente. Para el caso de las mujeres asalariadas el 70,6 % tiene un puntaje de 0, el 18,3 % tiene 50 p.p. y el 11 % tiene 100 p.p., los resultados de ingresos en el caso de mujeres independientes son aún peores, lo cual nos lleva a afirmar que a) las mujeres tienen ingresos ligeramente más precarios que los hombres, b) la situación es aún peor para las mujeres independientes, c) en general los ingresos laborales en el país son bajos en relación al SMMLV.

Figura 1. Distribución de puntajes de dimensiones y promedio



Fuente: elaboración propia, a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

En el lado opuesto, encontramos la dimensión jornada laboral, con puntajes promedios más altos y estables entre grupos. En la que los puntajes fluctúan alrededor de 60 p.p. en promedio, y en donde el puntaje máximo (100 p.p.) es observado para al menos un 40 % de las personas independientemente

del grupo estudiado. Por su lado, un 40 % de los hombres que trabajan como independientes tiene una jornada excesivamente larga, mayor a 48 horas semanales. Como es de esperarse, el puntaje promedio de seguridad social varía ampliamente entre asalariados e independientes, en el caso de los primeros el puntaje siempre está por encima de 60 p.p., mientras que para los segundos siempre está por debajo de 20 p.p., esto debido a que más de un 80 % de los independientes no cotiza a ninguno de los regímenes: pensiones o salud. Por último, en relación con el contrato laboral, vemos que el puntaje promedio es siempre cero para los independientes (por construcción)⁹, mientras que está por encima de 50 p.p. para los asalariados, donde cerca del 40 % de los trabajadores asalariados no cuenta con contrato escrito.

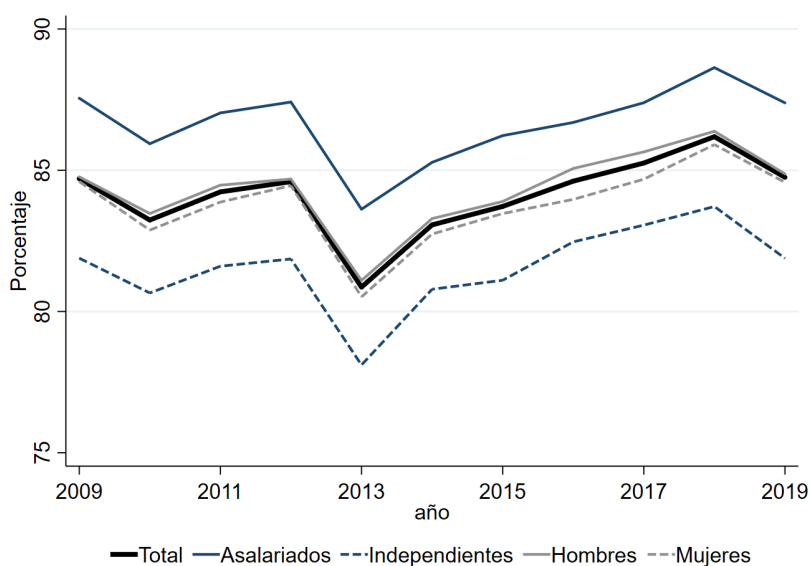
En la Figura 2 observamos la evolución del porcentaje de trabajadores satisfechos en el empleo para distintos grupos de ocupados desde el año 2009 hasta el 2019. En general el nivel de satisfacción es relativamente estable en el tiempo, fluctuando entre un 75 % y 90 % de trabajadores satisfechos. En el año 2013 se presentó la mayor disrupción en el tiempo de la medición potencialmente debido a un cambio de metodología en la recolección de la información para la pregunta de satisfacción¹⁰. En el caso del total de asalariados, la satisfacción es mayor que para los demás grupos y oscila entre el 82 % al 88 % donde el mayor porcentaje de satisfacción se presenta en el año 2018 con un 88,6 %. En el caso de los trabajadores que son independientes se evidencia un comportamiento similar en el tiempo, pero con un menor grado de satisfacción, donde su mayor pico se da en el mismo año con un 83,7 % de los trabajadores satisfechos. Por último, no se encuentran diferencias sustanciales en la satisfacción según sexo, el comportamiento para hombres y

⁹ En relación con este último punto, es importante destacar que, por ejemplo, la mayoría de los trabajadores independientes (40 %) indican en la GEIH 2019 que desearían trabajar como asalariados, y solo un 28,5 % prefiere la independencia. Esto muestra que, para muchos, pero no todos, la dimensión de estabilidad es valorada, por lo que resulta válido incluir el contrato en las dos versiones del ICE por PCA y coeficientes beta.

¹⁰ En 2013 se pasó de las opciones: muy insatisfecho, insatisfecho, satisfecho y muy satisfecho a las categorías satisfecho e insatisfecho. En el caso de la información previa a 2013 se reclasificaron las categorías muy insatisfecho e insatisfecho como insatisfecho, mientras que se reclasificaron las categorías satisfecho y muy satisfecho a satisfecho para el propósito de este estudio.

mujeres sigue el mismo patrón de los demás grupos a través del tiempo, pero oscila entre 82 % y 87 %.

Figura 2. *Evolución de la satisfacción*

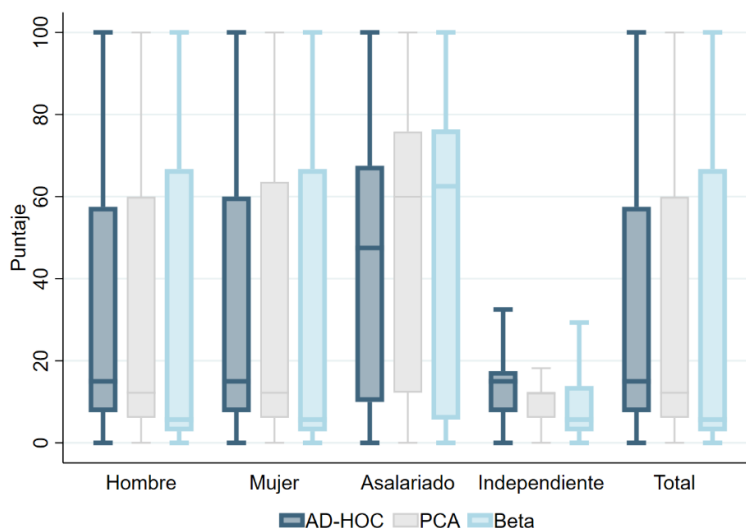


Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

La Figura 3 muestra la distribución del índice de calidad del empleo en las tres metodologías estudiadas —*ad hoc*, *PCA* y *Beta*— en un diagrama de caja y bigotes. Esta evidencia que, de las tres, la metodología *Beta* refleja menores medianas de puntajes tanto para hombres, mujeres, e independientes, así como el total de los ocupados. Solamente para asalariados la ponderación es tal que la mediana del ICE es más alta. En el caso de la metodología propuesta en este artículo, el 50% de los trabajadores cuenta con 5 p.p. o menos de calidad, mientras que en las metodologías *ad hoc* y *PCA* las medianas son de 14 p.p. y 11 p.p., respectivamente. Por otro lado, encontramos que la metodología de coeficientes *Beta* tiende a generar una mayor dispersión de los ICE: el rango intercuantílico es relativamente más amplio. No encontramos diferencias sustanciales en términos de la distribución de calidad entre

hombres y mujeres: en general los percentiles 25, 50 y 75 están ubicados en los mismos valores para hombres y mujeres dentro de cada metodología.

Figura 3. *Distribución de Índice de Calidad del Empleo (ICE)*



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

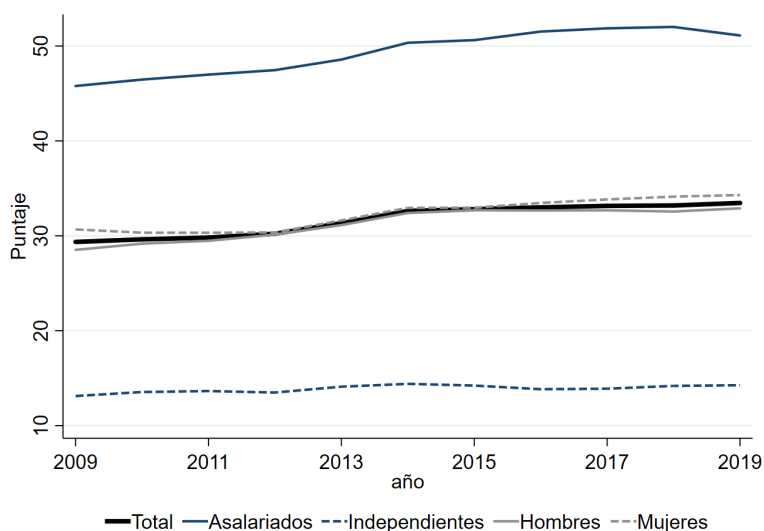
En la misma línea de las anteriores figuras, la mediana del puntaje de los asalariados es más alta que la de independientes y este panorama no varía en las tres metodologías. Mientras la mediana de ICE para asalariados es superior a 50 p.p. independientemente de la metodología, para independientes esa cifra es menor a 20 p.p. La distribución de puntajes del ICE está mucho más sesgada a la derecha para asalariados que para independientes.

La Figura 4 ilustra la evolución en el tiempo del puntaje ICE con la metodología de coeficientes beta y para distintos grupos de ocupados. En primera medida, se evidencia que el comportamiento del puntaje ha sido relativamente estable con algo de crecimiento para asalariados: las personas en este grupo cuentan con un puntaje considerablemente mayor que los independientes y para el total de ocupados. Para el caso del puntaje de ICE para los asalariados, el año 2009 presenta el menor puntaje: 45,7 p.p.; mientras

que en el año 2018 se presenta el mejor puntaje dado que este asciende a 52 p.p., un cambio de 6,3 p.p.

Para los independientes, el puntaje es considerablemente menor: 13 p.p.-14 p.p. Al igual que para asalariados, en el año 2009 se presenta el menor puntaje del índice: 13,1 p.p. y el año 2019 se presenta el pico mayor: 14,2 p.p., una diferencia muy pequeña de 1.1 p.p. Al analizar la figura según sexo, el puntaje de ICE es ligeramente superior para las mujeres en relación con los hombres, consolidándose el 2019 como el mejor año para ellas: 34,2 p.p. Finalmente, para el total de la población ocupada se evidencia que el puntaje oscila entre 29 p.p. y 33 p.p.

Figura 4. Evolución del promedio del Índice de Calidad del Empleo (ICE) (Coeficientes beta)



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Ahora bien, la Tabla 7 incorpora el promedio del índice de calidad del empleo según la ubicación donde se labora y la posición ocupacional: asalariado o independiente. Por ejemplo, ocupados que trabajan en casa en promedio su ICE es de 23,5 p.p. si son asalariados, mientras que para

los independientes es de 10,2 p.p. promedio y para el total de la muestra es de 11,8 p.p. Encontramos el mismo patrón anteriormente descrito en otras graficas: los independientes tienen peores puntajes que los asalariados independientemente del lugar de trabajo.

Tabla 8. Promedio de Índice de Calidad del Empleo (ICE) según lugar donde trabaja y posición ocupacional (Coeficientes beta)

	En su vivienda	Otras viviendas	En Kiosco-Caseta	En un vehículo	De puerta a puerta
Asalariado	23,595	14,456	15,210	54,877	59,743
Independiente	10,260	9,087	6,405	15,209	16,578
Total	11,853	11,280	8,715	29,670	30,545
	En la calle	Local, oficina o fabrica	En el campo	Construcción	Mina o cantera
Asalariado	51,261	59,386	20,942	43,308	56,950
Independiente	6,614	27,243	6,600	15,005	10,503
Total	14,369	50,926	11,764	33,185	44,437

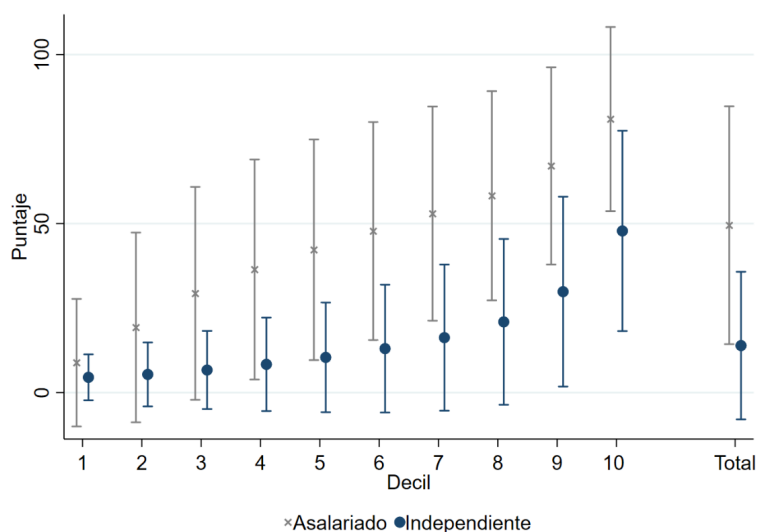
Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Cuando el trabajo se realiza en el campo, en otras viviendas o en casetas o kioscos el puntaje promedio del ICE resulta ser el más bajo de los analizados con valores del ICE de entre 8,7 y 11,8 p.p. Por el contrario, si el trabajo se realiza en una mina o cantera o en una oficina o fabrica los puntajes oscilan entre 44,4 p.p. y 51,9 p.p. Encontramos que las diferencias en ICE entre asalariados e independientes más grandes se encuentran para aquellos que trabajan en la calle, de puerta en puerta o en minas y canteras, con diferencias superiores a 40 p.p. entre estos dos grupos.

Un aspecto importante para analizar es si las personas que viven en hogares de mayores ingresos tienen a la vez un mayor acceso a empleos de calidad. Si bien, hay un efecto mecánico: un mayor ingreso laboral incrementa el ICE al igual que la ubicación en la distribución del ingreso del hogar, dado que el ICE considera otras dimensiones de calidad distintas al ingreso, y la distribución del ingreso depende del ingreso promedio dentro del hogar, no necesariamente la relación es directa.

La Figura 5, que emplea la metodología de coeficientes beta, evidencia que el gradiente entre el ICE y el ingreso promedio del hogar es positivo: en promedio, un mayor puntaje en el índice lo reciben aquellos hogares con los mayores ingresos del país, es decir en el decil 10. Por otro lado, el gradiente del ICE es mayor para asalariados que para independientes, lo que quiere decir que la calidad de los empleos crece más rápido con el ingreso del hogar si la persona es asalariada que si es independiente, siendo la brecha entre un grupo y otro de más de 25 p.p. para el total de la población. Por último, encontramos que los niveles de ICE están menos dispersos para los trabajadores que viven en hogares de menos nivel de ingreso y menos ICE que para aquellos que están en la parte superior de la distribución de ingresos y que tienen ICE más alto. Esto puede deberse a que los trabajos que obtienen los hogares en la parte de abajo de la distribución de ingresos tienen atributos más similares que los que encuentran los trabajadores en la parte alta de la distribución.

Figura 5. *Distribución de ICE por ingreso per cápita del hogar asalariados e independientes*



Nota: el intervalo de confianza representa una desviación estándar en el ICE para el respectivo decil y posición ocupacional. Se emplea la metodología de coeficientes beta.

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

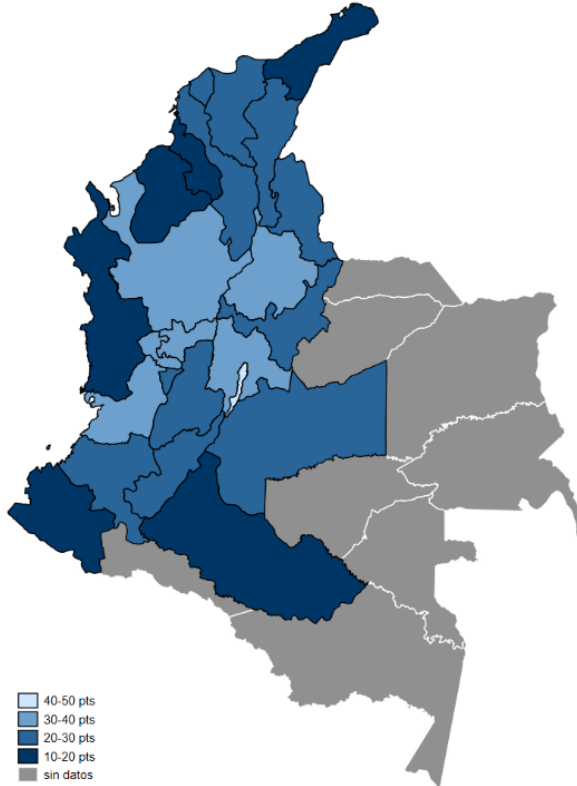
Por último, la Figura 6 presenta un mapa la distribución del ICE según departamentos del país, clasificándolo de forma ascendente de 10 p.p. a 50 p.p. en intervalos de 10 p.p., donde el único departamento o ciudad que logra obtener el máximo puntaje es Bogotá, con un puntaje entre 40 p.p. - 50 p.p. En el rango de 30 p.p. a 40 p.p. encontramos departamentos como Antioquia, Caldas, Cundinamarca y Santander. En el siguiente rango, que comprende un puntaje de 20 p.p. a 30 p.p., se conforma una gran mayoría de departamentos como lo son Atlántico, Bolívar, Boyacá, Cauca, Cesar, Huila, Magdalena, Meta, Norte de Santander, Quindío y Tolima. Por último, el grupo que comprende los niveles de ICE más bajos —10 p.p. - 20 p.p.— acoge a los departamentos de Caquetá, Chocó, La Guajira, Nariño y Sucre. Estos territorios del país donde el puntaje en el índice es bajo son también aquellos en los que las condiciones sociales, económicas, políticas y geográficas limitan que sus poblaciones logren un trabajo de calidad. Es decir, son departamentos que en otros análisis de niveles de desarrollo tienen puntajes bajos.

Conclusiones

En este artículo buscamos mostrar si las ponderaciones que los economistas laborales otorgan a las dimensiones de calidad del empleo en los índices sintéticos propuestos en la literatura están en línea con lo que los mismos trabajadores valoran. Esta comparación puede ser importante desde un punto de vista de política pública: si los esfuerzos se encaminan hacia mejorar dimensiones de calidad que son poco valoradas por los trabajadores, el bienestar de estos últimos no mejorará tanto como si las dimensiones sí representan una alta valoración.

Para identificar las preferencias de los trabajadores sobre los atributos de sus puestos de trabajo, empleamos una estimación de coeficientes betas en la que la variable dependiente es la satisfacción laboral y las variables independientes son los puntajes a las dimensiones de calidad y algunos controles. Con los coeficientes estimados para las dimensiones de calidad creamos unos ponderadores que reflejan la importancia que los trabajadores dan a esas dimensiones, asumiendo que las preferencias de los trabajadores no varían a través del tiempo ni a través de los trabajadores.

Figura 6. *Distribución de ICE por departamento*



Nota: se emplea la metodología de coeficientes beta. El departamento de San Andrés no presenta datos y no se muestra en la figura.

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2009; 2019).

Encontramos que los ponderadores de los índices de calidad del empleo que los investigadores típicamente emplean en sus índices sintéticos difieren de los que resultan de las preferencias de los trabajadores, no solo en magnitud sino en el ranking de importancia de cada dimensión. Empleando la metodología propuesta, las variables con mayor ponderación por parte del trabajador son en su orden: seguridad social, ingreso, contrato laboral y, por último, horario laboral. Mientras, en la literatura que emplea metodologías *ad*

hoc se da un mayor peso a los ingresos laborales, y la misma importancia al contrato laboral y la seguridad social (para asalariados). Las tres metodologías concuerdan en que la jornada laboral es la dimensión menos relevante. Sin embargo, la metodología de coeficientes beta da una importancia de 5,7 %, mientras que para las demás metodologías la importancia es superior al 10 %.

En general, si bien la calidad del empleo en el país ha mejorado marginalmente, es considerablemente baja: el 50 % de los trabajadores de más bajos índices de calidad no alcanzan 20 p.p. en el índice. Existen diferencias abismales en la calidad del empleo entre asalariados e independientes (diferencias superiores a 40 p.p.), mientras que no encontramos una brecha de género en términos de calidad: las mujeres tienen puntajes del ICE similares a los hombres y su evolución ha sido similar en el periodo estudiado.

Nuestros resultados indican que la política pública debería centrarse en lograr un mayor nivel de afiliación a seguridad social por parte de los trabajadores independientes del país. Por un lado, este grupo de trabajadores tiene los niveles de ICE más bajos, en especial por no contar con un contrato laboral. Por otro lado, si sus preferencias sobre los puestos de trabajo son similares a las del promedio de los trabajadores, una mejora en la tasa de cobertura de afiliación a salud y pensiones puede resultar en una mejora importante en su bienestar.

Agradecimientos

Agradecemos a los pares revisores del documento por sus valiosos comentarios. Cualquier error, opinión o comentario es responsabilidad de los autores y no compromete a las entidades donde ellos trabajan.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Alba, J. (2016). *Determinantes de la calidad del empleo en Colombia periodo: 2008-2014* [tesis de pregrado, Universidad de la Salle]. <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia/156/>
- Alkire, S. (2007). The Missing Dimensions of Poverty Data: Introduction to the Special Issue. *Oxford Development Studies*, 35(4), 347-359. <https://doi.org/10.1080/13600810701701863>
- Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- Astorquiza Bustos, B. A., Aguirre Bernal, E., & Bravo Bolaño, K. (2023). Índice de precariedad laboral en Colombia: una construcción teórica y analítica partir de microdatos. *Revista mexicana de economía y finanzas*, 18(1). <http://doi.org/10.21919/remef.v18i1.822>
- Burchell, B., Sehnbruch, K., Piasna, A., & Agloni, N. (2014). The Quality of Employment and Decent Work: Definitions, Methodologies, and Ongoing Debates. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 459-477. <http://doi.org/10.1093/cje/bet067>
- Castañeda, D. (2019). *Análisis de la calidad del empleo en Bogotá para el periodo 2008-2017* [tesis de grado, Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca]. <http://repositorio.unicolmayor.edu.co/handle/unicolmayor/127>
- Castillo, M. (2018). *Medición de la calidad de empleo en el Perú, enfoque Arequipa - 2017* [tesis de doctorado, Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa]. <https://repositorio.unsa.edu.pe/handle/UNSA/7382>
- Chiang, M., & Krausse, K. (2009). Estudio empírico calidad de vida laboral, cuatro indicadores: satisfacción laboral, condiciones y medioambiente de trabajo, organización e indicador global, sectores privado y público, desarrollo, aplicación y validación del instrumento. *Horizontes Empresariales*, 8(1). <http://doi.org/10.22320/hem.v8i1.2039>

- Comisión Económica para América Latina (CEPAL). (s.f.). Cepalstat. Ocupados urbanos en sectores de baja productividad (sector informal) del mercado del trabajo, según sexo. Estadísticas e indicadores. Consultado el 10 de 09 de 2022. <http://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html?theme=1&lang=es>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2009). Gran Encuesta Integrada de Hogares 2009. https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/207/get_microdata
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2019). Gran Encuesta Integrada de Hogares 2019. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/599/study-description>
- Farné, S. (2003). *Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia*. Oficina Internacional del Trabajo.
- Farné, S. (2012). *La calidad del empleo en América Latina a principios del siglo XXI*. Universidad Externado de Colombia.
- Farné, S., Rodríguez, D., & Carvajal, Y. (2013). *La calidad del empleo en 23 ciudades colombiana*. [boletín del Observatorio de Mercado de Trabajo y la Seguridad Social No. 14]. Universidad Externado de Colombia. <http://ideas.repec.org/p/col/000194/015977.html>
- Farne, S., Rodríguez, D., & Carvajal, C. Y. (2016). *El trabajo decente en Colombia: 2010-2014* [boletín del observatorio No.15]. Universidad Externado de Colombia. <http://www.uexternado.edu.co/boletines-del-observatorio/>
- Farné, S., Vergara, C. (2007). Calidad del empleo: ¿Qué tan satisfechos están los colombianos con su trabajo? Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social, Universidad Externado de Colombia.
- Farné, S., & Vergara, C. (2015). Crecimiento económico, flexibilización laboral y calidad del empleo en Colombia de 2002 a 2011. *Revista Internacional del Trabajo*, 134(2), 275-293. <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5190130>

- Freeman, R. B. (1977). *Job Satisfaction as an Economic Variable* [working paper No. 0225]. National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w0225>
- Frasser, C., & Lasso, F. (2015). *Calidad del empleo y bienestar: un análisis con escalas de equivalencia*. Elsevier.
- Granados, J., & Vences, J. (2011). Construyendo un indicador para medir la calidad del empleo en el tiempo en las ciudades de México [documento de trabajo, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo]. <http://www.uaeh.edu.mx/investigacion/productos/5445/>
- Orellana, M., Rivera, C., Beltrán, P., & Ontaneda, D. (2020). Midiendo la calidad del empleo: una aplicación para Ecuador en el periodo de 2007 a 2017. *Revista de Economía del Caribe*, (25), 8-33. <http://doi.org/10.14482/ecoca.25.331>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (1999). Trabajo decente. <http://www.ilo.org/public/spanish/standards/relm/ilc/ilc87/rep-i.htm>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2019). *Perspectivas sociales y del empleo en el mundo: tendencias 2019* [informe]. OIT. <http://www.ilo.org/es/publications/perspectivas-sociales-y-del-empleo-en-el-mundo-tendencias-2019>
- Pineda, J. A., & Acosta, C. E. (2011). Calidad del trabajo: aproximaciones teóricas y estimación de un índice compuesto. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(65), 60-105. https://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-44832011000200003
- Salvia, A., & Vera, J. (2016). Calidad del empleo en Argentina (2004-2011). Una crítica al enfoque de las credenciales educativas. *Revista de Ciencias Sociales*, 29 (38). https://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0797-55382016000100003
- Sehnbruch, K., González, P., Apablaza, M., Méndez, R., & Arriagada, V. (2020). The Quality of Employment (QoE) in Nine Latin American Countries: A Multidimensional Perspective. *World Development*, 127, 104738. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104738>

Stier, H., & Yaish, M. (2014). Occupational Segregation and Gender Inequality in Job Quality: A Multi-Level Approach. *Work, Employment and Society*, 28(2), 225-246. <http://doi.org/10.1177/0950017013510758>

Tintner, G. (1952). *Econometrics*. Science Editions.

Weller, J., & Roethlisberger, C. (2011). *Calidad del empleo en América Latina*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <http://www.cepal.org/es/publicaciones/5341-la-calidad-empleo-america-latina>

Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil

Antonio Rafael Rodríguez Abraham

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Antonio Rafael Rodríguez Abraham

Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil

Resumen: El objetivo de este artículo es estudiar los efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil peruano para el período 2012-2023. Siguiendo la metodología de estudio de eventos, se trabajó con 70 observaciones de la tasa de referencia y 70 observaciones de los retornos del índice S&P/Peru Gen. Con base a la hipótesis del mercado eficiente, se separó la información en sus componentes esperado e inesperado. Siguiendo a Kuttner (2001) se estimó un proxy para el componente inesperado a partir de las tasas de interés interbancarias. Se concluye que un incremento de 1 % en la tasa de interés genera un incremento de 0,277 % en los retornos del mercado y viceversa, existiendo una relación positiva estadísticamente significativa. Los resultados sugieren que la BVL es un mercado eficiente y que el mercado bursátil no siempre responde a la política monetaria según lo establecido por la teoría.

Palabras clave: política monetaria, metas de inflación, estudio de eventos, hipótesis del mercado eficiente, retornos del mercado bursátil.

Clasificación JEL: E52, E58, G1, G14.

Effects of Inflation-Targeting Monetary Policy on Stock Market Returns

Abstract: The aim of this paper is to study the effects of monetary policy with inflation targets on Peruvian stock market returns for the period 2012-2023. Following the event study methodology, we worked with 70 observations of the reference rate and 70 observations of the S&P/Peru Gen index returns. Based on the efficient market hypothesis, the information was separated into its expected and unexpected components. Following Kuttner (2001), a proxy for the unexpected component was estimated from interbank interest rates. It is concluded that a 1 % increase in the interest rate generates a 0.277 % increase in market returns and vice versa, with a statistically significant positive relationship. The results suggest that the LSE is an efficient market and that the stock market does not always respond to monetary policy as established by theory.

Keywords: monetary policy, inflation targeting, event study, efficient market hypothesis, stock market returns.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354263>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Effets de la politique monétaire axée sur la poursuite d'une cible d'inflation sur les rendements des marchés boursiers

Résumé: L'objectif de cet article est d'étudier les effets de la politique monétaire de ciblage de l'inflation sur les rendements du marché boursier péruvien pour la période 2012-2023. En suivant la méthodologie de l'étude d'événement, nous avons travaillé avec 70 observations du taux de référence et 70 observations des rendements de l'indice S&P/Peru Gen. Sur la base de l'hypothèse de marché efficient, l'information a été séparée en composantes attendues et inattendues. Suivant Kuttner (2001), une approximation de la composante inattendue a été estimée à partir des taux d'intérêt interbancaires. Il est conclu qu'une augmentation de 1 % du taux d'intérêt génère une augmentation de 0,277 % des rendements du marché et vice versa, avec une relation positive statistiquement significative. Les résultats suggèrent que le LSE est un marché efficient et que le marché boursier ne réagit pas toujours à la politique monétaire comme le prévoit la théorie.


Mots clés: *politique monétaire, ciblage de l'inflation, étude d'événements, hypothèse de marché efficient, rendements boursiers.*

Cómo citar / How to cite this item:

Rodríguez-Abraham, A. R. (2024). Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil. *Lecturas de Economía*, 102, 203-235.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354263>

Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil

Antonio Rafael Rodríguez Abraham ^a

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Modelo econométrico. –III. Discusión de resultados. –Conclusiones. –Declaración de ética. –Referencias.

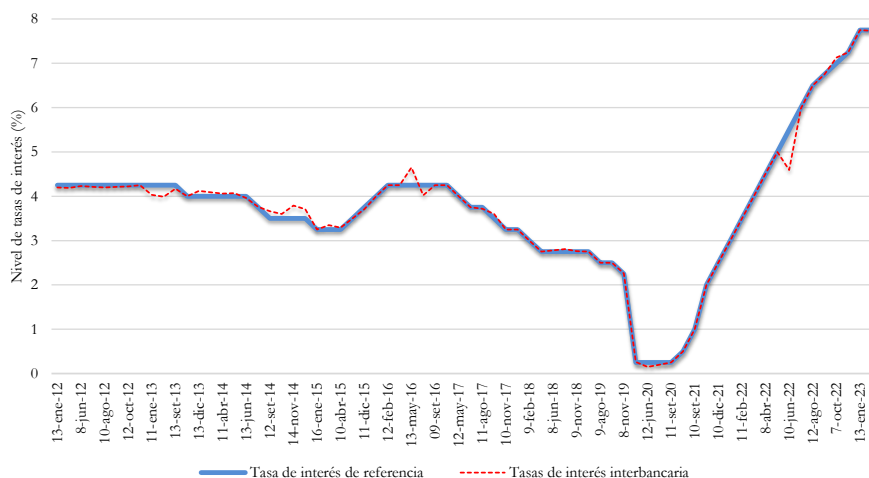
Primera versión recibida el 10 de julio de 2023; versión final aceptada el 18 de agosto de 2024

Introducción

Los Bancos Centrales son los entes responsables de diseñar la política monetaria de un país, a través de la cual buscan garantizar la estabilidad de precios, impulsar el crecimiento de la economía y mantener la estabilidad financiera. Para lograrlo, recurren normalmente a tres instrumentos de control monetario: la tasa de descuento, las reservas obligatorias y las operaciones de mercado abierto (Mankiw, 2018). Una de estas entidades es el Banco Central de Reserva del Perú —en adelante el BCRP— que, al igual que los bancos centrales de Colombia y Chile, ha optado en las últimas décadas por un esquema de metas explícitas de inflación a fin de cumplir con los objetivos antes señalados (Vega & Lahura, 2020). Para ello, el BCRP toma decisiones, en forma periódica, sobre la tasa de interés de referencia, que es el tipo de interés que guía a los demás bancos para que se concedan préstamos entre sí. Cuando un banco comercial no tiene reservas suficientes para cubrir el encaje mínimo legal establecido por el banco central, el primero recurre a otro banco comercial —que tenga un excedente— y solicita un préstamo para poder cubrir el déficit. Como quiera que el banco prestamista debe cobrar un interés al banco prestatario, el banco central se encarga de establecer una tasa de interés de referencia alrededor de la cual los bancos superavitarios prestarán sus fondos a los bancos deficitarios (ver Figura 1).

^a *Antonio Rafael Rodríguez Abraham*: profesor de la Universidad César Vallejo, Facultad de Ciencias Empresariales, Escuela Profesional de Negocios Internacionales, Trujillo, Perú. Dirección electrónica: arodriguez@ucv.edu.pe. <https://orcid.org/0000-0002-3956-9937>

Figura 1. Tasa de interés de referencia vs. Tasa de interés interbancaria: enero 2012-marzo 2023



Fuente: elaboración propia con datos del BCRP.

Un equivalente a la tasa interés de referencia del BCRP vienen a ser las tasas de los fondos de la Reserva Federal de Estados Unidos —conocidas como las FED Fund Rates—, cuyo anuncio ha despertado gran expectativa en los mercados bursátiles internacionales ya desde la época de Alan Greenspan, quien en los años de 1990 solía anunciar las decisiones del Comité Federal de Mercado Abierto —FOMC por sus siglas en inglés— de subir, bajar o mantener las tasas de interés en los Estados Unidos (Rodríguez, 2013). Como se podrá recordar, cuando Greenspan anunciaba una reducción de las tasas de la FED, la bolsa de valores de Nueva York respondía en forma favorable, lo cual se reflejaba en un incremento de la rentabilidad del mercado. Por el contrario, cuando se anunciaba un alza en las tasas de interés, el mercado perdía rentabilidad, confirmando lo establecido por la teoría que señala una relación inversa entre las tasas de interés y los retornos del mercado de valores (Mayo, 2016). Una reacción parecida observaba Rodríguez (2013) en el mercado accionario estadounidense a fines del 2007, cuando la FED intentaba dar estímulo a la economía de Estados Unidos para evitar el impacto de la

crisis de las hipotecas. Cuando el FOMC anunció una reducción en la tasa de interés en septiembre del 2007 el Dow Jones subió 2,5 %, mientras que el índice Nasdaq se incrementó en 2,7 % (Rodríguez, 2013).

En Perú han ocurrido episodios parecidos. Por ejemplo, en febrero de 2009 el presidente del BCRP, Julio Velarde, anunció una reducción en la tasa de interés de referencia de 6,50 % a 6,25 %; entonces, la rentabilidad del principal índice del mercado accionario (antes IGBVL, ahora S&P/BVL Peru General) subió 1,58 %, mientras que el Índice Selectivo (antes ISBVL, hoy S&P/BVL Peru Select) se incrementó en 2,19 %. Esta decisión se sustentó en “[...] la observación de menores presiones inflacionarias, en un entorno de menor crecimiento de la economía mundial y de caída de los precios internacionales de alimentos y combustibles” (BCRP, 2009, p. 1). Sin lugar a duda, este fue un anuncio positivo para los inversionistas ya que se trataba de una medida de estímulo económico que repercutiría favorablemente en los resultados de las empresas, de allí que las acciones se tornaban más atractivas.

Asimismo, la bolsa peruana respondió a la baja en enero de 2011, cuando se conoció que el BCRP había acordado un aumento de la tasa de referencia de 3,00 % a 3,25 %. Según la nota informativa del BCRP (2011), ese incremento tenía un carácter preventivo porque se había observado un fuerte dinamismo en la demanda interna en un contexto en que se incrementaban las presiones inflacionarias en el exterior, y se quería evitar que las expectativas de inflación en el país fueran modificadas por estos factores de oferta (BCRP, 2011). Al tratarse de una decisión de política monetaria restrictiva, los inversionistas entendieron que esto repercutiría de manera negativa en los resultados de las empresas. Por lo tanto, las acciones se tornaron menos atractivas, lo que se vio reflejado en el comportamiento negativo en los principales índices. Así, el S&P/BVL Peru General cayó en -1,61 % y el S&P/BVL Peru Select perdió -1,93 % (Rodríguez, 2013).

La evidencia empírica presentada hasta el momento tiene concordancia con lo establecido por Mayo (2016), Ross et al. (2019), Bernanke y Kuttner (2005), Rodríguez (2013) y Ehrmann y Fratzscher (2004), entre otros, quienes sostienen que existe una relación indirecta entre las tasas de interés y los retornos del mercado accionario en el corto plazo. Al respecto, Bernanke y

Kuttner (2005) añaden que las decisiones de los bancos centrales siempre han sido de interés general por los efectos que van a generar en los resultados de la economía en lo referente a producción, crecimiento e inflación; y que normalmente son los mercados de capitales los que reciben estos efectos de manera más directa e inmediata.

Pero la reacción del mercado no siempre ha sido la misma. Se han dado casos en que responden de manera contraria a los anuncios sobre la dirección de la política monetaria. Por ejemplo, en diciembre de 2007, en Estados Unidos, la FED redujo las tasas de interés en 0,25 %, pero la bolsa respondió en forma contraria a la esperada. Es decir que el índice DW Industrial en lugar de incrementarse, se redujo en -2,14 % y el Nasdaq Composite, en lugar de subir, se redujo en -2,45 %. Esto ocurrió porque días antes Ben Bernanke había declarado que probablemente reducirían la tasa de interés de referencia, y así ocurrió (en -0,25 puntos porcentuales); sin embargo, los inversores habrían considerado que ese recorte había sido insuficiente ante las fuertes amenazas de recesión económica (Rodríguez, 2013). En aquella ocasión el FOMC explicaba que se estaba experimentando una desaceleración económica, lo cual se reflejaba en una caída del sector inmobiliario, una debilidad en los negocios y en los gastos del consumidor; además de un incremento en las tensiones en los mercados financieros, por lo que se esperaba que esta decisión temprana contribuyera a promover un crecimiento moderado con el tiempo (FOMC, 2007).

Como estos hechos se dieron cuando Estados Unidos estaba muy cerca del colapso que generó la crisis de las hipotecas sub prime, la observación empírica muestra que, bajo estas circunstancias, los agentes económicos suelen estar más atentos a la decisión de los bancos centrales, no tanto para especular sobre las ganancias o pérdidas de la bolsa en tono con la relación inversa tasas de interés – retornos del mercado, sino más bien como señales no prometedoras sobre del futuro de la economía, de modo que no siempre un recorte en la tasa de referencia puede ser tomado como algo positivo sino como una advertencia que las cosas podrían ir peor, de allí que el mercado de valores no respondió según lo generalmente aceptado (Rodríguez, 2013).

En el Perú, también han ocurrido episodios en los que el mercado no responde de manera inversa al alza o baja de las tasas de interés de referencia. Por ejemplo, en junio de 2010 el BCRP aumentó la tasa de referencia de 1,50% a 1,75% y el mercado reaccionó al alza; así el índice S&P/BVL Peru General subió 0,44% y el índice S&P/BVL Peru Select subió 0,57%. Según la explicación del BCRP ese incremento en la tasa de interés tenía un carácter preventivo por el fuerte dinamismo de la demanda interna, lo que implicaba sostener el estímulo económico en circunstancias en las que no existían presiones inflacionarias (BCRP, 2010), lo que habría sido interpretado por el mercado como una buena señal manteniendo el optimismo sobre el futuro de la economía (Rodríguez, 2013) y su confianza en el manejo prudente de la política monetaria del BCRP.

Para explicar estas reacciones del mercado, el debate científico se ha apoyado en la hipótesis del mercado eficiente (HME). Estudios como los de Bernanke y Kuttner (2005), Ehrmann y Fratzscher (2004), Sohn y Eom (2006), Rodríguez (2013) y Ross et al. (2019) consideran que la información que llega al mercado se puede dividir en dos componentes o partes: una parte esperada y otra inesperada, y que la política monetaria genera un impacto en la rentabilidad de la bolsa a partir de la parte inesperada. Es decir, el argumento central de la HME es que el mercado bursátil se ve afectado por el anuncio cuando este es una sorpresa para el mercado, pero como los participantes dedican tiempo y esfuerzo para reunir información que les permita tomar decisiones de inversión, entonces solo generará un impacto aquella parte de la información que es inesperada, mientras que la parte de la información que no es una sorpresa —o parte esperada— no ejerce ninguna influencia estadísticamente significativa en la rentabilidad del mercado (Rodríguez, 2013).

El hecho de recurrir a la HME implica considerar que los inversionistas toman decisiones con base a sus expectativas racionales, que consiste en utilizar toda la información disponible de manera eficiente y racional, lo que permitirá encontrar una explicación más satisfactoria ante la contradicción antes descrita sobre la reacción del mercado ante las medidas de política monetaria. Adicionalmente, se ha encontrado que los cambios inesperados en las tasas de la FED afectan en forma heterogénea la cotización de las

acciones de manera individual. Por ejemplo, el sector industrial que es cíclico y las industrias intensivas en capital reaccionan más fuerte que las industrias no cíclicas, mientras que la variación en el efecto puede cambiar de manera considerable, dependiendo de las circunstancias bajo las cuales se dan los cambios en la tasa de interés de referencia (Ehrmann & Fratzscher, 2004).

Ahora, si bien es cierto que existe una vasta literatura sobre las diversas reacciones que podría tener el mercado frente a las decisiones de política monetaria en varios países, para el caso peruano no abundan investigaciones que estudien estas relaciones, pese al importante papel que tiene el BCRP para mantener la confianza en la economía. Asimismo, la estructura de la BVL es diferente a la de mercados de valores de economías más desarrolladas, en donde predominan las actividades de alto valor agregado, mientras que la BVL tiene una composición principalmente minera. De igual manera, investigaciones como las de Thorbecke (1997), Bernanke y Kuttner (2005), Ehrmann y Fratzscher (2004), Sohn y Eom (2006) y Kuttner (2001), han demostrado mediante el estudio de la relación entre política monetaria y retornos del mercado bursátil, que los mercados en países desarrollados son informativamente eficientes, mientras que en el caso de los países en vías de desarrollo los resultados no son concluyentes.

También, en Perú, desde mediados de 2011 ha ocurrido una serie de acontecimientos que creemos podrían afectar la eficiencia del mercado de valores y hacer variar la respuesta de la BVL ante las decisiones del BCRP. Esta posibilidad halla sustento en lo encontrado por Sosa et al. (2023), quienes sostienen que los largos períodos de incertidumbre política suelen afectar a los mercados bursátiles. Asimismo, la constante inestabilidad de los mercados financieros internacionales — que puede influir en los objetivos de inversión de los participantes del mercado—, la pandemia del COVID-19, los intentos de un cambio en el modelo económico, empezando por modificaciones en la Constitución, y los últimos intentos de golpe de Estado por parte del propio presidente —hoy destituido—, ponen al Perú en una situación muy difícil como mercado atractivo para las inversiones, siendo la labor del BCRP, con su prudente manejo de la política monetaria uno de los aspectos favorables dignos de rescatar.

Por último, teniendo en cuenta que los académicos precisan de nueva información para probar sus teorías, que los inversionistas necesitan profundizar su conocimiento sobre los factores que afectan los retornos de las bolsas de valores; que el mercado bursátil puede ser mejor que la actividad bancaria para promover el crecimiento económico (Méndez et al., 2022) y que las autoridades que diseñan la política monetaria deben prever los probables efectos de sus decisiones, el objetivo principal del presente artículo es determinar el efecto que tiene la política monetaria del BCRP, basada en metas de inflación, en los retornos del mercado bursátil peruano, al tiempo que se comprueba si es informativamente eficiente. Partiendo del estudio previo de Rodríguez (2013), esta investigación toma un horizonte temporal de 12 años (de 2012 a 2023). Es oportuno señalar que en el artículo se asume el supuesto de la neutralidad monetaria, limitándose a examinar los efectos de la política monetaria en los retornos del mercado de valores peruano en el corto plazo, más no en el largo plazo.

I. Revisión de literatura

A. Marco teórico

Según Fernández (2009), el esquema de metas explícitas de inflación consiste en la publicación de las metas oficiales de la tasa de inflación para uno o más períodos con el objetivo de que esta sea estable y baja. Este sistema es una pauta de referencia y no es una regla monetaria estricta en la que el banco central solamente se ocupe de controlar la inflación, sino que también se preocupa por otras variables como la producción, el empleo y el tipo de cambio; variables que, en la práctica, monitorean los bancos centrales de todos los países del mundo (Fernández, 2009). Una prueba de ello es cuando se produjo la pandemia del COVID-19 y el BCRP se ocupó de tomar medidas extraordinarias para dar un estímulo a la economía. En su nota informativa de marzo de 2020, anticipaba que la actividad económica sería afectada por la pandemia, a través de un shock de oferta y contracción de la demanda interna. El riesgo de la actividad económica se había acentuado a nivel nacional y mundial; por lo que la entidad se aprestaba a tomar las medidas necesarias para fortalecer el sistema de pagos y la cadena de créditos, realizando operaciones de inyección de liquidez (BCRP, 2020a).

Ahora, como el foco principal de este tipo de control monetario es mantener una inflación en torno al 2 %, el BCRP modifica la tasa de interés de referencia recurriendo a mecanismos de mercado, por ejemplo, realizando la compra o venta de certificados de depósito, con lo que incrementa o reduce la oferta monetaria e influye en las tasas de interés para acercarlas a la meta (Shapiro & Hanouna, 2019). Con esta tasa de referencia, los bancos comerciales saben alrededor de qué tasa deberían cobrar por los créditos que se otorgan entre sí en el mercado interbancario (Rodríguez, 2013). Si el banco central baja la tasa de interés, permaneciendo constantes el resto de las variables, esto provoca un aumento de la inversión y el consumo y, en consecuencia, un incremento de la demanda agregada. Pero si ocurre lo contrario, es decir si los bancos centrales incrementan la tasa de interés —manteniendo las demás variables constantes— se experimenta una caída en la inversión y el consumo y el resultado será una contracción de la demanda agregada (Krugman & Wells, 2019).

A juicio de Bernanke y Kuttner (2005), normalmente los mercados de capitales son los que reciben el impacto de la política monetaria de manera más directa e inmediata y, según Farsio (2010), existen tres motivos principales que explicarían esta relación inversa entre las tasas de interés y los retornos del mercado bursátil. El primero, que en el mercado financiero existe una competencia entre bonos y acciones; si se incrementan las tasas de interés los bonos son ahora más atractivos que las acciones y parte de los inversionistas venden sus acciones para ir a la compra de bonos haciendo caer el precio de las primeras. Segundo, cuando suben los tipos de interés, los costos financieros de las empresas se incrementan, esto reduce sus ingresos netos y el flujo de efectivo produciendo una baja en la cotización de las acciones; y por último —según el modelo del flujo de caja descontado— cuando suben las tasas de interés también lo hará la tasa de descuento utilizada para determinar el valor intrínseco de las acciones generando una reducción en el valor presente de los flujos de efectivo y, por tanto, una baja en la cotización de las acciones (Farsio, 2010).

Ahora, ya se manifestó que los estudios recurren a la HME para explicar las reacciones del mercado que en ocasiones son diferentes a lo establecido por la teoría. Así, Fama (1991) sostiene que se resume en la idea que los precios

de los valores reflejan totalmente toda la información disponible, siendo una condición previa que la información y los costos de transacción sean siempre 0, o que por lo menos los precios reflejen la información a tal punto que los beneficios marginales no excedan a los costos marginales. Esto implica que en un mercado informativamente eficiente es muy difícil que los inversionistas puedan obtener retornos excesivos en forma consistente (Fama, 1991).

Para Ross et al. (2019), se dice que un mercado es eficiente si los precios reflejan con precisión toda la información disponible. En otros términos, teniendo en consideración la información anticipada o conocida, no hay razón para considerar que el precio vigente es muy bajo o demasiado alto. Adicionalmente, Samuelson y Nordhaus (2019) agregan que la esencia de esta hipótesis sería que los mercados de valores son bastante eficientes para absorber información sobre las acciones individuales y sobre todo el mercado en su conjunto. Cuando arriba información nueva, las noticias se reflejan rápidamente en el precio de las acciones y los programas que intentan predecir las cotizaciones partiendo de información histórica o de información fundamental, no pueden generar mayores retornos de los que podrían obtenerse manteniendo un portafolio cuyos activos se han elegido al azar (Samuelson & Nordhaus, 2019).

En nuestro caso, si encontráramos que la BVL es un mercado eficiente, sus participantes entenderían rápidamente toda nueva información y esta se incorporaría de inmediato en los precios. Por ejemplo, si el BCRP anuncia a las 10:30 horas de un viernes su decisión de bajar la tasa de referencia, según la HME los compradores reaccionarán de inmediato empujando al alza las cotizaciones. Esto significa que los precios del mercado contienen toda la información disponible y que no se pueden obtener utilidades basándose en información anterior o en los patrones de cambio previos de los precios, sino que el mercado reacciona a los hechos inesperados o “sorpresas” (Bernanke & Kuttner, 2005; Fama, 1991; Chauvet & Jiang, 2023; Harasheh & Libdeh, 2011; Ioannidis & Kontonikas, 2008; Rodríguez, 2013; Ross et al., 2019). Asimismo, es posible que los participantes ya hayan anticipado la medida, bien por sus propios medios o porque el mismo Banco Central ha dado señales de la dirección de sus futuras decisiones.

Ahora bien, según Fama (1991) y Ross et al. (2019), existen tres formas de eficiencia del mercado. La forma débil, en la que las cotizaciones ya reflejan los datos históricos y las proyecciones que se hayan realizado con base a estos. La forma semifuerte en la que las cotizaciones reflejan toda la información histórica y además la información pública como las noticias sobre la situación de las empresas y el estado de la economía. Y la forma fuerte en la que los precios de los activos reflejan toda la información histórica, la información pública y toda información privada asociada a los *insiders* de las empresas.

En una revisión literaria, Fama (1991) basándose en los avances de la investigación sobre la HME renombra a estas formas de la siguiente manera: a la forma débil la denomina *prueba de previsibilidad de retornos*, a la forma semifuerte *estudio de eventos* y a la forma fuerte la renombra como *pruebas para información privada*. En el caso de esta investigación, como se trabaja con información pública referente a la política monetaria basada en metas de inflación, evaluamos su efecto sobre los retornos de la BVL basándonos en la metodología de estudio de eventos.

II. Estudios preliminares

Thorbecke (1997) halló una relación estadísticamente significativa entre los cambios de las tasas de la FED y la rentabilidad de las acciones, corroborando lo establecido por la teoría económica en el sentido que un recorte en las tasas de los fondos federales causa incrementos en los precios de las acciones y que los recortes en estas tasas causan incrementos en los retornos del mercado accionario. Asimismo, Bernanke y Kuttner (2005) explican la reacción del mercado ante las decisiones de política monetaria de la FED. Para ellos es difícil estimar la respuesta de los precios en el mercado accionario ante acciones o inacciones de política monetaria, ya que el mercado posiblemente no va a responder a medidas de política monetaria que ya han sido anticipadas. Así, para analizar adecuadamente los efectos de la política monetaria en los precios de las acciones, es necesario establecer la diferencia entre las acciones de política monetaria esperadas o anticipadas —no sorpresas— y las no esperadas o no anticipadas —sorpresas—. Ellos analizan el índice de valor ponderado del Center for Research in Security

Prices (CRSP) de Estados Unidos y reportan una ganancia de 1 % como respuesta a una baja inesperada de 0,25 % en las tasas de la FED. De modo similar, hallaron que una reducción no anticipada en las tasas de la FED en 0,25 % genera una ganancia de 1,3 % en los precios de las acciones que conforman el S&P 500 (Bernanke & Kuttner, 2005).

De su parte, Ehrmann y Fratzscher (2004), utilizaron la metodología de estudio de eventos y se basaron en la HME, para estudiar los efectos del componente inesperado de las decisiones de política monetaria en los retornos del mercado accionario en los días en que se realizó el anuncio. La sorpresa es medida como la diferencia entre el anuncio de las tasas de la FED y la expectativa del mercado. Con esto, pudieron aislar las sorpresas y encontraron que un incremento de las tasas de la FED en 1 % disminuye la rentabilidad del mercado accionario en 5,5 %. Sin embargo, aclaran que este efecto se produce tardíamente y puede cambiar de manera considerable, según las circunstancias en que se produzcan las decisiones de la política monetaria. Asimismo, concluyen que los cambios no anticipados en las tasas de la FED afectan significativa y heterogéneamente los precios de las acciones individuales. Por ejemplo, las acciones de empresas que pertenecen a los sectores industriales —que son cíclicos— y las intensivas en capital reaccionan dos o tres veces más fuerte a los cambios no anticipados en las tasas de la FED que las industrias no cíclicas (Ehrmann & Fratzscher, 2004).

Por otro lado, Ioannidis y Kontonikas (2008), sostienen que los cambios en la política monetaria afectan de manera significativa los retornos del mercado accionario, de aquí que están de acuerdo de que la política monetaria se transmite vía mercado de acciones. Asimismo, sostienen que los resultados que obtuvieron son consistentes aun cuando se utilicen varias medidas alternativas de rendimiento accionario y que los mercados de valores se mueven juntos cada vez más a nivel internacional. En un contexto del modelo del valor presente, los cambios antes mencionados denotan que en el 80 % de los países que fueron objeto de investigación, las épocas de ajuste monetario se asocian a las bajas contemporáneas en los precios en el mercado de valores; es decir, que los incrementos en las tasas de interés se relacionan con precios de las acciones más bajos, vía tasas de descuento más altas y flujos de efectivo futuros más bajos (Ioannidis & Kontonikas, 2008).

En contraste, Hanousek y Kočenda (2009) reportan que los anuncios relacionados a la política monetaria prácticamente no afectan a los rendimientos de las acciones. Su estudio incluyó a tres países de la Unión Europea: República Checa, Hungría y Polonia. Utilizaron datos de alta frecuencia de 5 minutos para medir el impacto que podrían generar cuatro variables: inflación, producción; clima de negocios y confianza del consumidor, y la política monetaria. Tomaron en cuenta la diferencia de cada anuncio en relación con la expectativa de mercado y obtienen un proxy para la parte inesperada y, al analizar la reacción del mercado, no encuentran efecto alguno. Ante esto argumentan que podrían existir tres posibles explicaciones. La primera, debido a las distorsiones existentes por el proceso de unificación europea; la segunda, que se experimentaron algunas dificultades al momento de medir la parte inesperada y la tercera, debido al poco valor que tienen para el mercado los anuncios de la política monetaria (Hanousek & Kočenda, 2009).

III. Modelo econométrico

Ya se ha establecido que las cotizaciones de los activos responden a la parte inesperada de las noticias que arriban al mercado. En este caso, las noticias están relacionadas con el incremento, la reducción o simplemente la no modificación de la tasa de interés de referencia. Como quiera que estos efectos se deben analizar bajo un criterio de expectativas racionales, un modelo simple propuesto por McQueen y Roley (1993) nos da la primera pauta. Según el modelo, las cotizaciones de las acciones igualan el valor presente de los dividendos futuros descontados racionalmente y proyectados por las tasas de interés ajustadas al riesgo, pudiendo ser representadas de la siguiente manera:

$$C_n = E \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{Div_{n+\tau}}{1 + r_{n+\tau}} \middle| \Omega_n \right], \quad (1)$$

donde:

C_n = cotización de la acción en el tiempo n ,

E = esperanza condicional a la información disponible en el tiempo ($n\Omega_n$),

$Div_{n+\tau}$ = dividendo pagado en el tiempo $n + \tau$, y

$r_{n+\tau}$ = tasa de descuento para los flujos de caja que ocurren en el tiempo $n + \tau$.

Según la ecuación 1, los anuncios afectan diariamente las cotizaciones si la nueva información afecta las expectativas de dividendos futuros o las tasas de descuento o ambos (McQueen & Roley, 1993). La nueva información está referida a la decisión de la política monetaria sobre la tasa de referencia y está representada por la diferencia entre el valor anunciado en el día $n + 1$ y el valor esperado en el día n (McQueen & Roley, 1993). En consecuencia, el componente no anticipado de un anuncio en el día $n + 1$ no tiene correlación con la información disponible en el día n (McQueen & Roley, 1993). El conjunto de información Ω_n incluye anuncios pasados de otras variables económicas, por lo que los anuncios sorpresa no están correlacionados bajo expectativas racionales si se realizan en días diferentes (McQueen & Roley, 1993). La combinación de cambios diarios en el precio de las acciones con anuncios sorpresa en diferentes días nos permite aislar los efectos de las variables económicas individuales.

Así, cuando el BCRP anuncia si cambia o mantiene la tasa de referencia, la parte esperada estará representada por Ω_n , que es la información disponible en el día n , mientras que la parte no anticipada está representada por la diferencia entre $\Omega_{n+1} - \Omega_n$, que afectará a $r_{n+\tau}$. De esta forma, los movimientos de precios se ven afectados por los movimientos en la nueva información que afecta a las tasas de interés que en este caso es la decisión de política monetaria.

Con base a este criterio, para discernir las partes esperada e inesperada de la información, recurrimos a la técnica de Kuttner (2001) y hallamos un proxy para la información inesperada. Este autor construyó el proxy con base a los precios de los futuros de los fondos federales, ya que las expectativas sobre las acciones de la política monetaria de la FED no son directamente observables y estos son un sustituto natural basado en el mercado para dichas expectativas. En el caso del presente artículo, dado que en Perú no existe mercado de futuros, construimos el proxy para el componente inesperado basándonos en las tasas de interés interbancarias que encierran las expectativas en torno a

las decisiones de política monetaria. Así, esta decisión permite superar lo que podría significar un obstáculo para el estudio, constituyéndose en el principal aporte metodológico de la presente investigación. La idea central es que como los bancos comerciales buscan información anticipada sobre la decisión de la política monetaria, las tasas de interés interbancarias se irán ajustando a las expectativas que estos bancos se forman con base a la información disponible. Si la decisión del BCRP difiere de la que habían anticipado, se produce una sorpresa y la tasa de interés interbancaria corregirá al alza o a la baja según sea el caso.

A continuación, representamos el cálculo del proxy de la parte inesperada de la información:

$$\Delta i^u = (I_d - I_{d-1}) \quad (2)$$

Donde

Δi^u = cambio inesperado (sorpresa) de la tasa de referencia,

I_d = tasa de interés interbancaria el día que se anuncia la decisión

I_{d-1} = tasa de interés interbancaria un día antes del anuncio

El componente esperado del cambio en la tasa de interés se define como el cambio de la tasa de referencia anunciada el día “d” menos la sorpresa:

$$\Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u \quad (3)$$

Donde:

Δi^e = variación esperada de la tasa referencia (no sorpresa)

Δi = variación de la tasa de referencia anunciada por el BCRP

Para estimar el impacto de la política monetaria del BCRP en el mercado de valores, se debe observar la reacción del mercado el día en que se conoce la decisión de la política. Bajo la HME una vez pasada la noticia, los precios ya habrán incorporado lo que era nueva información para los inversionistas. Asimismo, el mercado también podría reaccionar ante la falta de cambio en la tasa de referencia, ya que los participantes del mercado podrían anticipar un cambio que en realidad no se produce, entonces esta es la sorpresa. Ahora,

teniendo en cuenta los componentes o partes, esperada e inesperada, el modelo econométrico sería:

$$R_{S\&P/IG} = \alpha + \beta^e \Delta i^e + \beta^u \Delta i^u + \mu \quad (4)$$

Donde:

$R_{S\&P/IG}$ = retornos del mercado bursátil

α = intercepto,

β^e = coeficiente de la variación esperada de la tasa de referencia

β^u = coeficiente de la variación inesperada de la tasa de referencia

Δi^e = variación esperada de la tasa de referencia

Δi^u = variación inesperada de la tasa de referencia

μ = errores.

El período de estudio se delimitó entre enero de 2012 y marzo de 2023, en el que se registraron 136 decisiones del BCRP de cambiar o mantener la tasa de referencia. Se seleccionaron dos muestras de 70 observaciones para cada variable, es decir: 70 observaciones de los retornos de la BVL representados por la variación porcentual del S&P/BVL Peru Gen y 70 observaciones de la decisión de política monetaria de cambiar o mantener la tasa de referencia, descompuesta en las partes esperada e inesperada. Aplicando la metodología de estudio de eventos, se depuraron las fechas en las que no hubo datos históricos sobre tasa de interés interbancaria, con lo cual era imposible hallar el proxy para la parte inesperada. Aplicando la HME, se consideró que para el mercado es relevante la fecha y hora en que se da a conocer la decisión del BCRP, que no es necesariamente la misma fecha y hora en que se realiza la reunión para tomar la decisión de política monetaria. Por tradición, el Comité de Política Monetaria del BCRP se reúne el segundo jueves de cada mes y al día siguiente se da a conocer al público la decisión. Por tanto, se toman las observaciones del día laborable siguiente al día en que se toma el acuerdo. Asimismo, según la HME son las sorpresas las que explican el impacto de la noticia sobre los retornos del mercado; por ello, se consideraron solo aquellas fechas en las que el anuncio produce una sorpresa y se excluyen las

no sorpresas; es decir, cuando $\Delta i^u = 0$.

Con estas precisiones en el modelo, planteamos las hipótesis:

H_0 : Los cambios inesperados en la tasa de interés de referencia no afectan los retornos de la BVL.

H_a : Los cambios inesperados en la tasa de interés de referencia afectan los retornos de la BVL.

IV. Discusión de resultados

En la Tabla 1 se puede observar que en once eventos el BCRP decidió incrementar la tasa de referencia en 0,5%; se produjeron diez sorpresas positivas y una negativa. En nueve eventos el BCRP realizó un incremento de 0,25%, produciendo nueve sorpresas positivas. En 39 eventos el BCRP decidió dejar sin variación la tasa de referencia, produciendo 18 sorpresas positivas y 21 sorpresas negativas. Asimismo, se registraron once eventos en los que se decidió una reducción de la tasa de referencia en 0,25%, produciendo once sorpresas negativas. Este análisis permite comprobar que, aun cuando el BCRP no realice variaciones en la tasa de referencia esta noticia puede ser una sorpresa para el mercado, aunque en este caso el porcentaje promedio de variación sea el menor de todos tanto para sorpresas positivas (0,045%) como negativas (-0,040%). Por el contrario, los mayores porcentajes promedio de variación ocurren en las sorpresas positivas (0,454%) y negativas (-0,400%) cuando el BCRP decide incrementar la tasa de referencia en 0,5%.

Ahora, los resultados del modelo de regresión por MCO que se muestran en la Tabla 2 indican que los retornos de la BVL tienen una relación positiva estadísticamente significativa con los cambios inesperados (sorpresas) en la tasa de interés de referencia, siendo el coeficiente $\beta^u = 1,199$, con un nivel de confianza de 95%. Esto significa que, en promedio, una reducción no anticipada en la tasa de interés de referencia en 1% produce una baja de 1,199% en los retornos del mercado accionario en el Perú; mientras que un alza no anticipada de 1% de la tasa de interés de referencia produce un alza de 1,199%.

Tabla 1. Sorpresas positivas y negativas ante los anuncios del Banco Central de Reserva del Perú: Enero 2012-Marzo 2023

Decisión sobre la tasa de referencia	Sorpresas positivas		Sorpresas negativas		Total
	No.	Promedio	No.	Promedio	
+ 0,5 %	10	0,454 %	1	-0,400 %	11
+ 0,25 %	9	0,260 %	0	0,000 %	9
0	18	0,045 %	21	-0,040 %	39
- 0,25 %	0	0,000 %	11	-0,228 %	11
Total	37		33		70

Fuente: elaboración propia.

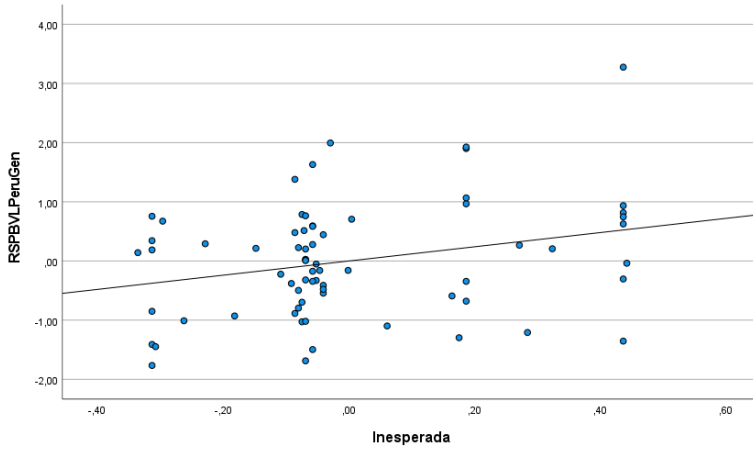
Tabla 2. Impacto de la tasa de interés de referencia en los retornos de la Bolsa de Valores de Lima (2012-2023)

	Parte esperada β^e	Parte inesperada β^u		
Coefficientes	-0,828	1,199		
<i>t</i> -statistic	(-0,916)	(2,321)		
ρ -value	0,363	0,023		
Datos generales del modelo				
Variables independientes: Δi^e , Δi^u				
Variable dependiente: IGBVLR				
R^2 ajustado	Significancia Modelo F	DW	FIV	
			Δi^e	Δi^u
0,077	0,025	2,309	1,066	1,066

Fuente: elaboración propia con datos del BCRP

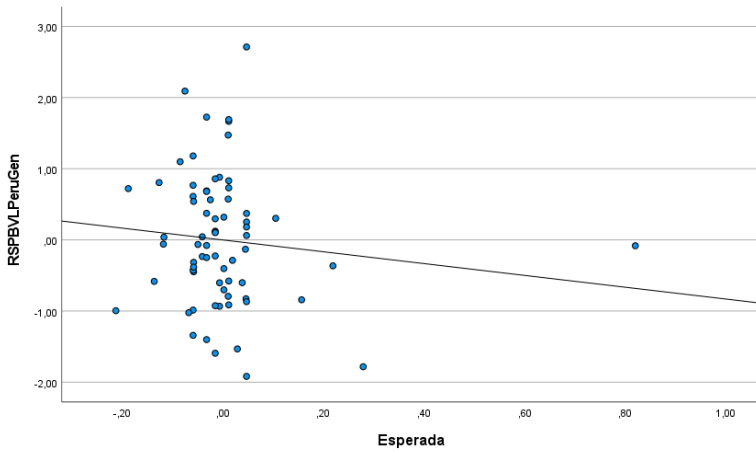
En la Figura 2 se muestra la regresión parcial donde la variable dependiente son los retornos de la BVL y la variable independiente es la parte inesperada de la noticia referente a la decisión de política monetaria del BCRP. La pendiente positiva de la recta de regresión ilustra la relación directa (positiva) entre las decisiones de política monetaria del BCRP, basadas en metas de inflación, con los retornos de la BVL.

Figura 2. Regresión parcial: $R_{S\&P/BVL\ Peru\ Gen}$ vs. parte inesperada de la información sobre la decisión del BCRP



Fuente: elaboración propia.

Figura 3. Regresión parcial: $R_{S\&P/BVL\ Peru\ Gen}$ vs. parte esperada de la información sobre la decisión del BCRP



Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, en la Tabla 2 se puede verificar que los cambios esperados en la tasa interés de referencia no producen un impacto estadísticamente significativo en los retornos de la BVL, siendo $\beta^e = -0,828$, con un nivel de confianza de 36,3 %. En la Figura 3 se muestra la regresión parcial donde la variable dependiente son los retornos de la BVL y la variable independiente es la parte esperada de la noticia referente a la decisión de política monetaria del BCRP. A diferencia de lo mostrado en la Figura 2 los datos se encuentran agrupados y no sugieren alguna relación causal.

Asimismo, el R^2 ajustado = 0,077 indica que, en el día del anuncio de la tasa de referencia, un 7,7 % de la variabilidad de los retornos de la BVL, se explica por la variación de esta tasa de interés. Igualmente, el modelo es confiable, por cuanto su significancia global indica que la probabilidad de error de F es menor al 5 %. Así también el modelo es consistente porque se detectó la ausencia de autocorrelación, siendo $DW = 2,309$ y no hay multicolinealidad ya que el factor de inflación de la varianza VIF es 1,096 (no excede a 10 %).

Los hallazgos coinciden con lo previsto por Ehrmann y Fratzscher (2004), quienes consideran que los efectos de la política monetaria pueden ser variables, dependiendo de las circunstancias bajo las que se tomen las decisiones de política monetaria. Por ejemplo, el 19 de marzo de 2020 el BCRP realizó un recorte extraordinario de un 1 % en la tasa de referencia (BCRP, 2020b), pero debido a la incertidumbre causada por la pandemia del COVID-19, el estímulo económico no influyó positivamente, lo que indicaba que, bajo esas circunstancias, el recorte no era relevante para los inversionistas. De hecho, en aquella ocasión más bien el mercado perdió -1,78 % de rentabilidad. En otras ocasiones se ha observado que los incrementos en la tasa de referencia son tomados como señales de recuperación económica, por lo que el mercado incrementa su rentabilidad por el optimismo que genera la noticia.

Estos resultados permiten rechazar la hipótesis nula H_0 , que los cambios inesperados en la tasa de interés de referencia no afectan los retornos de la BVL, y aceptamos la hipótesis alternativa H_a , que los cambios inesperados en la tasa de interés de referencia afectan los retornos de la BVL. Ahora, la HME permite entender la razón por la que Δi^e no es significativa. Este componente

no genera impacto en los retornos de la BVL porque los inversionistas forman sus expectativas con base a la información que poseen. Una noticia que, teóricamente, debería tener un impacto positivo o negativo ya no podría generar una reacción en los precios de las acciones por cuanto en un mercado eficiente esta ya ha sido incorporada con anticipación a la fecha del anuncio. De acuerdo con Rodríguez (2013), una posible explicación a la reacción contraria del mercado ante un alza o baja en la tasa de referencia podría ser que los inversionistas hayan esperado una variación menor o mayor y al no producirse el mercado corrige los precios a su verdadero nivel.

Otro aspecto por considerar es que la decisión del BCRP siempre va acompañada de una nota informativa, que permite a los inversionistas tener una interpretación más precisa de las razones por las que se adopta determinada política. Una medida de estímulo económico puede ser interpretada como una señal de debilidad económica (Rodríguez, 2013) y da una alerta a los inversionistas que la economía no tiene buenas perspectivas, tal como ocurrió cuando el FMOC declaró, entre otros detalles poco alentadores, que daban estímulo económico en Estados Unidos porque la economía estaba desacelerándose (FOMC, 2007). En este caso, por las expectativas racionales, el mercado reacciona a la baja y no al alza como estaría previsto según la teoría. De igual manera, un incremento preventivo en la tasa de referencia puede ser tomado como un anuncio positivo y reforzar la confianza de los inversionistas por la política responsable del banco central, generando un incremento en los retornos del mercado bursátil.

Estos hallazgos apoyan la idea de que la reacción del mercado va a depender, en ocasiones, de las condiciones bajo las cuales se dé la medida de política monetaria. Además, Mayo (2016) dice que establecer la relación inversa entre la tasa de interés y el precio de los bonos es bastante sencillo, porque la rentabilidad que ofrecen ya está fijada con base a la tasa de cupón con la que se emiten. Sin embargo, en el caso de las acciones, establecer su nexo con la economía —cuyo desempeño se verá reflejado en la bolsa— es bastante complicado. Por ejemplo: en una economía en expansión hay mayor demanda por los productos de las empresas, estas tienen más ganancias, pueden repartir mayores dividendos y la empresa crece, pero también ocurre que, suben los sueldos y salarios, sube la tasa de interés, sube la competencia,

sube el tipo de cambio, los impuestos y la inflación (Mayo, 2016). Entonces, las medidas de política monetaria diseñadas para lograr las metas del banco central pueden beneficiar o afectar más a algunos sectores económicos que a otros. Por tanto, los inversionistas pueden tener diferentes perspectivas sobre la política, según las circunstancias, y tomar decisiones con base a sus expectativas racionales, las cuales no necesariamente reflejan una lectura alineada con el planteamiento teórico sobre la relación inversa entre las tasas de referencia y los retornos del mercado bursátil.

En un estudio preliminar de Rodríguez (2013), se encontró evidencia de una relación negativa estadísticamente significativa entre las tasas de interés de referencia sobre los retornos del mercado de valores, siendo el componente inesperado el que impactaba en la rentabilidad del mercado. No se encontró evidencia que el desempeño de la BVL tenga relación con el componente esperado, lo que sugería que la BVL era un mercado eficiente. En comparación con este artículo, nuestros hallazgos permiten verificar que esta situación ha cambiado con el paso del tiempo. Para el período 2012-2023 encontramos que el mercado reacciona en el mismo sentido de la política monetaria —contrario a la teoría—. Mientras que en el estudio de Rodríguez (2013) las variaciones de los retornos del mercado se explicaban en un 11,3 % por las variaciones en la tasa de interés, actualmente las variaciones de los retornos del mercado se explican en un 7,7 % por las variaciones en la tasa de interés. Este fenómeno puede ser atribuido a la pérdida de atractivo que sufrido la BVL desde el año 2011, el decremento en el número de operaciones, la inestabilidad política que erosiona la confianza de los inversionistas y, probablemente, que los efectos de la pandemia mantuvieron algo predecible la dirección de la política monetaria del BCRP. Estas afirmaciones encuentran apoyo en la investigación realizada por Benchimol et al. (2023), quienes estudiaron las reacciones del mercado bursátil ante las medidas inesperadas de la política monetaria en épocas previas y posteriores a una crisis, y los resultados del R^2 varían significativamente. Así, se tiene que en períodos precrisis, todas las sorpresas tanto positivas como negativas podían explicar la variabilidad del mercado bursátil en el 38 % de los casos, mientras que en los períodos postcrisis solo lo hacía en 5,6 % de los casos, porcentaje que es incluso inferior al obtenido en este estudio, el cual se realiza para un período

caracterizado por una permanente crisis política a la que se suma la reciente crisis generada por la pandemia del COVID-19.

Así también, en la Tabla 3, realizamos una comparación sobre la respuesta del mercado frente a las decisiones de política monetaria entre lo reportado por Rodríguez (2013) en los mercados de Francia, Alemania, USA y Perú en 2013 y los resultados obtenidos en este estudio. En cuanto a la respuesta del componente esperado no hay datos sobre el impacto en los índices bursátiles CAC40 de Francia ni DAX30 de Alemania. Para el S&P 500 de USA se toma como referencia el índice CSRP (Center for Research in Security Prices). En este caso el valor de $\beta^u = -4,68$ indica que el mercado sube 4,68 % cuando se produce una reducción de las tasas de la FED en 1 % y, ocurre lo contrario si la FED sube la tasa de interés. La reacción del CAC40 de Francia es menor porque $\beta^u = -0,120$, le sigue el DAX30 de Alemania con $\beta^u = -0,080$.

Tabla 3. Comparación: respuesta de los mercados de Francia, Alemania, Estados Unidos y Perú ante las decisiones de política monetaria

	CAC40 (Francia)	DAX30 (Alemania)	CSRP* (EE.UU.) S&P 500	S&P/BVL PERU GEN (2006-2011)	S&P/BVL PERU GEN (2012-2023)
Coefficiente (β^e)	n.d.	n.d.	1,04	0,207	-0,828
<i>t</i> -Statistic	n.d.	n.d.	2,17	1,505	-0,916
ρ -value	n.d.	n.d.	n.d.	0.138	0.363
Coefficiente (β^u)	-0,12	-0,08	-4,68	-0,295	1,199
<i>t</i> -Statistic	-3,87	-2,056	-3,03	-2,328	2,321
ρ -value	n.d.	n.d.	n.d.	0,024	0,023

Fuente: elaboración propia a partir de Rodríguez (2013).

En el caso de la BVL, dado que $\beta^u = -0,295$ en el estudio preliminar (2006-2011) el mercado peruano sube 0,295 % cuando baja la tasa de interés de referencia en 1 % y baja 0,295 % cuando la tasa sube en 1 %, siendo el coeficiente del componente inesperado estadísticamente significativo. Para el período 2012-2023, la relación cambia de indirecta a directa ($\beta^u = 1,199$) y el coeficiente del componente inesperado sigue siendo estadísticamente significativo (p -valor = 0,023). La tabla no reporta si los datos de Francia,

Alemania y USA son estadísticamente significativos, pero los reportes originales de Bernanke y Kuttner (2005) y Hussain (2010) señalan que sí lo son. Todo lo discutido permite comprobar lo argumentado por Vega y Lahura (2020) en el sentido que es necesario tomar en cuenta las declaraciones de los bancos centrales no solamente sobre la decisión que toman y publican en un momento determinado, sino también de su intención de la futura dirección de la política monetaria.

Asimismo, el resultado obtenido en este artículo, se asemeja al encontrado por Eldomiaty et al. (2020) quienes determinaron, mediante el test de cointegración de Johansen y la prueba de causalidad de Granger, que existe una significativa asociación positiva entre las tasas de interés y los precios de las acciones, usando datos trimestrales de empresas no financieras de los índices DJIA30 y NASDAQ100, lo cual “es opuesto a la literatura” —señalan los propios autores—. Además, nuestros hallazgos coinciden con los del estudio de Marozva (2020) en Sudáfrica, quien estudió los efectos de las variables de política monetaria —dentro de ellas la tasa de interés— sobre el rendimiento y volatilidad del mercado bursátil. Utilizando métodos econométricos por MCO y GARCH, determinó que, contrario a gran parte de la literatura teórica y empírica, existe una relación positiva y significativa entre los retornos de las acciones y las tasas de interés.

De otro lado, ofrecemos pruebas adicionales con la finalidad de mostrar la consistencia de nuestro modelo. En la Tabla 4 se puede observar los resultados de la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan, la prueba de normalidad de los residuos de Doornik-Hansen y la prueba de variables omitidas de RESET de Ramsey.

El criterio para interpretar estos resultados se centra en el p -valor. Si es menor a 0,05, entonces se rechaza la hipótesis nula H_0 ; y si es mayor a 0,05, entonces se acepta H_0 (o no se rechaza H_0). Como se puede apreciar en la Tabla 4, todos los p -valores son superiores a 0,05; por tanto, no se rechaza H_0 . Esto significa que, según la prueba o contraste de Breusch-Pagan, no hay heterocedasticidad (p -valor = 0,149417), lo que garantiza que el parámetro válido para nuestro modelo ($\beta^u = 1,199$) es eficiente e insesgado. Asimismo, la prueba de Doornik-Hansen indica que los residuos o errores tienen una

Tabla 4. Pruebas adicionales de consistencia y especificación del modelo

Contraste	Hipótesis Nula (H_0)	Estadístico	p -valor	Conclusión
Breusch-Pagan (Heterocedasticidad)	No hay heterocedasticidad	LM = 3,80202	0,149417	No se rechaza H_0
Doornik-Hansen (Normalidad de los residuos)	El error tiene distribución Normal	Chi-cuadrado(2) = 2,06939	0,355335	No se rechaza H_0
RESET de Ramsey (Cuadrados y cubos)	La especificación es adecuada	F(2,65) = 0,727336	0,487	No se rechaza H_0
RESET de Ramsey (Solo cuadrados)	La especificación es adecuada	F(1,66) = 0,747316	0,39	No se rechaza H_0
RESET de Ramsey (Solo cubos)	La especificación es adecuada	F(1,66) = 1,477049	0,229	No se rechaza H_0

Fuente: elaboración propia.

distribución normal, ya que no se rechaza H_0 (p -valor = 0,355335). Ello implica que las pruebas t y F del modelo son válidas y que se cumple uno de los supuestos principales de los modelos de MCO. Además, la prueba RESET de Ramsey, que sirve para determinar si la especificación del modelo es adecuada, indica en todos los casos que no se rechaza H_0 ; ya que para solo cuadrados el p -valor fue 0,39, para solo cubos el p -valor fue 0,229, y para cuadrados y cubos juntos el p -valor fue 0,487. esto significa que el modelo no tiene variables omitidas y que el valor de R^2 refleja adecuadamente la variación del mercado de valores en las fechas en que se dicta la medida de política monetaria, que puede consistir en subir, bajar, mantener invariable la tasa de interés de referencia para el caso peruano.

Finalmente, es oportuno señalar que, Perú ha experimentado casi 20 años de crecimiento económico sostenido —con excepción del bache generado por la pandemia del coronavirus en 2020 y la caída del 2023 producto de la crisis política— y este logro, en gran parte, es atribuido al BCRP debido a que es una institución autónoma, independiente y amparada en la Constitución Política del Estado y que tiene un manejo muy técnico y profesional, convirtiéndose en uno de los pilares del crecimiento económico

peruano (Olmo, 2022). En tal sentido, y ante la permanente inestabilidad política que Perú viene arrastrando desde el año 2011 y el advenimiento de la pandemia del COVID-19, los agentes económicos estarían más atentos a las políticas del BCRP como una guía sobre el futuro económico para tomar decisiones de inversión, aunque en ocasiones el impacto sobre la rentabilidad de la bolsa sea diferente al esperado.

Conclusiones

Se ha encontrado una relación directa entre la política monetaria del BCRP, basada en metas de inflación y los retornos del mercado bursátil peruano para el período 2012-2023. Esta relación es contraria a lo establecido por la teoría, es decir que la relación debería ser inversa y no directa. Se observó que ha cambiado la reacción de la BVL en este período de estudio en comparación a lo concluido en un trabajo previo de Rodríguez (2013) para el período 2006-2011. Este fenómeno está previsto en investigaciones como la de Ehrmann y Fratzscher (2004), quienes afirman que estas relaciones pueden cambiar con el tiempo dependiendo de las circunstancias. Asimismo, dicha relación directa encuentra apoyo en otras investigaciones, como las de Eldomiya et al. (2020) y Marozva (2020), con la particularidad de que estos autores usaron metodologías muy diferentes a la nuestra. Además, los resultados del modelo sugieren que la BVL seguiría siendo un mercado informativamente eficiente ante los anuncios sobre la dirección de la política monetaria del BCRP.

Estos hallazgos pueden ser explicados gracias a la HME que establece que la información tiene dos partes o componentes: uno esperado y el otro inesperado —sorpresa— y que es este último el que impacta en los precios de los activos, hallazgo que permitió rechazar la hipótesis nula y no rechazar la hipótesis alternativa de que los cambios inesperados en la tasa de interés de referencia afectan los retornos de la BVL. El análisis permite entender que el mercado toma en consideración diferentes hechos y circunstancias bajo los cuales los inversionistas forman sus expectativas, y que estas se corrigen cuando arriba nueva información generando diferentes reacciones en el mercado. La metodología de Kuttner (2001) sirvió para construir un proxy

para el componente inesperado con base a las tasas de interés interbancarias. Asimismo, la metodología de estudio de eventos es crucial ya que permite tomar solo los episodios en que se conoce la decisión de política monetaria y realizar el análisis de su impacto en la bolsa con base a la información pública; por tanto, la eficiencia que tendría la BVL sería en su forma semifuerte.

Como reflexión final, es oportuno mencionar que el papel de los bancos centrales ha cobrado gran relevancia para los mercados de valores, razón por la que las medidas de política monetaria concitan la atención de los participantes de los mercados bursátiles a nivel mundial. No obstante, en el caso peruano la reacción del mercado parece ser más débil en comparación con economías avanzadas, como la de Estados Unidos. También sería importante considerar para un futuro que la evidencia empírica señala que las decisiones de la FED suelen afectar al mercado de valores tanto en Estados Unidos como en otros países, incluyendo a Perú, quedando abierta la posibilidad de realizar una medición de dicho impacto. También, se podría continuar la investigación aplicando un estudio comparativo entre varios países de la región y profundizar en estudios futuros sobre el impacto de la política monetaria analizando cómo reaccionan los índices bursátiles por sectores económicos.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Banco Central de Reserva del Perú.(2009).Notainformativa009-2009. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2009/Nota-Informativa-009-2009-BCRP.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2010). Nota informativa. Programa monetario de junio de 2010. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Trans>

- parencia/Notas-Informativas/2010/Nota-Informativa-BCRP-2010-06-10.pdf
- Banco Central de Reserva del Perú. (2011). Nota informativa. Programa monetario de enero de 2011. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2011/Nota-Informativa-BCRP-2011-01-06.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2020a). *Política monetaria*. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2020/nota-informativa-2020-03-19.pdf>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2020b). Nota informativa. Programa monetario extraordinario de marzo de 2020. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Transparencia/Notas-Informativas/2020/nota-informativa-2020-03-19.pdf>
- Benchimol, J., Saadon, Y., & Segev, N. (2023). Stock Market Reactions to Monetary Policy Surprises under Uncertainty. *International Review of Financial Analysis*, 89, 102783. <http://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102783>
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>
- Chauvet, M., & Jiang, C. (2023). Nonlinear Relationship between Monetary Policy and Stock Returns: Evidence from the U.S. *Global Finance Journal*, 55, 1-16. <http://doi.org/10.1016/j.gfj.2022.100796>
- Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2004). *Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets*. [working paper No. 354]. European Central Bank. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.533023>
- Eldomiatty, T., Saeed, Y., Hammam, R., & AboulSoud, S. (2020). The associations between Stock Prices, Inflation Rates, Interest Rates Are Still Persistent: Empirical Evidence from Stock Duration Model. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 25(49), 149-161. <http://doi.org/10.1108/JEFAS-10-2018-0105>

- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>
- Farsio, F. (2010). The Impact of Interest Rates on Stock Prices in the UAE. *European Journal of Management*, 10(3). <http://app.vlex.com/#vid/the-impact-of-interest-844534496>
- Federal Open Market Committee. (FOMC). (2007, 11 de diciembre). Press release. <http://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/money20071211a.htm>
- Fernández, J. (2009). *Mercados financieros, instituciones e instrumentos*. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- Hanousek, J., & Kočenda, E. (2009). *Intraday Price Discovery in Emerging European Stock Markets* [Working paper No. 382]. <http://www.cerge-ei.cz/pdf/wp/Wp382.pdf>
- Harasheh, M., & Libdeh, H. A. (2011). Testing for Correlation and Causality Relationships between Stock Prices and Macroeconomic Variables. The Case of Palestine Securities Exchange. *International Review of Business Research Papers*, 7(5), 141-154. <http://www.researchgate.net/publication/280100302>
- Hussain, S. (2010). *Simultaneous Monetary Policy Announcements and International Stock Markets Response: An Intraday Analysis* [Bank of Finland Research Discussion Paper No. 8/2010]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1573692>
- Ioannidis, C., & Kontonikas, A. (2008). The Impact of Monetary Policy on Stock Prices. *Journal of Policy Modeling*, 30(1), 33-53. <http://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.06.015>
- Krugman, P., & Wells, R. (2019). *Macroeconomía*. Reverté.
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-544. [http://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00055-1](http://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00055-1)

- Mankiw, G. (2018). *Principles of Economics*. CENGAGE.
- Marozva, G. (2020). The Effects of Monetary Policy on Stock Market Returns and Volatility: Evidence from South Africa. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 24(3), 1-11. <http://www.abacademies.org/articles/The-Effects-of-Monetary-Policy-on-Stock-Market>Returns-and-Volatility-1528-2635-24-3-542.pdf>
- Mayo, H. (2016). *Investments: An introduction*. Cengage Learning.
- McQueen, G., & Roley, V. (1993). Stock Prices, News, and Business Conditions. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 683-707. <http://doi.org/10.1093/rfs/5.3.683>
- Méndez-Heras, L. B., Venegas-Martínez, F., & Solis-Rosales, R. (2022). Finanzas y crecimiento en México: ¿Quién aporta más, la banca o la bolsa? *Lecturas de Economía*, (96), 235-278. <http://doi.org/10.17533/udea.le.n96a344224>
- Olmo, G. (2023, 15 de junio). 3 razones por las que la economía de Perú sigue creciendo pese a las constantes crisis políticas en el país. BBC Mundo. <http://www.bbc.com/mundo/noticias-america-latina-63630153>
- Rodríguez, A. (2013). *Impacto de la política monetaria en la rentabilidad de la Bolsa de Valores de Lima 2006-2011* [tesis de doctorado, Universidad Nacional de Trujillo]. <http://dspace.unitru.edu.pe/items/45cd48dd-edc0-430b-a952-2f7a7964417f>
- Ross, S., Westerfield, R. & Bradford, B. (2019). *Fundamentals of Corporate Finance*. Mc Graw Hill.
- Samuelson, P., & Nordhaus, W. (2019). *Macroeconomía: con aplicaciones*. McGraw Hill Interamericana S.A.
- Shapiro, A. & Hanouna, P. (2019). *Multinational Financial Management*. Wiley.
- Sohn, W., & Eom, Y. (2006). *Monetary Policy and the Stock Market: Intraday Transaction Data Analysis*. [Economic Papers]. Bank of Korea. <http://www.bok.or.kr/eng/monetary/monetary.htm>

[//www.bok.or.kr/eng/bbs/E0002726/view.do?nttId=84773&searchCnd=1&searchKwd=&depth2=400427&depth2=400431&date=&sdate=&edate=&sort=1&pageUnit=10&depth=400427&depth=400431&pageIndex=83&programType=newsDataEng&menuNo=400218&oldMenuNo=400067](http://www.bok.or.kr/eng/bbs/E0002726/view.do?nttId=84773&searchCnd=1&searchKwd=&depth2=400427&depth2=400431&date=&sdate=&edate=&sort=1&pageUnit=10&depth=400427&depth=400431&pageIndex=83&programType=newsDataEng&menuNo=400218&oldMenuNo=400067)

- Sosa, M., Ortiz-Calisto, E., & Cabello, A. (2023). The Impact of Economic Policy Uncertainty on Mexican Economic Activity and Stock and Currency Markets: A DCC Approach. *Lecturas de Economía*, (98), 39-65. <http://doi.org/10.17533/udea.le.n98a349886>
- Thorbecke, W. (1997). On Stock Market Returns and Monetary Policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635-654. <http://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04816.x>
- Vega, M., & Lahura, E. (2020). *Assessing Central Bank Communication through Monetary Policy Statements: Results for Colombia, Chile and Peru*. [Working paper No. 2020-017]. Banco Central de Reserva del Perú. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2020/documento-de-trabajo-017-2020.pdf>

Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade

**Julio César Alonso Cifuentes, Viviana Chavarriaga-Antonio and
Tatiana Mejía-Herrera**

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Julio César Alonso Cifuentes, Viviana Chavarriaga-Antonio and Tatiana Mejía-Herrera

Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade

Abstract: *This article analyzes the evolution of English proficiency in economics graduates in Colombia in the 2010s using the results of the Saber Pro tests and the Relative Distributions Method (RDM). When comparing the distribution of the results at the beginning of the decade (2010-2011) with the end (2019-2020), significant changes were found in the distribution of the results. There is evidence of an increase in pre-intermediate to pre-advanced performance levels and a decrease in the basic level. In addition, differences were identified between official and non-official Higher Education Institutions. A clear relationship between accreditation and the distribution of results in English is also identified. This article contributes to the literature by being the first to study the evolution of the distribution of the results of performance levels in English using the RDM non-parametric technique. In addition, it is the first to present an analysis of the evolution of competence development during the 2010s.*

Keywords: *English as a second language, higher education, economics programs, educational policy of bilingualism, Saber Pro, relative distribution.*

JEL Classification: A10, A22, C12, I23, I28.

Evaluando el nivel de inglés de los graduados en economía en Colombia durante la última década

Resumen: *Este artículo analiza la evolución de la competencia en inglés de los estudiantes de los programas de economía en Colombia en la década del 2010 empleando los resultados de las pruebas Saber Pro y el Método de Distribuciones Relativas (MDR). Al comparar la distribución de los resultados al inicio de la década (2010-2011) con el final (2019-2020) se encontraron cambios significativos en la distribución de los resultados. Se evidencia un aumento en los niveles de desempeño pre intermedio a pre avanzado y una disminución en el nivel básico. Además, se identificaron diferencias entre las instituciones de educación superior oficiales y no oficiales. También se identifica una relación clara entre la acreditación y la distribución de resultados en inglés. Este artículo contribuye a la literatura al ser el primero en estudiar por medio de la técnica no paramétrica del MDR la evolución de la distribución de los resultados de los niveles de desempeño en inglés. Además, es el primero en presentar un análisis de la evolución del desarrollo de la competencia durante la década de 2010.*

Palabras clave: *inglés como segunda lengua, educación superior, programas de Economía, política educativa de bilingüismo, Saber Pro, distribución relativa.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a353840>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Évaluation des compétences en anglais des diplômés en économie en Colombie au cours de la dernière décennie

Résumé: *Cet article analyse l'évolution des compétences en anglais des étudiants des programmes d'économie en Colombie dans les années 2010 en utilisant les résultats des tests Saber Pro et la méthode des distributions relatives (MDR). En comparant la distribution des résultats au début de la décennie (2010-2011) et à la fin (2019-2020), des changements significatifs dans la distribution des résultats ont été constatés. Une augmentation des niveaux de performance pré-intermédiaire à préavancé et une diminution du niveau de base sont évidentes. En outre, des différences ont été identifiées entre les établissements d'enseignement supérieur formels et non formels. Une relation claire entre l'accréditation et la distribution des résultats en anglais est également identifiée. Cet article contribue à la littérature en étant le premier à utiliser la technique MDR non paramétrique pour étudier l'évolution de la distribution des niveaux de performance en anglais. Il est également le premier à présenter une analyse de l'évolution du développement des compétences au cours des années 2010.*

Mots clés: *anglais en tant que seconde langue, enseignement supérieur, programmes d'économie, politique éducative en matière de bilinguisme, Saber Pro, distribution relative.*

Cómo citar / How to cite this item:

Alonso-Cifuentes, J. C., Chavarriaga-Antonio, V., & Mejía-Herrera, T. (2024). Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade. *Lecturas de Economía*, 102, 237-269. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a353840>

Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade

Julio César Alonso Cifuentes ^a, Viviana Chavarriaga-Antonio ^b and Tatiana Mejía-Herrera ^c

–Introduction. –I. Literature review. –II. Data. –III. Methodology. –IV. Finding
–Conclusion. – Appendix. –Ethics Statement. –References.

Original manuscript received on 7 June 2023; final version accepted on 22 March 2024

Introduction

English language proficiency in Colombia has become increasingly important among university graduates (Alonso-Cifuentes et al., 2018). Knowledge of a second language allows graduates to access scientific literature, better-paying jobs, or postgraduate education abroad (Alonso-Cifuentes et al., 2018). In a broader sense, it has been documented how English proficiency contributes to increased productivity, trade relations, and economic growth (Alonso-Cifuentes et al., 2021).

Recognizing the significance of acquiring a second language, the Colombian government has implemented several initiatives to foster it. Law 115 of 1994 includes second-language competence as one of the goals of primary education. Years later, the Colombian Ministry of Education (MEN) created the 2004-2019 National Program for Bilingualism (PNB), which had as its goal the strengthening of foreign-language teaching in pre-school, primary, secondary, and higher education (Ministerio de Educación Nacional, 1994). As a result, MEN established the Program for Strengthening the Development of Foreign Language Competences (PFDCLE), which set as a goal that, by

^a *Julio César Alonso Cifuentes*: Professor at Universidad ICESI, Economics Department, Cali, Colombia. E-mail: jcalonso@icesi.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-4890-7122>

^b *Viviana Chavarriaga-Antonio*: Professor at Universidad ICESI, Economics Department, Cali, Colombia. E-mail: vchavarriaga@icesi.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-9594-7605>

^c *Tatiana Mejía-Herrera*: Professor at Universidad ICESI, Economics Department, Cali, Colombia. E-mail: tmejia@icesi.edu.co. <https://orcid.org/0009-0008-2037-0910>

2014, 20% of higher education graduates would have reached an intermediate or advanced English proficiency level.

Later, in 2014, MEN set the goal of making Colombia the country with the best education system in Latin America, with the highest English proficiency level by 2025 (Ministerio de Educación Nacional, 2014). The same year, the 2015-2025 National Program for English, called “COLOMBIA Very Well”, defined its objective to strengthen English-as-a-second-language acquisition, setting the goal of 50% of students during that period reaching a pre-intermediate (B1) level in the national standardized test for secondary education students, Saber 11. The goal at the higher education level was for 30% of students to reach a B1 level and 25% to reach an intermediate (B+) level in the Saber PRO standardized test¹. Years later, the 2014-2018 Bilingual Colombia Program set less ambitious goals for the intermediate level. By 2018, 8% of students were expected to reach the pre-intermediate level and 35% the A2 level (Ministerio de Educación Nacional, 2015).

In Colombia, the quality of education is measured through the Saber standardized tests administered by the Colombian Institute for Education Assessment (Icfes). The Saber 11 test assesses secondary education, whereas the Saber PRO test is applied to higher education programs. Both tests are necessary to achieve the corresponding degree and assess English proficiency according to the Common European Framework of Reference for Languages (CEFR).

In the first study ever to investigate the performance of university graduates in the area of economics, Alonso-Cifuentes, Estrada-Nantes & Mueces-Bedón (2018) resorted to Saber Pro results to conclude that the goal set by MEN for the year 2014 was effectively achieved for graduates in that area. The authors found that, even though 26.3% of students achieved an intermediate or advanced level (B+), 55% of those students graduated from only six universities: Colegio Mayor Nuestra Señora del Rosario, Pontificia Universidad Javeriana Bogotá campus, Universidad Icesi, Universidad de los Andes, Universidad EAFIT, and Universidad Nacional de Colombia. The authors reported that only two of those universities were not located in

¹ For a more in-depth discussion, see Alonso-Cifuentes, Díaz Mejía, et al. (2018).

Bogotá, the country's capital (Universidad Icesi, in Cali, and Universidad EAFIT, in Medellín). After this paper, no other studies have addressed the question of the trends and the evolution of English acquisition among graduates in the field of economics in Colombia.

This paper aims to extend previous research on the evolution of competence development in Colombian economics programs. Specifically, our research objective is to examine the evolution of the distribution of English competence development among graduates in the field of economics in Colombia during the 2010s. In other words, we will not focus on whether a section of students achieved a given goal or not but on the changes in the distribution of the assessment of graduate performance regarding their linguistic competence. To achieve this objective, we will compare the distribution of results for the English section of the Saber Pro test at the beginning of the previous decade to the ones obtained at the end of the decade. To compare the distributions, we will use the Relative Distribution Method (RDM), a nonparametric technique through which the distribution of discrete, continuous variables can be compared. Then, to analyze every level, it is important to guarantee that enough data about each program is available. Thus, a comparison will be made between the 2010-2011 (beginning of the decade) and 2019-2020 (end of the decade) periods.

The present analysis offers three contributions. First, as far as the authors know, this paper is the second of its kind to study the development of English-language competence for economics programs in Colombia. Second, it is the first to study—using the nonparametric technique of RDM—the distribution of results at the different performance levels of the English section of the test, without focusing exclusively on a segment of the distribution, as Alonso-Cifuentes, Estrada-Nantes & Mueces-Bedón (2018) did. Third, this paper analyzes the evolution of competence development during the 2010s, unlike an earlier study focusing on a single year.

This paper is composed of five additional sections in addition to this introduction. The next section reviews the (scarce) existing literature. A third section presents the methodology chosen. A fourth section describes the data under analysis. The fifth section presents the findings, with some final thoughts in the sixth section.

I. Literature Review

The English proficiency level developed by higher education students has been analyzed from different fields of knowledge. In the field of economics, the work by Alonso-Cifuentes, Estrada-Nantes & Mueces-Bedón (2018) has already been mentioned. The authors assessed the extent to which economics graduates had achieved the bilingualism goals proposed by the Colombian government for the year 2014. The authors resorted to parametric and non-parametric proportion tests to conduct their assessment. The data were obtained from the English section of the Saber Pro test during the 2011-2015 period. According to the results, at the national level, only seven out of 21 programs with quality accreditation achieved the bilingualism goals proposed. This means that out of 61 evaluated programs, only 11% achieved the goals. These findings highlighted the need to reconsider the bilingualism policy in training future economists in Colombia.

Similar studies in the country have been proposed for other fields, such as accounting (Alonso-Cifuentes et al., 2021), nursing (Alonso-Cifuentes et al., 2019), psychology (Alonso-Cifuentes, Estrada-Nantes, Mueces-Bedón & Sandoval-Escobar, 2018), medicine (Alonso-Cifuentes, Díaz et al., 2018) and software development (Alonso-Cifuentes et al., 2016). These studies also resorted to parametric and non-parametric proportion tests. The data were obtained from the same source for different years. All these papers analyze the accomplishment of MEN goals. Still, no analysis has been conducted of the evolution of the distributions of student performance in the English section of the test for each one of the programs.

As mentioned in the Introduction, our objective is to study how the distribution of results of English-language performance levels among graduates in the field of economics has evolved, specifically through the Saber Pro test in Colombia. Handcock & Morris (1999) proposed a nonparametric methodology that allows for comparing two distributions of a single variable, whether discrete or continuous. This approach is known as the Relative Distribution Method (RDM). As will be shown in detail in the Methodology section, changes in the distribution quantiles can be compared using the RDM.

The RDM has been used in different fields. For example, Hancock & Morris (2006) present an application of the RDM for income based on race and gender between 1967 and 1997 in the US. The authors graphically analyzed income inequality for three groups: white women, African Americans, and African American men. The authors found that, during the period in question, the three groups showed a greater increase in income compared to white men and that the greatest increase occurred during the 1970s. Andrade et al. (2010) used the RDM nonparametric approach to investigate the impact of Portugal's integration into the European Union on employee income distribution in Portuguese municipalities for the 1985-1991 period. Through relative distribution, they show how there were fewer employees at the bottom of the distribution in 1991 compared to 1985, whereas there were more at the top, i.e., they found fewer employees with a low income and more with a higher income. Borraz et al. (2011) applied the RDM to analyze the evolution of the middle class and polarization in Uruguay for the 1994-2004 and 2004-2010 periods. They found that in the 1994-2004 period, income inequality increased, the middle class decreased, and polarization of income was higher. In this field, works by Agú (2013), Petrarca & Ricciuti (2015), Panek & Zwierzchowski (2020), Schettino et al. (2021), Ricci & Scicchitano (2021) using the RDM to analyze changes in the distribution of income in different countries may also be mentioned.

Furthermore, we find applications of the RDM in health and education. For instance, Contoyannis & Wildman (2007) use the method to describe changes in the distribution of body mass index (BMI) in England and Canada during the 1994-1995 and 2001-2021 periods. Alonso-Cifuentes et al. (2015) applied this method to determine changes in English proficiency among students who completed their higher education studies in Colombia. The authors compared the proficiency levels before and after they completed higher education using the results of the Saber 11 and Saber Pro tests published by Icfes as data. As far as the authors know, only this paper has used this methodology to any effect in Colombia.

Finally, Soares & Delgado (2016) used the method to determine inequality in learning outcomes among primary school students between 2005 and 2013 in Brazil, using results from state and local schools that participated in tests conducted every two years.

II. Data

Microdata from the Saber Pro test results corresponding to the 2011-11 and 2019-20 3 periods were used to conduct this analysis. These were made public by Icfes and provided socio-economic information about the students, their educational institutions, and the results achieved by the students in each one of the fields under assessment.

The results of the Saber Pro test for the 2010-11 period were established as the reference group for the beginning of the decade, with the 2019-20 period (the end of the decade) as the comparison group.

The 2010-11 period originally included 494,930 records, and the 2019-20 period included 507,196 records. To identify and select the economics programs, the database created by the National Information System for Higher Education (SNIES) was used, and it is administered by MEN. The students belonging to the programs “Economía” (Economics), “Economía y Negocios internacionales” (Economics and International Business), and “Economía y Finanzas internacionales” (Economics and International Finance) were selected (see Table 1). 81 programs were considered, with 4,836 students for the 2010-11 period and 5,903 students for the 2019-20 period (see Table 1).

It should be noted that, in Colombia, academic programs are subject to high-quality accreditation processes. Quality accreditation is a recognition granted by the State through the National Accreditation Council (CNA) to programs that have provided evidence of high-quality standards in their academic, administrative, and management processes. In theory, the evolution of the distribution of English-competence development among graduate students in the field of economics in Colombia during the 2010s could be different for accredited programs compared to those that are not. Consequently, it was necessary to identify programs that had been accredited and those which had not. To conduct an analysis of accredited programs, a database administered by MEN was used, which relies on data provided by CAN, containing a list of accredited programs and the date in which the first accreditation was granted, as well as successive re-accreditations.

Table 1. *Economics programs and their different denominations, according to SNIES and number of students who took the Saber Pro test at the beginning and at the end of the decade*

Program	Number of Programs	Number of students 2010-11	Number of students 2019-20
Economía (Economics)	78	4,588	5,568
Economía y Negocios internacionales (Economics and International Business)	1	246	237
Economía y Finanzas internacionales (Economics and Internacional Finance)	2	2	98
Total	81	4,836	5,903

Source: SNIES and Icfes.

Before moving on, we should return to the choice of two-year periods instead of one-year periods, marking the beginning and the end of the decade under study. Two years were decided for each period under analysis because one year was insufficient to collect the necessary data and conduct an adequate analysis for each program. An analysis of the robustness of the data obtained for two-year and three-year periods was conducted to validate this choice, determining that there are no significant differences for indices shown for each section of the results. Supporting this conclusion is a means difference test with a confidence level of 99% (with Bonferroni correction). Likewise, it was found that both distributions exhibited similar variance, which indicates that the results are consistent regardless of whether the two- or three-year period is used for comparison. Figure A1 and Figure A2 in the Appendix show how the values for each index for two- and three-year periods are organized along a 45-degree line, except for certain atypical values indicated in both figures.

Returning to the data, the English section of the test assesses the achievement of English proficiency by classifying student performance using the A1-, A1, A2, B1, and B+ levels. These results include the equivalence between these levels and the CEFRL, as presented in Table 2 (see Alonso-Cifuentes et al., (2021) for a more in-depth description and discussion of the

English proficiency levels evaluated by the Saber Pro test).

Table 2. *Equivalence between CEFRL levels and the Saber Pro test classification*

User classification	CEFRL	Colombia	Saber Pro
			A-
Basic	A1	Principiante (Beginner)	A1
	A2	Básico (Basic)	A2
Independent	B1	Pre Intermedio (Pre-Intermediate)	B1
	B2	Intermedio (Intermediate)	
Proficient	C1	Pre-Avanzado (Pre-Advanced)	B+
	C2	Avanzado (Advanced)	

Source: Alonso et al. (2021).

III. Methodology

To analyze changes in the distribution of the English proficiency levels (A-, A1, A2, B1, and B+) of economics graduates, we will use the Relative Distribution Method (RDM), a nonparametric technique through which statistical inference can be formulated concerning the difference between two distributions of the same variable: the reference group and the comparison group.

The RDM was proposed by Handcock & Morris (1999) and is based on the distribution analysis that makes it possible to evaluate changes to identify differences along a given period. The RDM considers two types of population: a reference group and a comparison group. Through this technique, it is possible to compare two distributions and observe changes between them at different points, evaluating their evolution, as opposed to medians, standard deviations, or variation coefficients, which are commonly used metrics to determine distribution.

For the purposes of this study, the reference group consisted of students who took the Saber Pro test during the 2010-11 period. The comparison group consisted of students who took the test during the 2019-20 period.

According to Hancock & Morris (1999), a random variable was defined (which describes the groups being studied) for the reference group as Y_0 with its corresponding cumulative distribution function (CDF) being $F_0(Y)$ and the density function being $f_0(y)$.

Conversely, let Y be the same random variable of the comparison group, whether it is different or the same, at a different point or under a different comparison. The CDF will be defined now as $F(Y)$ and the density function as $f(y)$.

Through the RDM, it will be possible to identify whether the distribution of the comparison group differs from the distribution of the reference group. Hancock & Morris (1999) define the random variable R as the relative distribution of Y in relation to Y_0 :

$$R = F_0(Y) \quad (1)$$

R corresponds to the relative range of the median of population Y compared to Y_0 . Furthermore, it is easy to show that R is continuous with $[0, 1]$, its CDF G corresponds to:

$$G(r) = F(F_0^{-1}(r)) = F(Q_0(r)), \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (2)$$

where r is the realization of R and $Q_0(r)$ is the quantile function of F_0 and r .

We will refer to the density function of R as the relative density function $g(r)$ and it is defined as the derivative of $G(r)$:

$$g(r) = \frac{f(Q_0(r))}{f_0(Q_0(r))}, \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (3)$$

The relative density function $g(r)$ can be understood as the relationship between the probability of the comparison group and that of the reference group. As a property of this function integrates to 1 over the unit interval as it is a probability density function. Then in terms of the original measurement scale, $g(r)$ will be expressed as:

$$g(r) = \frac{f(y_r)}{f_0(y_r)}, \quad y_r = Q_0(r) \geq 0 \quad (4)$$

For the sake of simplicity, a continuous random variable has been used here. Handcock & Morris (1999) explain how easily such an expression could be modified for the case of the discrete random variable simply by using a random transformation of the discrete distribution while also guaranteeing that the relative distribution is continuous, even if the original distributions are discrete.

Now, let Y_0 and Y be discrete random variables corresponding to the measurement of the reference group and the comparison group, respectively, with a set of results $y_{i=1}^N$, where N can be infinite. In other words, in case Y_0 is discrete, the discrete density functions will be $p_{0i} = P(Y_0 = y_i)$ and $p_{0i} = P(Y = y_i)$ for $i = 1, 2, \dots, N$ (in our case $N = 5$). And the cumulative distribution function for Y_0 will be $F_0(y) = P(Y_0 = y_i)$, for $y \in \mathbb{Z}$.

But since $F_0(Y)$ is not continuous, Handcock & Morris (1999) use uniform distribution to transform the discrete function and achieve a transformation such as the one presented in (1), with a satisfactory comparison scale for both distributions.

Thus, the discrete cumulative probability for the reference group will be:

$$F_0^d(Y) = U(F_0(y_{i-1}), F_0(y_i)) \quad (5)$$

with $y_{i-1} < y \leq y_i$ for $i = 1, 2, \dots, N$ and $U(a, b]$ being the uniform distribution for the interval $(a, b]$.

Consequently, the discrete relative distribution will be:

$$R = F_0^d(Y) \quad (5)$$

and R maintains the properties of the case of continuous variables mentioned before. Similarly, the cumulative distribution function and the density function will be:

$$G(r) = (r - F_0(y_{i-1})) \frac{p_i}{p_0} + F(y_{i-1}) \quad (6)$$

and

$$g(r) = g(i) = \frac{p_i}{p_{0i}} \quad (7)$$

In spite of $g(i)$ being discrete, it maintains the properties of the density function for the continuous case (Handcock & Morris, 1999). When $g(i) = 1$, the distributions are identical for quantile i . When $g(i) > 1$ the occurrence probability for the comparison group is greater than for the reference group for quantile i . When $g(i) < 1$ the probability in the comparison population is lower than for the reference group for quantile i . Handcock & Morris (1999) find the distribution for the $g(i)$ estimator, by allowing for the inference of estimated values of $g(i)$.

Thus, our approach will be to calculate $g(i)$ for each of the possible values of the English section of the Saber Pro tests. For each group under study, the reference group will be defined, with all of the individuals reported for said group in the Saber Pro database for the 2010-11 period, and the comparison group will be defined with all the individuals belonging to the same group for the 2019-20 period. The economics programs will be grouped as follows: i) all the economics programs; ii) all the other university programs (without economics); iii) economic programs at public higher education institutions; iv) economics programs at non-official higher education institutions; v) accredited economics programs at the beginning and the end of the decade; vi) economics programs at higher education institutions that had not been accredited at the beginning of the decade and accredited at the end; vii) unaccredited economics programs at the beginning and at the end of the decade; and ix) every economics program with at least 20 students during the 2010-11 and 2019-20 periods.

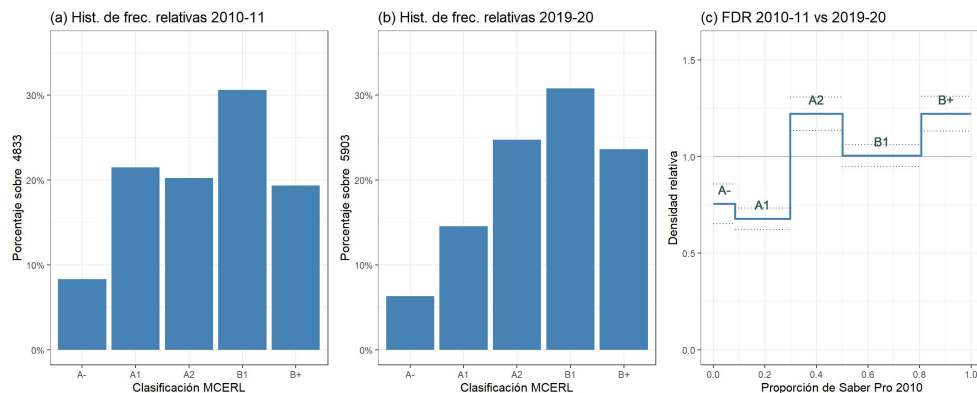
IV. Findings

Panel (a) of Figure 1 presents the distribution of covariates for every student of an economics program who took the English section of the Saber test for the 2010-11 period. Panel (b) presents the distribution for the 2019-20. As evidenced, the concentration of the population changes. For the 2010-11 period, there were similar percentages of students for A1, A2, and B+ levels (21.50%, 20.24%, and 19.32% respectively). Nevertheless, for 2019-20, the population was concentrated in the highest proficiency levels (B1 and B+), with 54.43% (30.8% and 23-63% respectively). Coincidentally, the number of

students with an A2 proficiency level decreased, going from 8.31% in 2010-11 to 6.28% in the 2019-20.

The third panel shows how the Relative Distribution Function (RDF) ($g(r)$) was estimated and the 95% confidence intervals for values found. The horizontal axis represents the quantiles (i) of the reference distribution according to the proficiency level based on the CEFRL classification. The vertical axis corresponds to the RDF for each quantile ($g(i)$). The dotted lines represent the boundaries of the confidence intervals. As evidenced in Figure 1, the probability of students reaching the B+ level increased by 22.28%, while it decreased by 24.45% for the A- level. In other words, the distribution changed in the desired direction, but in the case of the proportion for students at the B1 level, there were no significant changes with a 95% confidence level.

Figure 1. *Every economics program: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)*

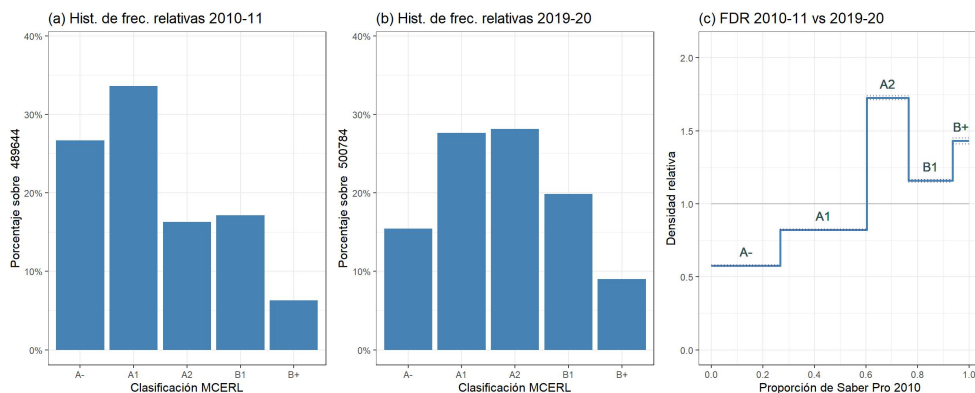


Source: Authors' calculations.

To determine whether the evolution of economics programs was different from that of other programs, we conducted the same analysis for other university graduates in Colombia without considering economics graduates. Panel (c) in Figure 2 shows that the probability of reaching A- and A1

proficiency levels decreased (42.25% and 17.7%, respectively), whereas it increased for the other levels (72.56% for A2, 15.78% for B1, and 43.08% for B+). The percentage of students reaching A2 changed significantly, from 16.29% to 28.12%. On the other hand, the percentage of students reaching B+ went from 6.28% to 8.98%, which implies a higher rate than economics programs. The significant difference between economics programs and other programs occurred at the B1 level, which experienced no change for the economics programs but did change for the others. Nevertheless, the B1 percentage went from 17.12% at the beginning of the decade to 19.8% at the end, whereas the B1 percentage for economics graduates remained stable at 30.8% throughout the decade.

Figure 2. *Every other program except economics: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)*

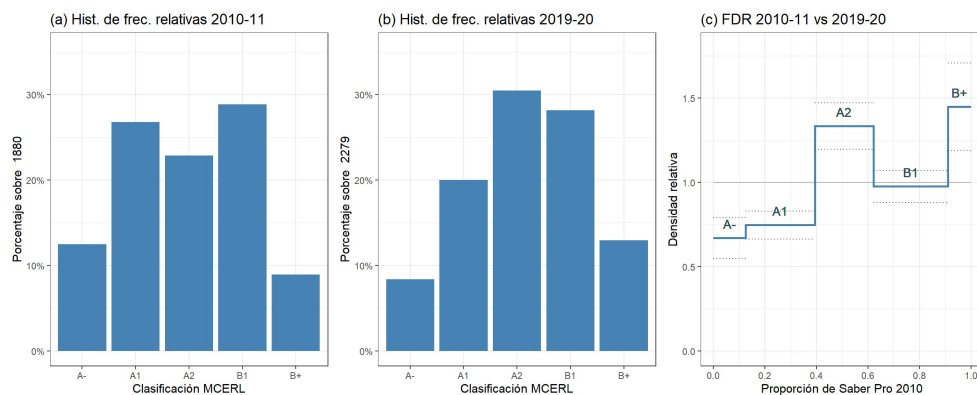


Source: Authors' calculations.

We now direct our attention to economics programs at official higher education institutions. Panel (a) of Figure 3 displays the results obtained by graduates from economics programs at official higher education institutions, which here highly concentrated during the first part of the decade at the A- (12.5%) and A1 (26.8%) levels, with 8.93% reaching the B+ level. The percentage of students reaching the A- and A1 levels went down to 8.3% and 20% by the end of the decade, a desirable outcome (see panel (c) of Figure 3).

Likewise, there is a considerable increase of 33.3% at the A2 level. At the same time, there are no significant changes for B1 (as seen in the graph showing economics programs), with an increase at the B+ level of 44.8%.

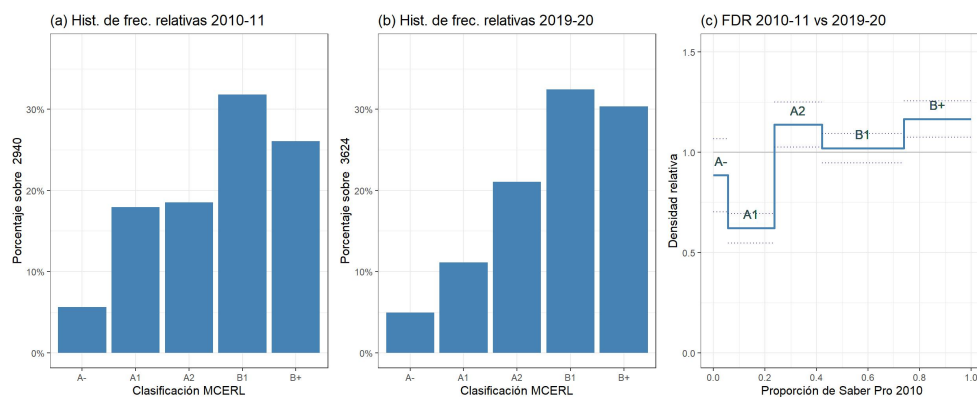
Figure 3. *Economics programs at official higher education institutions: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)*



Source: Authors' calculations.

Conversely, a different behavior can be observed for economics graduates from non-official higher education institutions (see Figure 4). At the beginning of the decade (see panel (a), the percentage of students reaching B1 was the highest (31.8%), which remained consistent throughout the decade (32.45% by the end) (see panel (b)). There are no statistical differences between the two proportions (see panel (c)). The same is true for the distribution of students reaching an A- level, which was relatively low (5.6%) at the beginning of the decade (4.97% at the end of the decade). In the case of the B+ level, a significant increase occurred, as it went from 26.05% to 30.35%. These results indicate the different distribution between official and non-official higher education institutions.

Figure 4. Economics programs at non-official higher education institutions: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)

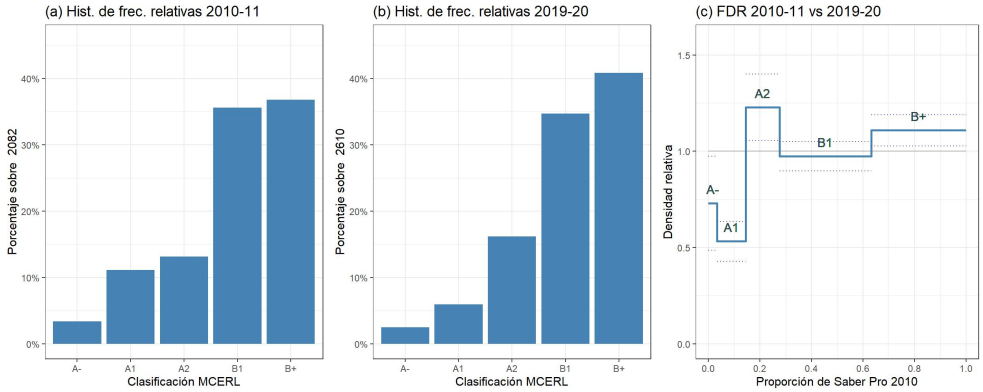


Source: Authors' calculations.

Based on the data provided by CNA, programs could be classified as i) those with quality accreditation at the beginning and the end of the decade (18 programs); ii) those that had no quality accreditation at the beginning but which did at the end (17 programs); and iii) those which had no quality accreditation either at the beginning or at the end of the decade (33 programs).

The distribution of graduates' proficiency levels from accredited programs at the beginning and the end of the decade (see Figure 5) is noticeably different from those of the economics graduates overall. For both periods, a majority of graduates reached B1 and B+ levels: 72.29% for 2010-11 (see panel (a)) and 75.47% by the end of the decade (see panel (b)). The proportion of students reaching B1 had no statistically significant differences (see panel (c)). The B+ percentage is greater by the decade's end (10.9% higher), going from 36.7% to 40.8%. The increase may be explained by decreased students reaching A- and A1 levels. Nevertheless, the A2 percentage increased by 22.8%, from 13.16% to 16.16%. These findings indicate a desirable outcome for accredited programs.

Figure 5. Accredited economics programs at the beginning and at the end of the decade: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)

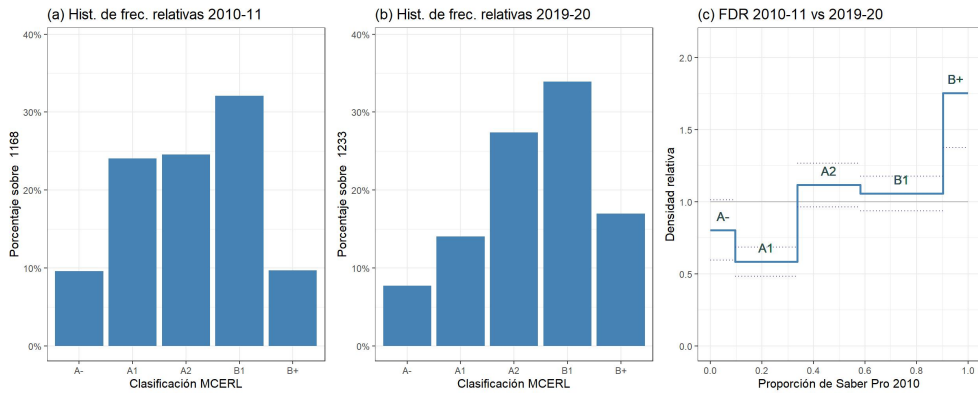


Source: Authors' calculations.

By the end of the decade, there were 17 programs with quality accreditation that had no accreditation during the 2010-11 period. Figure 6 shows whose relative distribution is highest (compared to the other groups) for B+, with a value of 1.752 (see panel (c)). Graduates from these programs reaching B+ went from 9.6% to 16.95%. The increase resulted in fewer students reaching an A1 level. For the other levels, there were no significant changes. This change is noteworthy, and further research should explore whether there is a causal relationship between the improvements resulting from the accreditation process and the change reported here.

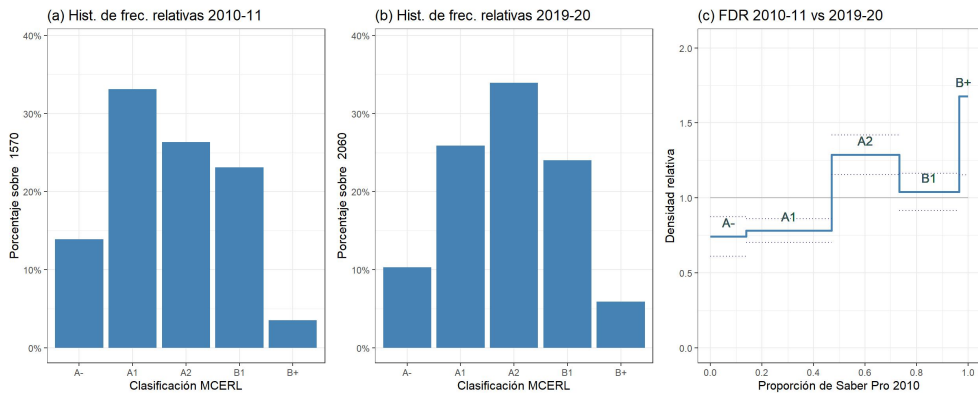
Programs without quality accreditation, either at the beginning or at the end of the decade, experienced a low percentage of students reaching B+ (3.5% at the beginning and 5.8% at the end). Nevertheless, there was a significant chance with an RDF of 1.6766, which indicates a significant increase of 67.66% (see panel (c) of Figure 7). The distribution decreased for the A- (from 13.88% to 10.29%) and A1 (33.1% to 25.8%) levels and increased for the A2 level (26.36% to 33.9%). These findings suggest a clear association between quality accreditation and result distribution for English proficiency levels.

Figure 6. Economics programs without quality accreditation at the beginning of the decade and with accreditation by the end: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)



Source: Authors' calculations.

Figure 7. Economics programs without quality accreditation at the beginning and the end of the decade: relative frequency histograms for English test results for each period (panel (a) and (b)) and Relative Distribution Function (panel (c)) (2010-11 and 2019-20)



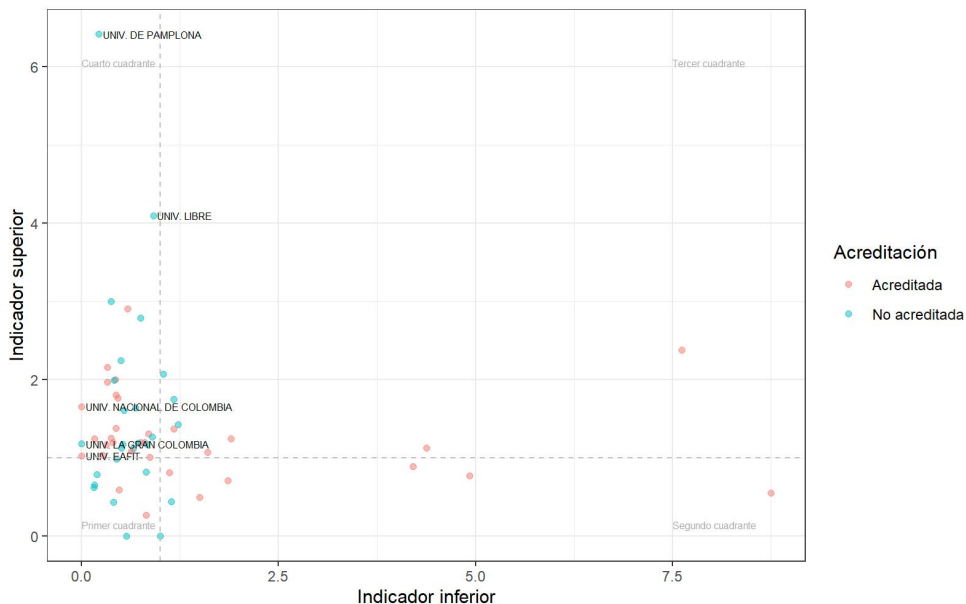
Source: Authors' calculations.

Finally, we will direct our attention to each program's level. Table A1 (see Appendix) shows the RDF findings for each one of the programs with enough notes for both periods.² Figure 8 displays these findings. The horizontal axis shows the "lower index", which corresponds to the proportion of change in the number of graduates at the A- level (or A1 in cases where the program had no A- graduates for the first period), i.e., the RDF value for A-. Thus, if the value is less than 1, it means that the proportion of students reaching A- decreased in comparison to the reference period (2010-11); if it is equal to 1, it means that there were no significant changes; if it is greater than 1, it is because the proportion has increased. Furthermore, if the index is 0, it indicates that for the final period, there were no graduates at the A- level. Concerning the lower index, Universidad Nacional, Universidad EAFIT, and Universidad la Gran Colombia stand out, as they had no students at the A- level. Conversely, Universidad Santo Tomás (Bucaramanga) and Universidad Pontificia Bolivariana had lower index values greater than 7, which indicates that the proportion of students at the A- level increased by over 600%.

Similarly, the vertical axis measures the "upper index", corresponding to relative changes at the B+ (or B1 levels, in some cases where universities had no students reaching B+ during the first period). Similar to the lower index, if the value is less than 1, it means that the proportion of students reaching B+ decreased to the reference period; if it is equal to 1, it has remained constant; if it is greater than 1, the higher the value, it indicates a greater growth in the proportion of graduates reaching a B+ level with respect to the reference distribution. Some leading universities in this respect were Universidad de Pamplona, Universidad Libre, and Universidad Cooperativa de Colombia (Bogotá Campus), with indices of 6.417, 4.1, and 3, respectively (see Figure 8).

² Programs without any students taking the tests either at the beginning or at the end of a given period were not considered. By the same token, programs with less than 20 students for either of the two periods were dismissed.

Figure 8. *Upper and lower indices for higher education institutions with and without quality accreditation (2010-11 and 2019-20)*



Source: Authors' calculations.

Figure 8 shows four quadrants. The first quadrant corresponds to programs with a reduced proportion of graduates reaching both A- and B+ (or B1); in other words, programs for which the distribution of language proficiency was centralized. This quadrant includes nine programs,³ of which only 2 have quality accreditation. Similarly, quadrant 2 corresponds to programs with an increased proportion of students in the lower tail and a decreased proportion in the upper tail. These outcomes are not desirable. This quadrant includes seven programs,⁴ six of which have quality

³ These programs belong to the following higher education institutions: Universidad Católica de Pereira, Fundación Universitaria Internacional del Trópico Americano, Universidad de Manizales, Universidad la Gran Colombia, Fundación Universidad de América, Universidad de Nariño, Universidad del Atlántico, Universidad Autónoma Latinoamericana and Corporación universidad Piloto de Colombia.

⁴ These programs belong to the following higher education institutions: Colegio Mayor Nues-

accreditation. Quadrant 3 displays the programs that improved in the upper end of the distribution but also experienced growth in the lower tail. These programs exhibit a polarized distribution in the values for this item;⁵ 5 of them have quality accreditation. Finally, the fourth quadrant displays those programs with the desirable outcome of increasing the proportion of students in the upper tail and decreasing the lower tail. 34 programs appear in this quadrant,⁶ of which 19 have quality accreditation.

Finally, red dots indicate accredited programs and blue dots indicate those without quality accreditation. 5.88% of accredited programs are in the first quadrant, and 17.64% are in the second quadrant. On the other hand, quadrants 3 and 4 gather 14.7% and 55.88% of accredited programs, respectively. Most programs are in the fourth quadrant, the most desirable outcome concerning English proficiency among economics graduates. This indicates that most programs have improved English proficiency among their students.

tra Señora del Rosario, Universidad Icesi, Universidad del Norte, Universidad Central, Universidad Pontificia Bolivariana, Universidad de San Buenaventura, Universidad Surcolombiana.

⁵ These programs belong to the following higher education institutions: Universidad Santo Tomás (Bucaramanga campus), Fundación Universidad Autónoma de Colombia, Universidad Pontificia Bolivariana (Montería campus), Universidad Popular del Cesar, Universidad del Valle, Universidad Santo Tomás, Fundación Universitaria de Bogotá “Jorge Tadeo Lozano” and Universidad de los Andes.

⁶ These programs belong to the following higher education institutions: Universidad de Pamplona, Universidad Libre (Cali), Universidad Cooperativa De Colombia, Escuela Colombiana De Ingeniería “Julio Garavito”, Universidad De Los Llanos, Universidad De Ibagué, Universidad Nacional De Colombia (Medellín campus), Universidad Tecnológica De Bolívar, Universidad Autónoma De Occidente, Universidad De La Salle, Universidad Sergio Arboleda, Fundación Universitaria Los Libertadores, Universidad Nacional De Colombia (Bogotá campus), Universidad Antonio Nariño (Bogotá campus), Universidad-Colegio Mayor De Cundinamarca, Universidad Pedagógica Y Tecnológica De Colombia, Universidad De Cartagena, Corporación Universitaria Del Caribe, Universidad Del Magdalena, Universidad Militar “Nueva Granada”, Pontificia Universidad Javeriana (Bogotá campus), Universidad Ean, Universidad Industrial De Santander, Universidad Santiago De Cali, Universidad La Gran Colombia (Armenia campus), Universidad De Medellín, Universidad Católica De Colombia, Universidad De Antioquia, Universidad Del Tolima, Universidad Autónoma De Bucaramanga, Universidad Libre (Pereira campus), Pontificia Universidad Javeriana (Cali campus), Universidad Eafit and Universidad Del Cauca.

Conclusion

Proficiency in English constitutes a necessary competence for any university graduate. In Colombia, the Saber Pro tests measure the degree to which this competence is developed by students who are about to conclude their training at the university level. This paper has reviewed their performance in comparing the distribution of results for economics programs in the English section of the text at the beginning and the end of the past decade.

Our nonparametric approach reveals significant changes in the values reached by students concluding their studies in economics throughout the decade. For the 2010-11 period, levels A1, A2, and B+ had similar distributions. However, for the 2019-20 period, there was an increase in the proportion of students reaching B1 and B+ levels, with a decrease in the A2 level. The Relative Distribution Function (RDF) analysis showed a 22.28% increase in the probability of students at the B+ level and a decrease of 24.25% in the likelihood of students at the A- level. These changes indicate a favorable direction in the distribution, even though the proportion of students at the B1 level showed no significant changes.

Comparing economics programs in Colombia to other university programs, it became clear that there was a decrease in the probability of reaching A- and A1 levels for programs other than economics. In contrast, the probabilities for the different levels increased. Specifically, the percentage of students at the A2 level rose from 16.29% to 28.12%; likewise, the percentage of students reaching the B+ level went up from 6.28% to 8.89%. These changes are greater than those observed for the economics programs, which indicates a significant difference in the evolution of these groups.

Economics programs at official higher education institutions have experienced a change in the distribution of students throughout the decade. Earlier, there was a high concentration of students at the A- (12.5%) and A1 (26.8%) levels; however, by the end of the decade, there was a decrease of 8.3% and 20% respectively. Conversely, A2 and B+ levels experienced an increase: level A2 increased by 33.3% and level B+ by 44.8%. On the other hand, the pattern for economics programs at non-official higher education institutions was

different. At the beginning and the end of the decade, the highest percentage of students remained at the B1 level (31.8% and 32.45% respectively). As for the A- and B+ levels, there were no significant changes in their distribution (5.6% at the beginning, 4.97% at the end for A-, 26.05% at the beginning, and 30.35% at the end for B+).

Upon closer examination, three groups were identified among programs with quality accreditation: those with quality accreditation both at the beginning and at the end of the 2010s; those who obtained their accreditation at the end and did not have it before; and those programs without quality accreditation either at the beginning or at the end of the decade. These findings support the idea that there is a clear relationship between accreditation and the distribution of learning outcomes in English, even though there is still room to explore the causal relationship.

If the programs are individually analyzed, some universities experienced significant changes in the proportion of students at the A- and B+ levels. Universidad Nacional, Universidad EAFIT, and Universidad la Gran Colombia had no students at the A- level during the 2019-20 level. On the other hand, Universidad Santo Tomás (Bucaramanga) and Universidad Pontificia Bolivariana experienced a significant increase in the proportion of students at the A- level. Regarding the B+ level, Universidad de Pamplona, Universidad Libre, and Universidad Cooperativa de Colombia (Bogotá campus) performed above the rest, significantly increasing the proportion of students at this level. These findings highlight the variability of the results among accredited programs and the importance of examining the reasons behind these changes more closely.

The estimated indices offer evidence of a degree of variability of the results among economics programs concerning the English proficiency of their students. Nevertheless, most accredited programs have shown some improvement in this regard, which indicates that effective actions are being implemented to strengthen second-language proficiency among their students. Conducting further research and promoting additional strategies to improve English proficiency for all programs, especially those in the less desirable quadrants, is essential.

This paper contributes to the field's literature in at least three respects. First, it contributes to the limited literature studying English-language competence development in economics programs in Colombia. Second, it is the first to use the Relative Distribution Method to study the evolution of test result distribution without focusing exclusively on a distribution segment. Third, it analyzes the development of this specific competence throughout the 2010s.

These findings point to the significant heterogeneity found in the results of economics programs in the country regarding second-language competence development. Further research is required to identify the elements that determine these findings. The programs' duration, the students' socio-demographic characteristics, and the English-language entry level could affect the findings reported here. In this respect, identifying the elements that determine the development of second-language competence should be considered for further research.

Likewise, it is crucial to conduct added-value studies identifying the programs that generate better outcomes for their students. It should be noted that the entry-level of students at the beginning of their studies is directly related to their proficiency when they complete them. Studying the added value of the programs in terms of second-language competence development is an area that has yet to be fully explored. There are some limitations regarding the data linking the results for the Saber 11 and Saber Pro tests as Icfes supplies them: a significant percentage of individuals need to be registered, and results present a noticeable bias.⁷ Algorithms should be developed to solve this problem, thus creating more robust samples to study the added value of higher education institutions in developing this competence for economics graduates.

⁷ When matching the data presented by Icfes regarding both tests, a lot of information is lost. For instance, when comparing the data for Saber Pro 2019-20 with data for Saber 11 during the last years (2010-2020), only 51.67% of the matching data can be retrieved for strata 1, 46.74% for strata 2, 48.05% for strata 3, 47.64% for strata 4, 62% for strata 5, and 82.38% for strata 6 (it should be noted that poverty levels in Colombia are associated to government-appointed social strata, which range from 1 to 6, with one corresponding to citizens living in the poorest areas and 6 to those in the wealthiest). As can be seen, an evident bias favoring the higher strata precludes any possibility of concluding the data.

Many questions remain unanswered, so the authors expect other researchers to be encouraged to work on the subject. Furthermore, input from program managers and economics faculty concerning the development of this competence among future economists is also encouraged.

Appendix

Table A1. *Upper and lower indices of RD for each higher education institution*

Institution	Lower index	Upper index
UNIV. DE PAMPLONA-PAMPLONA	0.22	6.42
UNIV. LIBRE-CALI	0.91	4.10
UNIV. COOPERATIVA DE COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.	0.38	3.00
ESCUELA COLOMBIANA DE INGENIERIA "JULIO GARAVITO"-BOGOTÁ D.C.	0.58	2.91
UNIV. DE LOS LLANOS-VILLAVICENCIO	0.74	2.79
UNIV. SANTO TOMAS-BUCARAMANGA	7.62	2.38
UNIV. DE IBAGUE-IBAGUE	0.50	2.25
UNIV. NACIONAL DE COLOMBIA-MEDELLIN	0.33	2.16
FUNDACION UNIV. AUTONOMA DE COLOMBIA -FUAC-BOGOTÁ D.C.	1.04	2.08
UNIV. TECNOLOGICA DE BOLIVAR-CARTAGENA	0.43	2.00
UNIV. AUTONOMA DE OCCIDENTE-CALI	0.42	1.99
UNIV. DE LA SALLE-BOGOTÁ D.C.	0.33	1.97
UNIV. SERGIO ARBOLEDA-BOGOTÁ D.C.	0.43	1.80
FUNDACION UNIVERSITARIA LOS LIBERTADORES-BOGOTÁ D.C.	0.46	1.76
UNIV. PONTIFICIA BOLIVARIANA-MONTERIA	1.17	1.75
UNIV. NACIONAL DE COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.	0.00	1.66
UNIV. ANTONIO NARIÑO-BOGOTÁ D.C.	0.68	1.64

Continued

Table A1. *Continuation*

Institution	Lower index	Upper index
UNIV.-COLEGIO MAYOR DE CUNDINAMARCA-BOGOTÁ D.C.	0.54	1.61
UNIV. POPULAR DEL CESAR-VALLEDUPAR	1.23	1.43
UNIV. PEDAGOGICA Y TECNOLOGICA DE COLOMBIA-TUNJA	0.44	1.38
UNIV. DEL VALLE-CALI	1.17	1.37
UNIV. DE CARTAGENA-CARTAGENA	0.85	1.31
CORPORACION UNIVERSITARIA DEL CARIBE - CECAR-SINCELEJO	0.90	1.27
UNIV. DEL MAGDALENA - UNIMAGDALENA-SANTA MARTA	0.37	1.25
UNIV. MILITAR "NUEVA GRANADA"-BOGOTÁ D.C.	0.16	1.25
UNIV. SANTO TOMAS-BOGOTÁ D.C.	1.89	1.24
PONTIFICIA UNIV. JAVERIANA-BOGOTÁ D.C.	0.75	1.20
UNIV. EAN-BOGOTÁ D.C.	0.40	1.20
UNIV. INDUSTRIAL DE SANTANDER-BUCARAMANGA	0.80	1.20
UNIV. SANTIAGO DE CALI-CALI	0.72	1.19
UNIV. LA GRAN COLOMBIA-ARMENIA	0.00	1.18
UNIV. DE MEDELLIN-MEDELLIN	0.83	1.17
UNIV. CATOLICA DE COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.	0.52	1.17
UNIV. DE ANTIOQUIA-MEDELLIN	0.31	1.17
UNIV. DEL TOLIMA-IBAGUE	0.51	1.13
FUNDACION UNIV. DE BOGOTA "JORGE TADEO LOZANO"-BOGOTÁ D.C.	4.38	1.12
UNIV. AUTONOMA DE BUCARAMANGA-UNAB-BUCARAMANGA	0.65	1.12
UNIV. LIBRE-PEREIRA	0.63	1.09
UNIV. DE LOS ANDES-BOGOTÁ D.C.	1.60	1.07
PONTIFICIA UNIV. JAVERIANA-CALI	0.28	1.03

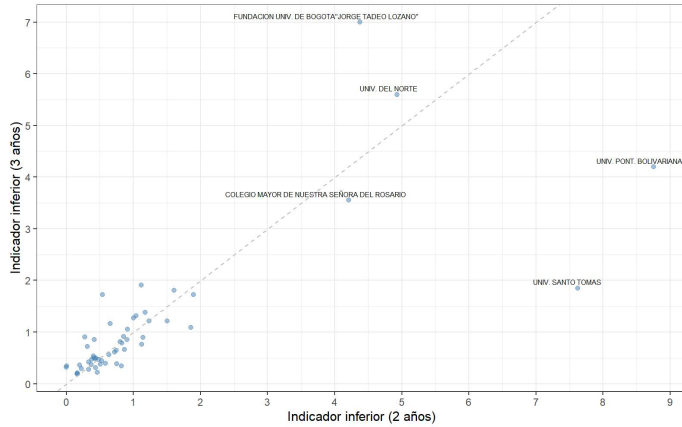
Continued

Table A1. *Continuation*

Institution	Lower index	Upper index
UNIV. EAFIT-MEDELLIN	0.00	1.03
UNIV. DEL CAUCA-POPAYAN	0.87	1.01
UNIV. DE LA SABANA-CHIA		1.00
UNIV. CATOLICA DE PEREIRA-PEREIRA	0.44	0.99
UNIV. EXTERNADO DE COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.		0.90
COLEGIO MAYOR DE NUESTRA SEÑORA DEL ROSARIO-BOGOTÁ D.C.	4.21	0.89
FUNDACION UNIVERSITARIA INTERNACIONAL DEL TROPICO AMERICANO-YOPAL	0.82	0.82
UNIV. ICESI-CALI	1.12	0.81
UNIV. DE MANIZALES-MANIZALES	0.20	0.79
UNIV. DEL NORTE-BARRANQUILLA	4.93	0.78
UNIV. CENTRAL-BOGOTÁ D.C.	1.86	0.71
UNIV. LA GRAN COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.	0.16	0.66
FUNDACION UNIV. DE AMERICA-BOGOTÁ D.C.	0.16	0.62
UNIV. DE NARIÑO-PASTO	0.48	0.59
UNIV. PONTIFICIA BOLIVARIANA-MEDELLIN	8.75	0.55
UNIV. DE SAN BUENAVENTURA-CALI	1.50	0.50
UNIV. SURCOLOMBIANA-NEIVA	1.14	0.44
UNIV. DEL ATLANTICO-BARRANQUILLA	0.41	0.44
UNIV. AUTONOMA LATINOAMERICANA-UNAULA-MEDELLIN	0.82	0.27
CORPORACION UNIV. PILOTO DE COLOMBIA-BOGOTÁ D.C.	0.57	0.00
UNIV. DE SAN BUENAVENTURA-BOGOTÁ D.C.	1.00	0.00

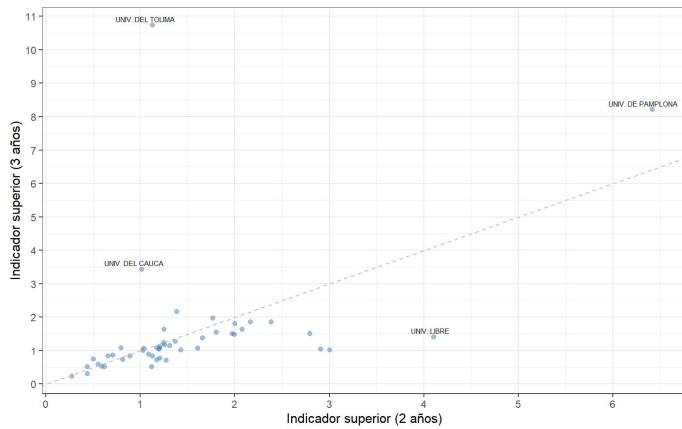
Source: authors' calculations.

Figure A1. Robustness analysis: comparison of lower index results when 2 or 3 years are used at the beginning and the end of the decade



Source: authors' calculations.

Figure A1. Robustness analysis: comparison of upper index results when 2 or 3 years are used at the beginning and the end of the decade



Source: authors' calculations.

Ethics Statement

This research article did not work with a person or groups of persons to generate the data used in the methodology; therefore, it did not require the endorsement of an Ethics Committee for its realization.

References

- Agú, E. (2013). Tendencias en desigualdad de ingresos en los hogares en el gran buenos aires, 1980-2012. *VII Jornadas de jóvenes Investigadores*. Universidad de Buenos Aires. <https://www.academica.org/000-076/305>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Díaz Mejía, D. M., & Estrada Nates, D. (2018). Achievements of a Bilingual Policy: The Colombian Journey. In B. S. Chumbow (ed.), *Multilingualism and Bilingualism* (57-74). IntechOpen. <http://dx.doi.org/10.5772/intechopen.72114>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Díaz, D. M., Estrada-Nantes, D., & Mueces-Bedón, B. V. (2018). English Proficiency Level in Colombian Undergraduate Students of Medical Programs. *Revista de La Facultad de Medicina*, 66(2), 215-222. <https://doi.org/10.15446/revfacmed.v66n2.61296>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Estrada-Nantes, D., & Mueces-Bedón, B. (2018). Nivel de inglés en los programas de economía de Colombia: ¿se cumple la meta? *Lecturas de Economía*, 89, 41-67. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n89a02>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Estrada-Nantes, D., Mueces-Bedón, B. V., & Sandoval-Escobar, M. (2018). Análisis de las competencias en segundo idioma en los programas de psicología Colombianos. *Suma Psicológica*, 25(2), 122-132. <http://dx.doi.org/10.14349/sumapsi.2018.v25.n2.4>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Estrada-Nates, D. E., & Martínez-Quintero, D. A. (2016). ¿Se cumplió la meta de bilingüismo en los programas de educación universitaria del sector software en Colombia? *Revista Educación En Ingeniería*, 11(22), 39-45. <https://educacioneningenieria.org/index.php/edi/article/view/649>

- Alonso-Cifuentes, J. C., Estrada-Nates, D., & Mueces-Bedón, B. V. (2021). Nivel de inglés de los graduados de programas de contaduría en Colombia: muy lejos de la meta. *Estudios Gerenciales*, 37(160), 335-348. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2021.160.3878>
- Alonso-Cifuentes, J. C., Martin, J. D., & Gallo, B. (2015). El nivel de inglés después de cursar la educación superior en Colombia: Una comparación de distribuciones. *Revista de Economía Institucional*, 17(33), 275-298. <https://doi.org/10.18601/01245996.v17n33.12>
- Alonso-Cifuentes, J.-C., Estrada-Nates, D., & Mueces-Bedón, B.-V. (2019). Evaluación del nivel de inglés en los programas de enfermería en Colombia: 2011-2016. *Revista Colombiana de Enfermería*, 18(2), e009-e009.
- Andrade, J. A., Duarte, A. P., & Simões, M. C. (2010). The impact of EU integration on the Portuguese distribution of employees' earnings. *Estudos Do GEMF*, 8.
- Borraz, F., González Pampillón, N., & Rossi, M. (2011). *Polarization and the Middle Class* [working paper/FCS-DE; 20/11]. <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/2211/1/DT%20E%202011-20.pdf>
- Contoyannis, P., & Wildman, J. (2007). Using Relative Distributions to investigate the Body Mass Index in England and Canada. *Health Economics*, 16(9), 929-944. <https://doi.org/10.1002/hec.1240>
- El Congreso de la República de Colombia. (1994). Ley 115 de 1994. *Por la cual se expide la ley general de educación*. https://www.mineducacion.gov.co/1621/articles-85906_archivo_pdf.pdf
- Handcock, M. S., & Morris, M. (1999). *Relative Distribution Methods in the Social Sciences*. Springer.
- Handcock, M. S., & Morris, M. (2006). *Relative Distribution Methods in the Social Sciences*. Second Edition, Springer Science & Business Media.

- Ministerio de Educación Nacional. (1994). *Programa nacional de bilingüismo 2004-2019* [presentation]. https://www.mineducacion.gov.co/1621/articles-132560_recurso_pdf_programa_nacional_bilinguismo.pdf
- Ministerio de Educación Nacional. (2014). *Programa nacional de inglés 2015-2025 Colombia very well!* [presentation]. https://www.mineducacion.gov.co/1759/articles-343837_Programa_Nacional_Ingles.pdf
- Ministerio de Educación Nacional. (2015). *Colombia bilingüe 2014-2018* [presentation]. <https://es.slideshare.net/slideshow/colombia-bilinge-20142018/54242073>
- Panek, T., & Zwierzchowski, J. (2020). Median Relative Partial Income Polarization Indices: Investigating Economic Polarization in Poland During 2005–2015. *Social Indicators Research*, 149(3), 1025-1044. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02274-2>
- Petrarca, I., & Ricciuti, R. (2015). *Relative income distribution in six European countries: Market and disposable income* [LIS Working Paper Series]. <https://ideas.repec.org/p/lis/liswps/629.html>
- Ricci, C. A., & Scicchitano, S. (2021). *The Role of Great Recession on Income Polarization by Population Groups*. [GLO Discussion Paper]. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/228736/1/GLO-DP-0766.pdf>
- Schettino, F., Gabriele, A., & Khan, H. A. (2021). Polarization and the Middle Class In China: A Non-parametric Evaluation Using CHNS and CHIP Data. *Structural Change and Economic Dynamics*, 57, 251-264. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.04.002>
- Soares, J. F., & Delgado, V. M. S. (2016). Medida das desigualdades de aprendizado entre estudantes de ensino fundamental. *Estudos Em Avaliação Educacional*, 27(66), 754-780. <https://doi.org/10.18222/eaev27i66.4101>

**The Dilemma between Price Stabilization and Full
Employment in Colombian Economic Policy: Some
Contributions to the Debate**

Mario Eduardo Hidalgo Villota

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Mario Eduardo Hidalgo Villota

The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate

Abstract: *This article contributes theoretical and empirical elements to the debate on the supposed supremacy of the inflation targeting strategy in Colombia to ensure the maintenance of the purchasing power of the currency. In the fulfillment of this constitutional mandate, Banco de la República is held responsible for the lower economic growth and, consequently, for the loss of employment. Based on the analysis of Colombia's system of national accounts and DANE labor statistics, as well as the databases of the Center for Growth and Development of the University of Groningen (Netherlands) and the World Penn Table 10.0, empirical evidence is provided in favor of the thesis that premature deindustrialization, together with the boom in trade and services and the effects of accelerated trade liberalization in 1990, have reduced the economy's capacity to generate more jobs. The unemployment sacrifice ratio calculated for Colombia indicates that the stabilization measures have been successful, as inflation was reduced by one percentage point, reducing unemployment by 0.12%. This coefficient represents the cost in percentage points of additional unemployment for each percentage point reduction in inflation.*

Keywords: *policy coordination, stabilization, inflation, full employment, monetary policy.*

JEL Classification: E5, E52, E58, E61, E63.

El dilema entre la estabilización de precios y el pleno empleo en la política económica colombiana: algunos aportes al debate

Resumen: *Este artículo aporta elementos teóricos y empíricos al debate de la supuesta supremacía de la estrategia de inflación objetivo en Colombia para velar por el mantenimiento de la capacidad adquisitiva de la moneda. En el cumplimiento de este mandato constitucional, al Banco de la República se le responsabiliza del menor crecimiento económico y, en consecuencia, de la pérdida de empleo. A partir del análisis del sistema de cuentas nacionales de Colombia y las estadísticas laborales del DANE, así como de las bases de datos del Centro de Crecimiento y Desarrollo de la Universidad de Groningen (Países Bajos) y la World Penn Table 10.01, se aporta evidencia empírica a favor de la tesis de que la desindustrialización prematura junto con el auge del comercio y los servicios y los efectos de la liberalización comercial acelerada en 1990, han reducido la capacidad de la economía para generar más trabajo. El coeficiente de sacrificio de desempleo calculado para Colombia indica que las medidas de estabilización han sido exitosas: al reducirse la inflación en un punto porcentual, el desempleo disminuyó en 0,12%. Este coeficiente representa el costo en puntos porcentuales de desempleo adicional por cada punto porcentual de reducción de la inflación.*

Palabras clave: *coordinación de políticas, estabilización, inflación, pleno empleo, política monetaria.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a352317>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Le dilemme entre la stabilisation des prix et le plein emploi dans la politique économique colombienne : quelques contributions au débat

Résumé: *Cet article apporte des éléments théoriques et empiriques au débat sur la suprématie supposée de la stratégie de ciblage de l'inflation en Colombie pour assurer le maintien du pouvoir d'achat de la monnaie. Dans l'accomplissement de ce mandat constitutionnel, Banco de la República est tenue pour responsable de la faible croissance économique et, par conséquent, de la perte d'emplois. Sur la base de l'analyse du système de comptabilité nationale de la Colombie et des statistiques du travail DANE, ainsi que des bases de données du Centre pour la croissance et le développement de l'Université de Groningue (Pays-Bas) et du World Penn Table 10.0, des preuves empiriques sont fournies en faveur de la thèse selon laquelle la désindustrialisation prématurée, associée à l'essor du commerce et des services et aux effets de la libéralisation accélérée du commerce en 1990, ont réduit la capacité de l'économie à créer plus d'emplois. Le taux de chômage calculé pour la Colombie indique que les mesures de stabilisation ont été couronnées de succès, l'inflation ayant été réduite d'un point de pourcentage, réduisant le chômage de 0,12%. Ce coefficient représente le coût en points de pourcentage du chômage supplémentaire pour chaque point de pourcentage de réduction de l'inflation.*

Mots clés: *coordination des politiques, stabilisation, inflation, plein emploi, politique monétaire.*

Cómo citar / How to cite this item:

Hidalgo-Villota, M. E. (2024). The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate. *Lecturas de Economía*, 102, 271-301. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a352317>

The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate

Mario Eduardo Hidalgo Villota ^a

–Introduction –I. Literature review. –II. Methodology. –III. Analysis of results.
–IV. Discussion Conclusions. –Appendix. –Ethics Statement –References.

Original manuscript received on 7 January 2023; final version accepted on 9 January 2024

Introduction

Article 373, paragraph 1 of the 1991 Political Constitution of Colombia established the Board of Directors of the Banco de la República (hereinafter the Bank) as the monetary, exchange and credit authority, with an explicit and non-delegable function: *to maintain the purchasing power of the Colombian currency*. In turn, Article 1 of Law 31 of 1992 defines the Bank as a legal entity of public law, a state agency of constitutional rank, with its own legal regime, of its own special nature, with administrative, patrimonial and technical autonomy. Article 2 of this law adds that “the Board of Directors of the Bank shall adopt specific inflation goals, which must always be lower than the last recorded results”; in addition, it shall use the instruments of the policies under its charge and shall make the recommendations that are conducive to the same purpose.

Although what is expressed in Article 373 of the Political Constitution and in Law 31 of 1992 with respect to the mission of the Bank’s Board of Directors seems to be clear, an interesting debate has arisen in Colombia regarding the fact that the Bank, in the search for price stability (inflation control), sets annual inflation targets ranging between 2% and 4% (3% on average as a long-term goal), and it is believed that this constitutional mandate

^a *Mario Eduardo Hidalgo Villota*: Assistant Professor at the Universidad de Nariño, Department of Economics, Government and Public Policies Research Group, Pasto, Nariño. E-mail: mariohidalgo@udenar.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-5579-6136>

has negatively affected economic growth and, therefore, the generation of employment. In addition, although the Bank is in charge of monetary, exchange and credit policy, this policy is not sufficiently coordinated with the fiscal policy headed by the national executive branch, causing restrictions to the growth of economic activity and, consequently, to employment. It is suggested that the supposed lack of coordination in the management of the comprehensive economic policy by the economic authorities has been directly responsible for the failure to achieve full employment as a social aspiration. In other words, the anti-inflationary monetary policy is blamed for the poor economic performance of the country and the low generation of productive employment, thus reviving an old ideological battle waged between Keynesians and monetarists at the end of the 20th century, which was thought to have been overcome with the issuance of the 1991 Political Constitution.

In overcoming this constitutional discussion, the control of legality exercised by the Constitutional Court of Colombia through the issuance of Ruling C-481/99 has been of utmost importance. The Court sufficiently supported the non-existence of rivalry between monetary and fiscal policies in the legal system. Moreover, the Court insists on the imminent need to coordinate monetary policy instruments with economic policy in general in the development of the social content of the Colombian State. Thus, this article seeks to contribute empirical evidence to the debate on the apparent supremacy of the inflation targeting strategy in Colombia.

A review of the available literature provides valuable theoretical elements to understand the importance of central bank independence and autonomy in the face of the new challenges of increasingly interconnected decentralized economies. The methodological aspects of this research study focus on the construction and analysis of an unemployment sacrifice ratio in terms of inflation control according to the analytical framework of the Phillips curve. The modest results in terms of employment generation and formalization in the country are not attributable to the rivalry of monetary policy with economic policy in general; rather, they are a more complex effect derived from the premature deindustrialization that, together with the rapid boom in trade and services and the asymmetries of the accelerated economic opening

in 1990, undermined the capacity of the Colombian economy to generate more and better jobs. The results suggest that in no way the reduction of inflation has meant an increase in unemployment as perceived by heterodoxy, therefore, the inflation targeting scheme implemented in Colombia since 1991 is shown to be successful.

I. Literature review

The last quarter of the 20th century marked, at a global level, the weakening and discrediting of Keynesian economic ideas and the resurgence of the monetarist conception anchored in supply-side economics. The new model of world economic development rapidly shifted from the economy of demand to the economy of supply. The former was based on expansionary fiscal policy and the role of the money supply as the driving force behind productive expansion. Its essential purpose was full employment of labor. The latter was based on economic growth thanks to the accumulation of productive factors and improvements in their combination (technological change). Thus, the change in the world economic model meant an adjustment in the priorities and instruments of economic policy. Macroeconomic theory and policy shifted their attention and emphasis from short-term effective demand to the determinants of long-term economic growth based on cost reduction, price and wage flexibility and progressive increases in productivity and international business competitiveness.

This change of model also implied substantial changes in the object of economic policy intervention. The recurrent episodes of stagflation in the 1970s in developed economies were both the trigger and the justification for focusing economic policy measures on containing inflation through restrictive monetary policies and the establishment of independent central banks responsible for constantly monitoring the behavior of the national output gap and identifying with certain precision the phase of the economic cycle on which to base the actions of the economic authorities. Granted, monetary policy measures could not be concentrated in the hands of the national executive branch, who would be tempted to abuse monetary issuance to increase public spending and overheat economic performance. This is

precisely where the need arises to guarantee price stability under the leadership of an independent, autonomous and technical body capable of understanding the functioning of the economy and of articulating inflation control measures with economic policy in general.

Supply-side economics is based on the thought of Say (2001) and his famous and controversial Say's Law. For this author, the crisis of overproduction and unemployment that Europe went through in the eighteenth century was not due to a generalized excess in the supply of goods, but to the surplus of goods in some markets, while there was a lack of goods in others. Say added that one could not speak of an excess supply of labor, nor of an underutilized capacity of the economy. For him, the possibility was that in certain markets there was a shortage of labor or capital while in others there was a surplus (Rodríguez, 2003). Similarly, the new classical school of thought led by Lucas, Jr. (1990) regained vigor and spirit after the waning of Keynesian and post-Keynesian ideas in the early 1970s. According to this globally influential school, national production, and not effective demand, is the essential axis of the economy and, therefore, of contemporary economic policy.

The foundation of the theoretical and empirical edifice of the economics of demand is the economic crises caused by problems of insufficient effective demand, as pointed out by Keynesianism after the Great Depression of 1929. According to this paradigm, short-term economic policy should focus on finding ways to stimulate consumption and private investment and promote exports of goods and services through a competitive exchange rate. Under this logic, the State acquires a leading role as planner, guide and investor through expansionary fiscal policies that, combined harmoniously with monetary policies, will lead to full employment as the supreme goal. The post-war discourse dealt with how to achieve a high rate of production and employment that would not only benefit workers but also employers by expanding their profits (Kalecki, 1943). Although the concept of full employment has a certain theoretical and empirical complexity, it was considered to be the absence of involuntary unemployment (Tobin, 1996), besides being a desire of any progressive capitalist society.

However, the supremacy of supply-side economics implied a new protagonism of central banks with more explicit inflation targeting functions. Colombia could not be on the sidelines of the new world economic architecture. Prior to the issuance of the 1991 Political Constitution, the Bank was in charge of a multiplicity of economic objectives, many of which were difficult to fulfill. The absence of an explicit objective of preserving the purchasing power of the currency as a priority meant that the Bank's decisions were subject to the political sway of the presidents in office, with serious consequences in the increase of the consumer price index (CPI) due to recurrent monetary issues, large fiscal deficits as a result of the excessive increase in public spending and repeated devaluations to satisfy the interests of powerful exporting groups. All this led to the need to grant the Bank sufficient autonomy to ensure a low and stable inflation rate and to achieve the maximum sustainable level of national output and employment without incurring inflationary pressures.

The political discussion about the independence and autonomy of the central bank in Colombia within the framework of the Constituent Assembly of the early 1990s did not meet with any resistance. In a new political constitution of liberal lineage such as the one under construction, it was more than necessary to implement a target inflation scheme such as the one proposed. Finally, Title XII of the 1991 Political Constitution incorporated the independence of the Bank and, subsequently, a set of legal and institutional arrangements were put in place to make price stability a reality. In fact, the debate between inflation control and full employment arose later within a group of heterodox economists who criticized the inflation targeting scheme as a capitalist competitive deflation strategy. Thus, the Constitutional Court of Colombia, through Ruling C-481/99, clarified that the search for price stability is inextricably linked to the nature, functions and autonomy of the Banco de la República (hereinafter, the Bank). Through this institution with a significant degree of autonomy, the State seeks to preserve the purchasing power of the currency. The Ruling adds that the purpose of the Bank is not exclusively to fight inflation, which is the basic function of the Bank, but also that the Board of Directors cannot be indifferent to other economic objectives, since its decisions must be coordinated with the general

economic policy and develop the social content of the Colombian State. It is not surprising that the existence of autonomous and independent central banks in the world is part of democracy (Blinder, 1998; Kalmanovitz, 2000).

The Court has been emphatic in pointing out that there is no distance between monetary and fiscal policy, since the Bank works towards two essential objectives: (a) to achieve and maintain low and stable inflation rates, and (b) to stabilize product growth rate around its sustainable levels in the long term (Urrutia, 2002; Uribe, 2005, 2012). Along the same lines, the Court, by means of Ruling C-485/93, declared the first paragraph of article 15 of Law 31 of 1992, as well as its paragraph, unconstitutional. It established that when the Bank acts as a representative of the State in the different international financial organizations, it must act in coordination with both the general economic policy and the international policy of the Government. "If in all markets there were price flexibility (upward or downward) and people had full access to relevant economic information, no relationship between inflation and unemployment would be expected" (Larraín, 2004, pp. 82-83). Inflation is caused by the monetary expansion that a central bank can bring about by trying to stimulate production. Higher production will lead to the absorption of more workers hired at higher wages (labor costs) that businessmen will pass on to the prices of the goods and services they offer. Since in the long run the larger money supply does not necessarily represent greater production according to the quantity theory of money, the greater demand for goods and services would not be compensated by an increase in economic activity nor in employment, thus generating inflationary pressures on prices.

Although criticisms are part of democratic systems in any country, heterodoxy argues that the basic model underlying neoliberal discourse and practice is based on three types of relationships, namely: (a) unemployment allows the regulation of wage inflation according to the Phillips Curve (lower wage inflation leads to higher unemployment), thus providing the appropriate theoretical and epistemological scaffolding for wage cost reduction; (b) aggregate demand varies in the opposite direction to the interest rate. This means that, in order to contain inflation, it is inevitable to raise interest rates, slowing economic activity as a source of job creation and unemployment reduction; and (c) the Taylor rule, which establishes that when inflation exceeds the tar-

get, the central bank raises the interest rate and slows effective demand and, consequently, contracts production and employment.¹

In short, the three economic policy measures described here are focused par excellence on price stabilization and the preservation of the corporate rate of return, not on guaranteeing full employment. It should be added that the logic of capitalism requires a quantity of employment that cannot be reduced without adverse effects on economic activity (contraction of output); therefore, in this new epistemological view, inflation is not responsible for regulating unemployment; on the contrary, unemployment is the instrument par excellence used by the banks to contain inflation. This phenomenon has been called "competitive deflation", understanding that it is a necessary condition to improve international competitiveness by increasing real wages (Le Gall, 2016). In this epistemological view, the benefits of labor productivity growth are ignored; at least for two reasons: (a) it is the basic source of the improvement in real wages and living standards and, (b) it is the anti-inflationary force in the sense that it counteracts or absorbs the rise in nominal wages (MacConell and Brue, 1997).

Returning to full employment, it represents the maximum point at which aggregate demand (GDP measured through the expenditure method) cannot grow any further, nor can employment. In other words, it is theoretically the level of economic activity at which people who are unemployed, want to work and are looking for work, are able to enter the labor market. Full employment is associated with the natural non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU). Apparently, in Colombia's constitutional order, inflation control has a higher priority in the national agenda than full employment; contrary to what happens in the United States where, with the issuance of the Employment Act of 1946, full employment was given the highest priority over the other objectives of U.S. economic policy (Rodriguez, 2018; Arrow, 1974). At least it is perceived that, today, this situation has been clarified in Ruling C-481/99. It is undeniable that the Bank's independence has curbed the excessive expansion of the money supply and primary issuance as a frequent

¹ Taylor's rule, named in honor of its creator, American economist John B. Taylor, is used in central banks to set a nominal interest rate in accordance with inflation, potential GDP and other variables of interest for monetary policy.

practice in the past in Colombia and in other countries of the region that have experienced hyperinflationary phenomena with slow recoveries.

On the other hand, the neoclassical tradition tried to give a lucid answer to the recurrent question among economists in the 1960s: how much economic growth is necessary to reduce unemployment, so that an economy reaches full employment? Thus, a famous empirical regularity was born, enunciated in 1962, known as Okun's Law in honor of its author. This law states that unemployment entails enormous intertemporal economic and social costs due to its depressive effects. Similarly, since the publication of Phillips' seminal paper (1958), which established an inverse relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom between 1861-1957, the Phillips Curve gained remarkable popularity in macroeconomics and economic policy decisions in the capitalist world. This relationship "is really just an empirical description of what was true in the data without any particularly good theories as to why it should look that way, how it would change in response to policy, and what might make it unstable." (Snowdon & Vane, 1999, p. 438). These two empirical regularities, although they do not escape criticism, have helped to understand that there is an inconsistent relationship between real output and unemployment, as well as the Phillips curve that inversely relates the rate of change of inflation and the rate of change of unemployment as an exchange mechanism.²

Throughout its economic history, Colombia does not report hyperinflationary episodes as other countries in the region do, a fact that creates confidence in the central bank as the economic authority. The Constitutional Court in Ruling C-481/99 emphasizes that

the autonomy of the Banco de la República, and of its governing body, the Board of Directors, is not accidental, but constitutes an essential element of its constitutional configuration, since it was considered by the Constituent Assembly as an indispensable means to control inflation (p. 1)

² Corresponding to the potential GDP that an economy would attain under full employment.

It adds that:

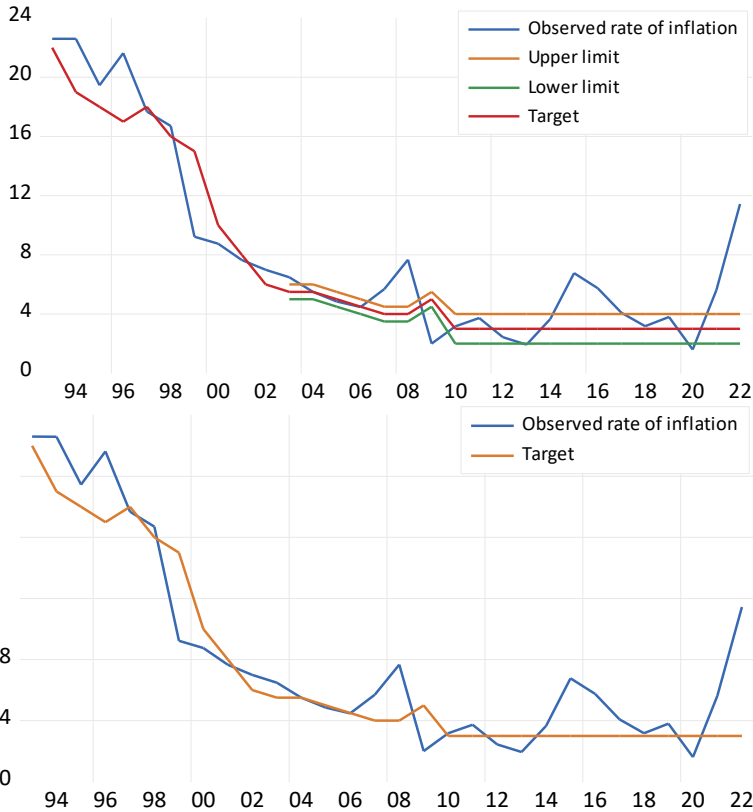
establishing inflation goals is a reasonable strategy to preserve price stability. In fact, authoritative doctrine considers that the goals help to reactivate and coordinate the anti-inflationary forces within the public sector, and outside it, around a specific numerical value, thus strengthening the commitment to price stability (p. 3).

In 1990, inflation in Colombia was 32.36% with an unemployment rate of 10.6%, but by 1999 inflation had fallen sharply to 9.36% and unemployment had risen to 20.1%. Although these figures may suggest the existence of a short-term inverse relationship between inflation and unemployment, it should be remembered that the Philips Curve is not an immutable empirical regularity; on the one hand, and, on the other hand, inflation affects the entire population while unemployment is concentrated in the unemployed labor force as a proportion of the total population. This should not necessarily be interpreted to mean that inflation control is more important than the fight against unemployment; both are essential and complementary macroeconomic objectives in the economic policy of any country.

Since 1993, the Bank's Board of Directors has focused on setting annual inflation targets and, since 2003, on establishing inflation bands in order to anchor the decisions of economic agents, align policy instruments, and ensure that inflation moves between two bands with a lower limit of 2% and an upper limit of 4% (with a long-term average target of 3%). It could be said that the central bank's price stabilization policy has been relatively successful and has generated credibility and confidence among economic agents. The figures show that, in certain years and periods after the issuance of the 1991 Political Constitution, for example, since 1997, except in 1998 and in the periods 2006-2008, 2015-2016 and 2021-2022, the observed inflation has been lower than the expected inflation, fully complying with the targets set, as shown in Figure 1.

The debate has focused for more than three decades on the possible trade-off between inflation and full employment as rival objectives. The impact of manufacturing industry on economic growth and the generation of productive employment has been relegated to the background. Unfortunately,

Figure 1. *Observed inflation and inflation targets in Colombia, 1993-2022*



Source: own elaboration.

the country has forgotten that early industrialization has negative effects on economic growth, since manufacturing production in itself is technologically more dynamic compared to other branches of economic activity. Now, the formal manufacturing sector shows an unconditional convergence of labor productivity unlike the rest of economic activities (Rodrik, 2013) and the presence of a process of “premature deindustrialization” (Rodrik, 2016) that shows that developing countries are transforming into service economies without having gone through an adequate experience of industrialization, causing nefarious effects on productive employment.

II. Methodology

This research study took as official sources of information statistical time series of quarterly and annual frequency from the Colombian national accounts system in constant terms taking 2015 as a basis, and the labor market statistics of the National Administrative Department of Statistics of Colombia (DANE). For the analysis of the deindustrialization process, the study used international databases such as the World Penn Table 10.0 (Feenstra, Inklaar & Timmer, 2021) and the dataset prepared by the Growth and Development Center of the University of Groningen, Netherlands (Timmer et al., 2014), which includes a set of ten branches of economic activity (ISIC Rev. 3.1) from annual time series of value added (1950-2011 and employment 1950-2010), internationally comparable information in the regions of Africa, Asia and Latin America.

For the analysis of causal relationships, in the case of quarterly time series, these were seasonally adjusted. Due to the presence of a unit root in the series used (non-stationary series), a cointegration process was carried out by expressing the variables in first differences in order to avoid estimating spurious regressions without statistical and practical validity. The estimation method of the models corresponds to ordinary least squares. In the analysis of the process of deindustrialization and tertiarization of the Colombian economy, several econometric models were estimated by dividing the statistical sample into two subsamples, as follows: 1950-1989 (before the trade liberalization process) and 1990-2011 (period of the current economic opening), in order to show the effects of premature deindustrialization on the generation of employment in Colombia. Finally, by means of the calculation of a sacrifice coefficient, the effects of the price stabilizing measures implemented by the Bank on unemployment in the theoretical framework of the Phillips curve and the calculation of the NAIRU for the measurement of potential GDP by the economic authorities are shown.

III. Analysis of results

Economists generally believe that there is a perfect relationship between GDP and employment (positive relationship), on the one hand; and between GDP and unemployment (negative relationship), on the other; which automatically and directly suggests that, in order to reduce the unemployment rate to its natural level, it is enough to force the productive apparatus to grow above a certain level. This assertion is very popular in the media, but quite simplistic and inaccurate. The functioning of the economy is compared to that of a machine which, with a certain amount of fuel and an efficient operator commanding it, can produce goods in a repetitive and incessant way. Unfortunately, the fuel of the economy is the changing and unpredictable behavior of economic agents guided by incentives or disincentives, by rationality or irrationality, by selfishness or empathy, by the desire for profit or by cooperative and altruistic principles whose desired purpose would be the common good.

It is convenient to test for the Colombian economy the inconsistent relationship between GDP and unemployment in the framework of Okun's Law with time series corresponding to the period 1980-2022 by means of an econometric model expressed in first differences (non-stationary series), based on the following specification:

$$\Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

where ΔU_t = Change in real unemployment; β_0 = constant term indicating the rate of change in long-run unemployment given by structural factors, that may be demographic, institutional, technological, etc.; β_1 = Factor relating changes in unemployment to changes in output, which reflects the dynamic relationship between changes in unemployment and long-run economic growth; Y_t = Real GDP; ε_t = Error term.

When estimating the model by ordinary least squares, the following results are obtained (Table A1 of Appendix):

$$U_t = 13,29 - 3,4 * Y_t \quad (2)$$
$$(3,3917)(0,7602)^3$$

$R^2 = 33.12\%$; $\overline{R}^2 = 31.45\%$; $DW = 1.922404$. $\beta_1 =$ Okun's coefficient calculated from: $\beta_1 = 3.4$ then: $1/\beta_1 = 1/3.4 = 0.3$.

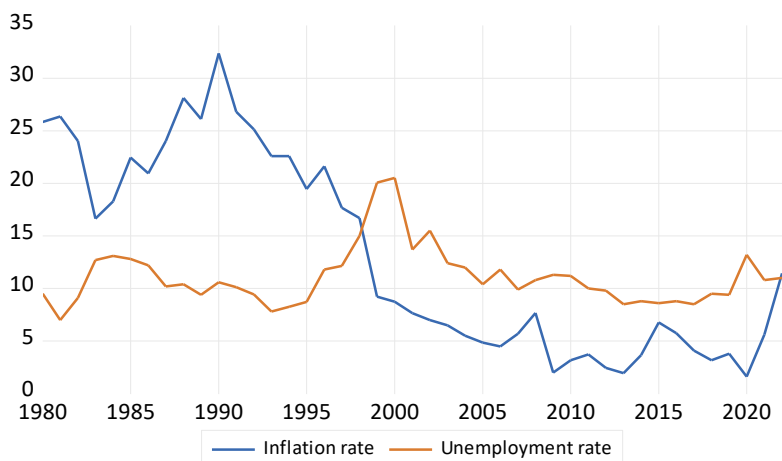
According to Okun's (1962) literal interpretation, for each percentage point of growth in national product (GDP), the variation in unemployment would be -0.3 percentage points and, analogously, a one percentage point increase in the unemployment rate reduces national product by 3.4 percentage points. In other words, if GDP increases by 1%, unemployment would decrease by 0.3%, and if unemployment increases by 1%, then GDP would decrease by 3.4%.

The Bank is very conservative in the adoption of economic policy measures and in the selection of policy instruments such as the intervention interest rate and the free floating of the exchange rate. The existence of an inverse relationship between the inflation rate and the unemployment rate is still believed, known in the economic literature as the Phillips Curve, according to which the decrease in unemployment in the short term would be feasible thanks to the increase in inflationary pressures, which will eventually undermine the purchasing power of Colombian consumers.

When representing the inflation and unemployment rates in Colombia for the period 1980-2022 in a line graph, it can be seen that from 1980 to 1997 inflation and unemployment were inversely related with a correlation coefficient of -0.74 , but in 1998 this relationship changed drastically; a direct relationship emerged between inflation and unemployment with a correlation coefficient of 0.41 (the lower the inflation the lower the unemployment and vice versa); the relationship of association between these two economic variables even becoming weaker. If we take the entire period from 1980-2022, the correlation coefficient is only -0.16 . Several authors have shown in recent decades that, in most countries of the world, the relationship between the inflation rate and the unemployment rate (Phillips Curve) no longer exists in the classical form (Figure 2). Currently, the underlying empirical relationship is between the variation of the inflation rate and the variation of the unemployment rate.

³ Los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Figure 2. *Inflation rate and unemployment rate in Colombia 1980-2022*



Source: own elaboration.

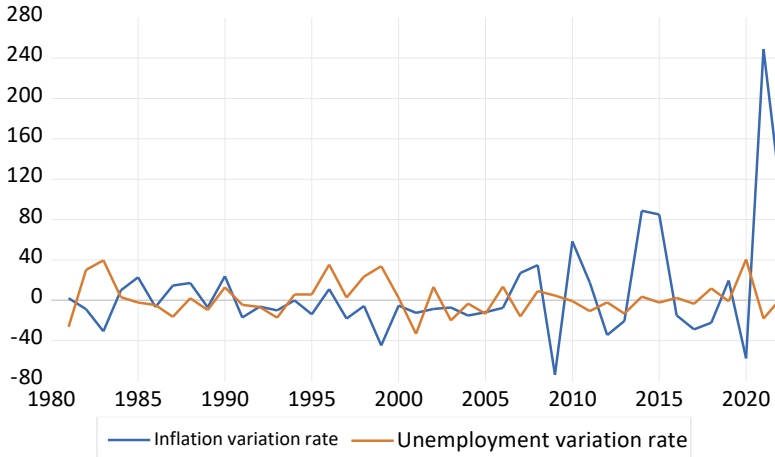
Gómez & Julio (2000) and Nigrinis (2003) provide empirical evidence on the non-linearity of the Phillips curve in Colombia. The curve is convex, which means that the best time to stabilize inflation is the boom phase of the economic cycle, inevitably generating a contraction of employment and an increase in unemployment, which is the cost that society has to pay for moderate inflation. Gómez & Julio (2000) estimate the non-accelerated inflation unemployment rate of 8.4%, which equals the natural rate of unemployment, a situation in which any economy would be in a situation of full employment. As an example, if, as of September 2022, according to DANE, the unemployment rate in Colombia was 10.7% (2,696,316 unemployed persons), considering that the NAIRU is effectively 8.4%, this would imply that to maintain an inflation rate between 2% and 4%, the economy would have to keep 2,116,734 persons unemployed. This would correspond to the sacrifice of keeping the labor force unemployed at the expense of preserving the purchasing power of the Colombian currency, as established in the 1991 Political Constitution (articles 373 and 374).

To develop monetary policy, the Bank calculates the potential GDP, which is defined as that which isolates fluctuations of a cyclical or transitory nature, which generate deviations from its medium- and long- term trend. One of the greatest difficulties of economics (of an insurmountable nature) is precisely to give exact explanations to inexact phenomena and to make forecasts about unknown objects. However, in order to understand something about how potential GDP operates, it is appropriate to add some figures to the description. Thus, a real potential GDP in 2015 of 3.24% in the Colombian economy in crude calculations could mean the creation of 735,875 new jobs, that is, unemployment could fall from 11.1% to 8.05% with the aggravating factor that this rate is lower than the NAIRU (8.4% as described below), which would be interpreted by the central bank as an undesirable situation of inflationary pressure that warrants in theory sacrificing employment to stabilize prices (competitive deflation).⁴

Using quarterly frequency series of GDP for the period 2001:1-2022:4, we proceeded to calculate Colombia's potential GDP through a Hodrick-Prescott (1997) filter. In Figure 3, the blue line represents the actual or observed GDP recorded by DANE in the national accounts system and the red line represents the trend GDP. It is observed that in some quarters the blue line was below the red line and in others it was above it. There is a quite noticeable fact: in 2020 the blue line moved considerably downwards with respect to the red line. This year corresponds to the COVID-19 pandemic that caused GDP to fall to 6.8% with high unemployment and increased poverty. That situation is similar to the one experienced by Colombia in the Great Depression of the 1930s.

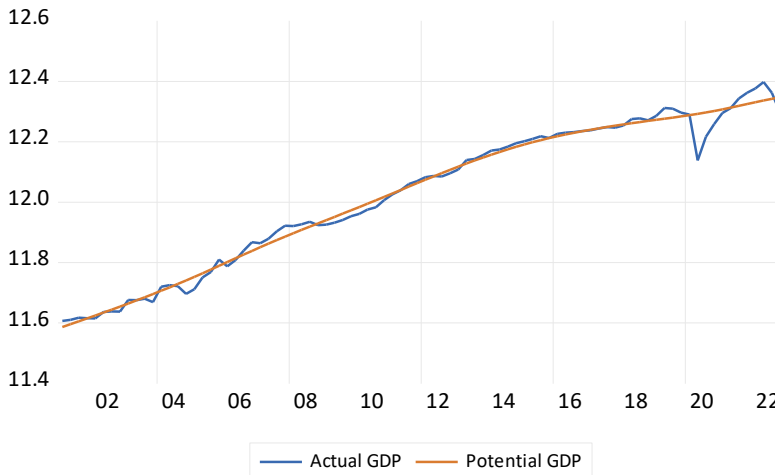
⁴ Potential GDP is one of the essential variables in monetary policy decision-making. This variable measures the maximum goods and services amount that an economy can produce without generating inflationary pressures. When the added demand is lower than production capacity, the gap is negative, which may result in higher advantage in the labor market and lesser inflation. On the contrary, during the periods when the gap is positive a reduced labor market and inflationary pressures are expected (Bonilla & Pulido, 2020, p. 36).

Figure 3. *Inflation and unemployment rates of change in Colombia 1980-2022*



Source: own elaboration.

Figure 4. *Actual GDP and potential GDP in Colombia 2001:1-2022:4*



Source: own elaboration.

When the blue line remains above the red line, it means that effective GDP grows more than potential GDP, i.e., aggregate demand is greater than aggregate supply (inflationary pressures are present and the monetary authority acts by raising the intervention interest rate to cool consumption, which reduces production and, consequently, employment); in conclusion, unemployment decreases, but at the cost of inflationary pressures and, when the opposite occurs, aggregate supply grew faster than aggregate demand with lower inflationary pressures, but with an increase in unemployment.

According to Gómez (2020), measuring the natural rate of unemployment (despite the numerous efforts of many researchers in the world) is very difficult because the unemployment rate is changeable in the long run due to demographic and structural factors, such as birth rate, emigration, aging, labor informality, changes in the economic cycle, etc. The unemployment rate is seasonal (for example, it is considerably low during the months of November and December of each year and then rises in the first three months of each year); in contrast, the inflation rate is not seasonal but strongly autoregressive, i.e., current inflation depends on past inflation.

From equation 3 (expressed in growth rates), we proceeded to estimate the natural rate of unemployment for Colombia for the period 1980-2022. The unemployment rate only explains 6.93% of inflation, i.e., there are other variables with greater explanatory value, for example, the money supply not considered in this analysis. The interpretation of this model is summarized as follows: if the unemployment growth rate increases by one percentage point, then the inflation growth rate will decrease by 0.8041 percentage points and vice versa (Table A2 of Appendix).

$$\widehat{Inflacion} = 8,3837 - 0,8041 \widehat{Desempleo} \quad (3)$$

$$(7.8623) \quad (0.4658)$$

$$R^2 = 6.93\%; \bar{R}^2 = 4.61\%; DW = 1.645191$$

Alternatively, considering that $\beta_1 = -0.8041$, then $1/\beta_1 = 1/-0.8041 = -1.24$. For each percentage point of growth in the unemployment rate, the variation in inflation would be -1.24 percentage points and, analogously,

a one percentage point increase in the unemployment rate would reduce inflation by 0.8041 percentage points. It is worth noting that, although the effects on inflation and unemployment rates appear to be large, they are actually small. It should be remembered that the values are expressed in terms of the growth rate of the respective inflation and unemployment rates as calculated by DANE.

The natural rate of unemployment for Colombia in the indicated period was calculated from the quotient β_0/β_1 , replacing in the formula: $8.3837/ - 0.8041 = 10.4\%$. This value is consistent with theory since it is close to the average unemployment rate in the period 1980-2022 of 11.1%, although it differs from the NAIRU value estimated by Gómez & Julio (2000) of 8.4%, a value used by the Technical Committee of the potential GDP calculation and by the Technical Directorate of the Autonomous Committee of the Fiscal Rule of the Ministry of Finance and Public Credit for fiscal policy purposes.

Based on annual inflation and unemployment data in Colombia for the period 1980-2022 and considering the sub-periods 1980-1989 (before the economic opening) and 1990-2022 (after the opening), the unemployment sacrifice coefficient is calculated as an effect of inflation stabilization. This coefficient is defined as the accumulated excess unemployment above the equilibrium level (or natural rate of unemployment, which in Colombia is equivalent to 8.4%) divided by the reduction in inflation per period. This sacrifice coefficient represents the cost in percentage points of additional unemployment for each percentage point reduction in inflation.

Thus, the sacrifice ratio in the 1980-1990 period was only 0.38%, which means that, for each percentage point reduction in inflation, unemployment increased by 0.38 percentage points; in the 1991-2022 period it was -0.12 and in the 1980-2022 period it was only -0.04 percentage points. Note that in the last two periods the coefficient was negative, which means that the great achievements in the stabilization of inflation in Colombia in aggregate terms have not meant increases in unemployment; on the contrary, the figures indicate that additional jobs were surely generated, thanks to the recovery of the purchasing power of the national currency favoring private

consumption and investment and, consequently, greater production, which drives job creation, as shown in Table 1.

Table 1. *Cost in terms of unemployment due to inflation reduction (sacrifice ratio)*

Year	1980	1990	1991	2022
Inflation (%)	25.9	32.4	26.8	11.4
Inflation variation (%)		6.5		-15.4
Unemployment (%)	9.5	10.6	10.1	11.0
Natural unemployment rate 1980-1989.		8.1		
Natural unemployment rate 1990-2022.				9.1
Natural unemployment rate 1980-2022.				10.4
Excess unemployment above natural rate 1980-1989*		2.5		
Excess unemployment above natural rate 1990-2022*				1.9
Excess unemployment above natural rate 1980-2022*				0.6
Unemployment sacrifice ratio 1980-1989 (%)		0.38		
Unemployment sacrifice ratio 1990-2022 (%)				-0.12
Unemployment sacrifice ratio 1980-2022 (%)				-0.04

Note: *Excess unemployment was calculated as the difference between the unemployment rate in the year of study and the natural unemployment rate of the respective period. The natural rate of unemployment in the different periods was estimated by means of regressions of unemployment against inflation. Both variables are expressed in growth rates using the ordinary least squares method.

Source: own elaboration.

IV. Discussion

The arguments for and against the target inflation policy under the Bank's direction are varied, such as the one expressed by the Chicago School's money neutrality theory, which states that the monetary policy that contributes to reduce price level does not necessarily affect variables such as production and employment. The Court is aware that the variables of the economic system are interdependent, therefore, the monetary, credit and exchange policy must be consistent with the general economic policy. Hence, the National

Government is represented on the Board of Directors as the governing body of the Banco de la República through the participation of the Minister of Finance and Public Credit. The Minister of Finance and Public Credit, representing the President of the Republic, is one of the seven persons that make up the Board of Directors, including the five co-directors.

As commented in another section, empirical evidence indicates that the discussion should not revolve around the apparent rivalry between price stabilization and full employment, but rather around sustained economic growth as a generator of employment based on bolder productive development policies. The Colombian manufacturing industry had a better economic performance between 1990-2010 compared to 1950-1989, in which industrial and productive development policies were marked by the adoption of the import substitution industrialization model that gradually lagged behind trade and other services. Thus, in the 1990-2010 period, for each percentage point increase in national income, manufacturing industry increased by 1.05% compared to 0.99% in the period prior to trade liberalization. The performance of trade in the two periods cited was superior to that of industry, although the highest coefficient corresponds to the 1990-2010 period of 1.73% for each percentage point increase in national income.

Unfortunately, it is not possible to compare the effects of national income on industry and trade employment in each period because most of the estimated employment models are not statistically significant (p -value $> 5\%$). In the 1950-1989 period, for each percentage point increase in national income, trade employment increased by 1.007% (one to one). In the 1950-2010 period, national income had a greater impact on trade value added (1.50%) than on industry value added (1.15%). In turn, national income had a stronger impact on employment generated in commerce (2.26%) than that generated in industry (1.38%), as shown in Table 2.

Table 2. *Effects of national income on value added in manufacturing industry, commerce and on sectoral employment in industry and commerce in Colombia 1950-2010*

Period.	Variable	Coefficient	Standard error	P-value	R ²	R ² adjusted	Durbin Watson
1950-1989	Industry VA	0.992731	0.164165	0.0000	0.497064	0.483471	1.318700
	Commerce VA	1.420015	0.129744	0.0000	0.764011	0.757633	1.602434
	Industry employment	0.103275	0.275491	0.7099	0.003784	-0.02314	1.252234
	Commerce employment	1.007274	0.232881	0.0001	0.335822	0.317871	2.175661
	Industry employment vs Industry VA*	0.216206	0.334488	0.5222	0.140876	0.067237	1.892048
	Commerce employment vs Commerce VA	0.746093	0.145502	0.0000	0.478586	0.433893	1.906730
1990-2010	Industry VA	1.053441	0.271896	0.0010	0.441361	0.411959	1.675068
	Commerce VA	1.733136	0.211183	0.0000	0.77997	0.768389	1.829474
	Industry employment*	2.276791	1.286287	0.0928	0.141556	0.096375	1.962954
	Commerce employment*	0.098931	0.494078	0.8434	0.002106	-0.05042	2.297542
	Industry employment vs Industry VA	1.039344	0.236872	0.0003	0.503304	0.477162	1.815203
	Commerce employment vs Commerce VA*	0.174706	0.248827	0.4911	0.025290	-0.02601	2.318432
1950 - 2010	Industry VA	1.150825	0.175099	0.0000	0.552558	0.528588	2.002657
	Commerce VA	1.504909	0.109641	0.0000	0.764607	0.760549	1.840625
	Industry employment	1.377500	0.639877	0.0357	0.076611	0.027144	2.018268
	Commerce employment	2.255236	0.579490	0.0003	0.207063	0.193392	1.874735
	Industry employment vs Industry VA	0.713261	0.145533	0.0000	0.232139	0.191004	2.002955
	Commerce employment vs Commerce VA	0.445077	0.116470	0.0003	0.169971	0.125506	1.945323

Note: *Models with neither statistical nor practical validity. VA: Value added. All models were estimated in natural logarithms and first differences. The models of employment in industry vs. total GDP in the 1950-1989 sample and employment in industry and commerce vs. total GDP in the 1990-2010 sample are not statistically significant (prob. > 5%). All models estimated for the period 1950-2010 are statistically significant (prob. < 5%).

Source: own elaboration with information from Dataset The Groningen Growth and Development Centre (n.d.).

The empirical evidence provided indicates that, in Colombia, since World War II, trade had a better dynamism than industry both in its contribution to total value added and employment, whose impact is very significant (if total value added increases by 1%, employment in services will increase by 2.26% while, in industry, if total value added increases by 1%, employment will increase by 1.38%).

To summarize, in the Colombian economy in the period 1950-2010, employment generation depended to a greater extent on the good performance of trade value added; although it is fair to understand that the manufacturing industry could have a greater impact on productive employment than trade if the following empirical finding is considered: if trade value added increases by one percentage point, employment in trade will increase by 0.44%; on the other hand, if manufacturing value added increases by 1%, employment will increase by 0.71%. For this reason, economies, regardless of their size, degree of development and level of trade openness, should focus on industrial and productive development and not let trade gain the upper hand and hegemony. It is worth remembering that in Colombia's economic history, the Colombian coffee industry gained prominence due to the generation of foreign currency and the manufacturing industry became accustomed to occupying a secondary place.

Conclusions

In Colombia, since the issuance of the 1991 Political Constitution, the debate between the stabilization of inflation by the Board of Directors of the Banco de la República using the monetary, credit and exchange policy channel and the achievement of full employment under the responsibility of the national executive through fiscal policy has become more visible. The Constitutional Court in Ruling C-481/99 pronounced in this regard, arguing that monetary policy must be coordinated with economic policy in general.

The calculation of the unemployment sacrifice coefficient for Colombia in the period 1980-1989 (pre-opening) is 0.38%, while in the period 1990-2022 (post-opening) it is -0.12%. These data suggest that inflation stabilization measures have been successful in not leading to increases in unemployment; on

the contrary, as inflation was reduced by one percentage point, unemployment also decreased by 0.12%. This could also be interpreted as evidence against the empirical validity of the questioned Phillips curve, in favor of the thesis that the Banco de la República inflation target has not accelerated unemployment, given that in Colombia, since 1998, the inflation and unemployment curves have been moving in the same direction with a positive correlation coefficient of 0.41%.

There is widespread confidence among economists in economic growth as an engine of employment generation and unemployment reduction. The empirical evidence provided by this research shows that the GDP/employment and GDP/unemployment relationships are inconsistent over time. The former presents a positive correlation of 41.7% and the latter, a negative correlation of 50.8%. This implies that unemployment is not corrected only by making the economy grow at a certain level as suggested by Okun's Law. For Colombia to reduce its unemployment by 1%, national product must grow by 3.4%.

The impact of national income on sectoral value added and on employment shows a greater economic dynamism of commerce with respect to manufacturing. In the period 1950-2010, the generation of employment depended to a greater extent on the good performance of the value added of commerce; although the manufacturing industry managed to have a greater impact on productive employment than commerce itself, taking into account that if the value added of commerce increases by one percentage point, employment in commerce will increase by 0.44%. On the other hand, if the value added of manufacturing increases by one percentage point, employment will increase by 0.71% (almost twice as much).

Appendix

Table A1. *Model estimation of results output Okun's Law Colombia 1980-2022 (in rates of annual growth)*

Dependent Variable: TC_TD Method: Least Squares Date: 10/17/22 Time: 08:19 Sample (adjusted): 1981 2022 Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.29413	3.391619	3.919700	0.0003
TC_PIB	-3.383297	0.760172	-4.450697	0.0001
R-squared	0.331201	Mean dependent var		1.698465
Adjusted R-squared	0.314481	S.D. dependent var		16.98969
S.E. of regression	14.07259	Akaike info criterion		8.172783
Sum squared resid	7921.514	Schwarz criterion		8.255529
Log likelihood	-189.6284	Hannan-Quinn criter.		8.203113
F-statistic	19.80871	Durbin-Watson stat		1.922404
Prob(F-statistic)	0.000067			

Source: own elaboration.

Table A2. *Model estimation of results output Phillips curve 1980-2022 (in rates of annual growth)*

Dependent Variable: TC_INFLACION Method: Least Squares Date: 11/20/22 Time: 15:30 Sample (adjusted): 1981 2022 Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.383647	7.862341	1.066304	0.2927
TC_DESEMPLEO	-0.804109	0.465812	-1.728253	0.0920
R-squared	0.069333	Mean dependent var		7.017896
Adjusted R-squared	0.045067	S.D. dependent var		51.90480
S.E. of regression	50.69516	Akaike info criterion		10.73599
Sum squared resid	102800.0	Schwarz criterion		10.81873
Log likelihood	-223.4557	Hannan-Quinn criter.		10.78632
F-statistic	2.979950	Durbin-Watson stat		1.645191
Prob(F-statistic)	0.092019			

Null Hypothesis: D(RESID04) has a unit root Exogenous: Constant Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlags=11)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-35.52422	0.0001		
Test critical values:				
1% level	-4.072415			
5% level	-3.464895			
10% level	-3.158974			

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESID04.2) Method: Least Squares Date: 10/05/22 Time: 18:55 Sample (adjusted): 2002Q2 2022Q4 Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RESID04(-1))	-3.852077	0.108435	-35.52422	0.0000
D(RESID04(-1)2)	1.909110	0.075795	25.18788	0.0000
D(RESID04(-2))	0.841084	0.844399	2.119586	0.0360
C	0.074555	0.157566	0.473165	0.6374
@TREND(2001Q1)	-0.001047	0.003040	-0.344444	0.7314
R-squared	0.961227	Mean dependent var		0.051420
Adjusted R-squared	0.959228	S.D. dependent var		3.278000
S.E. of regression	0.651812	Akaike info criterion		2.079878
Sum squared resid	34.16357	Schwarz criterion		2.216392
Log likelihood	-80.93315	Hannan-Quinn criter.		2.129218
F-statistic	483.4249	Durbin-Watson stat		1.962526
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source: own elaboration.

Ethics Statement

This research article did not work with a person or groups of persons for the generation of data used in the methodology, therefore it did not require the endorsement of an Ethics Committee for its realization.

References

- Arrow, K. J. (1974). *The Limits of Organization (Fels Lectures on Public Policy Analysis)* (1st ed.). W.W. Norton.
- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. The MIT Press.
- Bonilla Mejía, L., & Pulido, J. D. (2020). Nuevas estimaciones del PIB potencial (tendencial) y la brecha del producto en Colombia. *Banco de la República Informe de Política Monetaria*, 1-5. <https://repositorio.banrep.gov.co/bitstream/handle/20.500.12134/9805/informe-politica-monetaria-enero-2020-recuadro1.pdf?sequence=6&isAllowed=y>
- Constitución Política de Colombia. (1991). Artículo 373. Título XII. Del Régimen Económico y de la Hacienda Pública. <https://www.constitucioncolombia.com/titulo-12>
- Corte Constitucional de Colombia. (1993, 28 de octubre). Sentencia C-485/93. <https://www.corteconstitucional.gov.co/relatoria/1993/C-485-93.htm#:~:text=C%2D485%2D93%20Corte%20Constitucional%20de%20Colombia&text=En%20ning%C3%BAAn%20campo%20puede%20la,de%20representar%20internacionalmente%20al%20Estado.>
- Corte Constitucional de Colombia. (1999, 7 de julio). Sentencia C-481/99. <https://www.corteconstitucional.gov.co/relatoria/1999/C-481-99.htm>
- El Congreso de la República. (1992, 29 de diciembre). Ley 31 de 1992. http://www.secretariasenado.gov.co/senado/basedoc/ley_0031_1992.html
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2021). *Database Penn World Table 10.0*. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>

- Gómez Mejía, A. (2020). *Econometría aplicada a la macroeconomía colombiana 1923-2018* (2a ed.). Universidad Libre de Colombia.
- Gómez , J., & Julio, J. M. (2000). An Estimation of the Nonlinear Phillips. *Borradores de Economía* 160, 1-16. <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra160.pdf>
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16. <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>
- Kalecki, M. (1943). Political Aspects of Full Employment. *Political Quarterly*, 14, 322-331. <https://delong.typepad.com/kalecki43.pdf>
- Larraín B., F. (2004). *Macroeconomía en la práctica* (1a ed.). Pearson Educación.
- Le Gall, I. M. (2016). Le Gall, I. M. (2016). Emploi-chômage en Europe: des chemins difficiles pour sortir de l'imipasse. *Regards sur l'actualité* 224, 15-26. https://documentation.ehesp.fr/index.php?lvl=notice_displa&id=150712
- Lucas, Jr., R. E. (1990). Supply-Side Economics: An Analytical Review. *Oxford Economic Papers*, 42(2), 293-316. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a041948>
- Lucas, Jr., R. E. (1978). Unemployment Policy. *The American Economic Review*, 68(2), 353-357. <http://pombo.free.fr/lucas1978.pdf>
- Nigrinis Ospina, M. (2003). ¿Es lineal la curva de Phillips en Colombia? *Borradores de Economía* (282), 1-39. <https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra282.pdf>
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. *American Statistical Association*, 98-104.
- Phillips, A. W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change. *Economica*, 25(100), 283-299. <https://doi.org/10.2307/2550759>

- Rodríguez Caballero, J. C. (2003). *La economía laboral en el período clásico de la historia del pensamiento económico*. [tesis doctoral, Universidad de Valladolid]. https://uvadoc.uva.es/bitstream/handle/10324/52/TESI_S06-090318.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Rodríguez, J. A. (2018). El pleno empleo y el marco legal de la política macroeconómica. *Revista de Economía Institucional*, 2039, 187-209. <https://doi.org/10.18601/01245996.v20n39.08>
- Rodrik, D. (2013). *The Past, Present and Future of Economic Growth* [Global Citizen Foundation Working Paper No. 1]. https://drodrik.scholar.harvard.edu/files/dani-rodrik/files/gcf_rodrik-working-paper-1_-6-24-13.pdf
- Rodrik, D. (2016). Premature Deindustrialization *Journal of Economic Growth*, 21, 1-33. <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3>
- Say, J. B. (2001). *Tratado de economía política* (1a ed.). (J. S. Rivera, Trad.) Fondo de Cultura Económica. Trabajo original publicado en 1841.
- Snowdon, B., & Vane, H. R. (1999). *Conversations With Leading Economists: Interpreting Modern Macroeconomics*. London: Edward Elgar Pub.
- The Groningen Growth and Development Centre (2014). Dataset. <http://www.ggdc.net/dseries/10-sector.html>
- Timmer, M., De Vries, G. & De Vries, K. (2014a). *Dataset The Groningen Growth and Development Centre*. University of Groningen. <http://www.ggdc.net/dseries/10-sector.html>
- Timmer, M., De Vries, G., & De Vries, K. (2014b). *Patterns of Structural Change in Developing*. Brussels: University of Groningen. Groningen Growth and Development Centre. University of Groningen. Groningen Growth and Development Centre.
- Tobin, J. (1996). *Full Employment and Growth: Further Keynesian Essays On Policy*. Edward Elgar.

- Uribe Escobar, J. D. (2005). El esquema de inflación objetivo. Experiencia en países emergentes y en Colombia. *Revista Banco de la República*, 78932, 1-31. <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/8704>
- Uribe Escobar, J. D. (2012). Importancia de la estabilidad macroeconómica para el crecimiento económico. *Revista Banco de la República*, 85(1020), 5-9. <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/8438/8837>
- Urrutia Montoya, M. (2002). La coordinación de la política económica. *Revista Banco de la República*, 75902, 7-11. <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/10338/10736>

**Viejas y nuevas controversias alrededor de la
arquitectura institucional del Banco de la República
de Colombia en sus primeros 100 años**

Edna C. Sastoque Ramírez y Luis Eduardo Sandoval

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Edna C. Sastoque Ramírez y Luis Eduardo Sandoval

Viejas y nuevas controversias alrededor de la arquitectura institucional del Banco de la República de Colombia en sus primeros 100 años

Resumen: *La presencia de un banco central es fundamental en el sistema financiero. A pesar del consenso técnico sobre su importancia, la realidad política revela la complejidad de los sistemas monetarios, donde intervienen actores con intereses que negocian reglas y establecen procesos de gobernanza. Estos sistemas evolucionan en respuesta al reajuste de fuerzas políticas y sociales, adaptándose a los cambios socioeconómicos de cada época. Por lo tanto, este artículo explora el dinamismo del diseño institucional del banco central, destacando tensiones y controversias en sus objetivos, organización y gestión. Se comparan dos períodos: el primero, de 1923 a 1933 y el segundo de 2020 a 2023, en el contexto de su centenario. Se utilizan informes de la Junta Directiva del Banco de la República (Banco de la República, 1923, 1927, 1930) y del Congreso (Banco de la República, 2020a, 2020b, 2021a, 2021b, 2022a, 2022b, 2023a, 2023b), así como de la Superintendencia Bancaria y revisiones de prensa. Se concluye que el Banco de la República ha evolucionado de un banco central de Objetivo Único a uno de Objetivo Móvil, integrando inflación, crecimiento y empleo, lo que implica mayor alineación con fuerzas políticas, mientras mantiene su independencia administrativa y técnica.*

Palabras clave: *bancos centrales, banqueros centrales, poder, responsabilidad social, economía política.*

Clasificación JEL: B55, E02, E12 y E52.

Old and New Controversies around Institutional Architecture of the Bank of the Republic of Colombia in Its First 100 Years

Abstract: *The presence of a central bank is fundamental in the financial system. Despite the technical consensus on its importance, political reality reveals the complexity of monetary systems, where actors with varying interests negotiate rules and establish governance processes. These systems evolve in response to the adjustment of political and social forces, adapting to the socioeconomic changes of each era. Therefore, this article explores the dynamism of the institutional design of the central bank, highlighting tensions and controversies regarding its objectives, organization, and management. Two periods are compared: the first, from 1923 to 1933, and the second, from 2020 to 2023, in the context of its centennial. Reports from the Board of Directors of the Bank of the Republic (Banco de la República, 2020a, 2020b, 2021a, 2021b, 2022a, 2022b, 2023a, 2023b) and Congress (2020-2023), as well as information from the Banking Superintendency and press reviews, are utilized. It concludes that the Bank of the Republic has evolved from a central bank with a Single Objective to a Mobile Objective, integrating inflation, growth, and employment, which implies greater alignment with political forces while maintaining its administrative and technical independence.*

Keywords: *central banks, central bankers, power, social responsibility, political economy.*

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354485>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Anciennes et nouvelles controverses autour de l'architecture institutionnelle du Banco de la República de Colombia au cours de ses 100 premières années d'existence

Résumé : *La présence d'une banque centrale est fondamentale pour le système financier. Malgré le consensus technique sur son importance, la réalité politique révèle la complexité des systèmes monétaires, qui impliquent des acteurs avec des intérêts qui négocient des règles et établissent des processus de gouvernance. Ces systèmes évoluent en réponse au réaligement des forces politiques et sociales, s'adaptant aux changements socio-économiques de l'époque. Cet article explore donc le dynamisme de la conception institutionnelle des banques centrales, en soulignant les tensions et les controverses relatives à leurs objectifs, à leur organisation et à leur gestion. Deux périodes sont comparées : la première de 1923 à 1933 et la seconde de 2020 à 2023, dans le contexte de son centenaire. Nous utilisons les rapports du Conseil d'administration du Banco de la República (Banco de la República, 2020a, 2020b, 2021a, 2021b, 2022a, 2022b, 2023a, 2023b) et du Congrès (Banco de la República, 2020a, 2020b, 2021a, 2021b, 2022a, 2022b, 2023a, 2023b), ainsi que ceux de la Superintendencia Bancaria et des revues de presse. L'étude conclut que la Banco de la República est passée d'une banque centrale à cible unique à une banque centrale à cible mobile, intégrant l'inflation, la croissance et l'emploi, ce qui implique un plus grand alignement sur les forces politiques, tout en maintenant son indépendance administrative et technique.*

Mots clés: *banques centrales, banquiers centraux, pouvoir, responsabilité sociale, économie politique.*

Cómo citar / How to cite this item:

Sastoque-Ramírez, E. C., & Sandoval, L. E. (2024). Viejas y nuevas controversias alrededor de la arquitectura institucional del Banco de la República de Colombia en sus primeros 100 años. *Lecturas de Economía*, 102, 303-333.

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a354485>

The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate

Edna C. Sastoque Ramírez ^a y Luis Eduardo Sandoval ^b

–Introducción. –I. Las tensiones que rodearon la fundación. –II. Organización y la primera década de gestión (1923-1933). –III. Los debates y el proceso político de los primeros años. –Conclusiones y discusión. –IV. Las controversias y el proceso político en la celebración de sus primeros 100 años. –Conclusiones. –Anexo. –Declaración de ética. –Referencias.

Primera versión recibida el 31 de julio de 2023; versión final aceptada el 19 de junio de 2024

Introducción

Hace poco más de un siglo, el Congreso colombiano aprobó la Ley 25 de 1923, estableciendo al Banco de la República como el banco central del país. La conmemoración de su centenario invita a reflexionar sobre la historia bancaria y monetaria de Colombia, así como sobre la relación entre el Estado y la sociedad. La complejidad de este proceso ha sido reconocida en numerosos estudios, subrayando la necesidad de un enfoque interdisciplinario que aborde tanto los aspectos técnicos como los ciclos económicos y políticos nacionales.

En este contexto, la dinámica del diseño institucional ha planteado una serie de interrogantes fundamentales: ¿cuál es el propósito detrás de la creación del Banco de la República? ¿hasta qué punto debe gozar de independencia? ¿es responsabilidad de la sociedad regular y supervisar su poder y, de ser así, de qué manera debería llevarse a cabo? Es importante destacar que, a lo largo del tiempo, las respuestas a estas preguntas no

^a *Edna C. Sastoque Ramírez*: profesora titular e investigadora de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: edna.sastoque@uexternado.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-9427-3664>

^b *Luis Eduardo Sandoval*: profesor titular de la Universidad Militar Nueva Granada, Facultad de Economía, Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: luis.sandoval@unimilitar.edu.co <https://orcid.org/0000-0001-9615-6533>

han sido estáticas ni uniformes. La creación del Banco de la República (BR) se ha considerado un elemento clave en la organización económica e institucional de Colombia. A lo largo del tiempo, ha experimentado cambios que han contribuido a la integración, diversificación y estabilidad económica, así como a una mayor interconexión global. Sin embargo, el consenso ortodoxo sobre su papel no refleja las tensiones y desafíos que ha enfrentado en la construcción de sus reglas y relaciones socioeconómicas. Por un lado, están aquellos que cuestionan su existencia y poder, destacando sus efectos en la sociedad (Rodríguez, 2023; Rochon y Vallet 2023; Maya, 2001). Por otro lado, hay quienes abogan por fortalecerlo como una institución técnica, transparente e independiente, para garantizar una política monetaria y crediticia responsable y una moneda estable (Meisel, 2016; Uribe, 2015).

Durante el periodo de banca libre, que abarcó desde 1865 —año donde se le otorgó el privilegio de emisión al Banco de Londres, México y Sudamérica— hasta 1923 —año en que se estableció el Banco de la República— hubo diferencias en la interpretación sobre qué era dinero y cuáles sus funciones. Se pasó de una visión basada en la oferta y demanda del metal —oro— a entender que su valor lo determinaba la institución emisora, el gobierno. Este cambio reflejó un proceso histórico en el que intervinieron diversos actores (Simmel, 1900; Torres, 1980). Por un lado, el Estado busca una moneda que facilite sus operaciones, incluyendo el cobro de impuestos, la financiación de gastos y la preservación de la estabilidad económica. También necesita una moneda única para todo el territorio nacional y para el pago de obligaciones internacionales. Por otro lado, los banqueros están interesados en diversificar sus inversiones y mejorar la gestión del riesgo, pasando de ser actores logísticos del comercio a protagonistas en la administración del crédito. Además, la sociedad civil redefine sus ideas sobre la riqueza y diversifica el consumo, convirtiendo el gasto de dinero en una actividad económica y social dinámica y compleja. Esto plantea preguntas sobre qué comprar, cuándo y con qué frecuencia, quién emite el dinero, quién puede intermediarlo correctamente y quién necesita supervisión y restricciones (Sastoque, 2018).

El artículo analiza la controversia en torno a la fundación y consolidación del Banco de la República (BR) en sus primeros cien años de historia. Se destacan los actores clave, las tensiones y debates, así como la posición del

banco frente a ellos. Se divide en cuatro secciones: antecedentes y tensiones en la fundación, organización en la década de 1923-1933, debates y proceso político inicial, y controversias en la celebración de sus primeros 100 años. Las fuentes incluyen informes de la Junta Directiva y del Congreso, informes de la Superintendencia Bancaria, revisión de prensa y producción académica.

I. Las tensiones que rodearon la fundación

Además de las secuelas de la Guerra de los Mil Días (1899-1903), la economía colombiana del siglo XX enfrentó tensiones entre el poder político, económico e ideológico, evidenciando la necesidad de modernizar la actividad política y económica. En cuanto a la organización del Estado y la garantía de los derechos de propiedad, se buscaba acercarse a estándares de progreso (Uribe Uribe, 1910). Por otro lado, entre 1905 y 1922, se observó un avance en las relaciones socioeconómicas, propiciando un crecimiento positivo y significativo (Meisel, 2016; Poveda, 2005). Factores como la expansión de la producción y exportación de café (Bejarano, 2007; Bergquist, 1981), la urbanización, el desarrollo industrial, las obras públicas y la participación del Estado en la economía contribuyeron a este avance (Hernández, 2014; Ospina Vásquez, 1974; Sastoque, 2018).

En 1909 se creó la Junta de Conversión, con el fin de recoger los antiguos billetes de papel moneda en circulación y se mantuvo el anclaje del patrón oro en el sistema de creencias que guiaba la política monetaria. Esto estimuló que el sistema de pagos siguiera siendo mixto, en moneda y en especie, pues el cierre de los anteriores intentos de fundación de banco central, el Banco Nacional de Rafael Núñez —1894— y el Banco Central de Rafael Reyes —1909—, minaron la confianza en el papel moneda y profundizaron el debate de la necesidad de la institución (Ibáñez, 1990). El arreglo político sobre la necesidad de fundar un banco de emisión no fue una tarea sencilla, se trató de un proceso intenso de negociación que tenía más de una visión.

Por un lado, algunos defendían el modelo de pluralidad de bancos a pesar de las debilidades identificadas en las prácticas bancarias del siglo XIX al XX, considerándolo ideal debido a las características del país (Arango, 1924; Jaramillo, 1918). Por otro lado, se encontraban los partidarios del modelo

de la Reserva Federal, recién creada en 1913, que introducía elementos de simplificación con flexibilidad regional, pero mostraba dificultades en su coordinación. Finalmente, había quienes abogaban por la centralización en un único banco emisor, con diversas posibilidades de estructura, ya fuera de carácter privado con participación extranjera, nacional exclusivamente con capital particular, nacional de carácter estatal sin participación privada, o nacional con participación tanto privada como estatal¹.

El debate se alimentó por opiniones de los miembros de la industria bancaria y sus detractores. El consenso alrededor de cuál era la posición del sector a partir de la Primera Conferencia Financiera (Bogotá, 1918) fue de que la industria estaría a favor de la fundación de un banco central, pues era inaplazable crear una institución que aumentara la seguridad y eficiencia de los sistemas de pagos, los respaldara en momentos de crisis, vigilara su buen funcionamiento y propendiera por estimular la fundación de tales establecimientos a lo largo y ancho del país². En 1920, algunos individuos intentaron consolidar la posición de establecer un banco de los bancos y para los bancos llamado Unión Bancaria, financiado con fondos nacionales (Jiménez, 1927). Sin embargo, la crisis internacional y la caída de los precios del café, junto con la debilidad de entidades bancarias y

¹ Según Sastoque (2018, p. 228) en cuanto “al tema de emisión, entre 1911 y 1921, se presentaron a consideración del Congreso de la República 29 proyectos de ley” con diferentes modelos. Por un lado, los que defendían la idea de un banco único con la facultad de emitir billetes y público; hasta quienes deseaban la constitución de una entidad privada, desligada del mecanismo oficial en su funcionamiento, pero a quien se le otorgara por el Estado la facultad de emisión.

² Según Andrade (1927), Arango, (1924), Jaramillo (1918) y Guzmán (1918) entre los argumentos que convergieron y llevaron a los banqueros a tal conclusión a finales de la década de 1910 se encuentran: a. cada establecimiento de crédito obraba como una entidad independiente para lo cual sólo representaba un competidor una institución de los de su clase; b. la unidad de dirección en la política bancaria era imposible desde que no existiera una institución que sirviera de vínculo para la unión entre ellos, y que, teniendo en mira por sobre todo los intereses generales, pudiera coordinar la acción en forma que garantizara la seguridad de los bancos y el funcionamiento normal de la máquina del crédito; y c. cada banco cuidaba por sí y debía proveer a sus necesidades almacenando sus propias reservas, lo que le imponía una completa y metódica dispersión de ellas, así ningún banco podía atender de ordinario a sus propias necesidades en los momentos de peligro.

comerciales, impidieron que esta idea prosperara. A principios de 1922, resurgió el proyecto de un banco de bancos con el nombre de Banco de la República (BR), que fue ampliamente debatido en las cámaras legislativas. Con la Ley 30 de 1922, expedida el 16 de junio, el gobierno fue autorizado a fundar el Banco de la República, con sede en Bogotá y una vigencia de veinte años (Uribe, 1926).

Paralelo a esto, en agosto de ese mismo año, el gobierno obtuvo la autorización para contratar una misión de expertos internacionales —Ley 60 de 1922— para que lo asesorara en la reorganización de los asuntos monetarios, financieros y fiscales, lo cual se concretaría con la llamada Misión Kemmerer (Correa, 2017; Drake, 1994; Hernández, 2004; Jaramillo, 2006; Rodríguez, 2022). La llegada de esta misión extranjera le sumó temores al debate, ya que era muy posible que estos técnicos fueran expertos en deslizarse por el campo de las teorías, prescindiendo de nuestras circunstancias, y de nuestras necesidades, y que nos presentaran fórmulas abstractas de poco valor práctico y en favor de los intereses norteamericanos (El Tiempo, 1922, 4 de junio).

El año 1922 culminó con la expedición de la Ley 117 el 30 de diciembre, que tenía como objetivo perfeccionar la organización y las funciones del Banco de la República. En marzo de 1923, llegó la misión de expertos extranjeros, la cual propuso como primera actividad el estudio de la realidad económica mediante el contacto y discusión con empresarios, banqueros y dirigentes locales. Esta misión contribuyó a atenuar los temores intervencionistas y redactó diez proyectos de ley en los primeros dos meses, cada uno con sus respectivas exposiciones de motivos (El Tiempo, 1923, 17 de mayo). En cuanto a temas bancarios, la misión identificó los principales defectos del sistema existente, como las facultades excesivas concedidas a los bancos, la supervisión bancaria defectuosa y las estadísticas bancarias inadecuadas para su objeto (Andrade, 1927).

Bajo este diagnóstico, en junio se presentó al Congreso un proyecto de ley que incorporaba las recomendaciones de los técnicos norteamericanos y que modificaban lo expuesto por la Ley 30 de 1922. Según Luis Ángel Arango (1924), entre las diferencias que más discusiones generaron entre las

dos propuestas se encuentran las siguientes:

- a. La discrecionalidad de la Junta Directiva para decidir las ciudades en que se fundarían las sucursales, mediatizada por dejar una agencia en la capital donde no exista sucursal
- b. La disminución de la representación del Gobierno en la Junta Directiva, para balancear la intervención oficial
- c. Participación de agricultores y profesionales en la Junta Directiva para evitar conflictos
- d. Requisitos para la elección del Gerente del Banco, incluyendo el número de votos de la Junta, méritos académicos y nacionalidad colombiana
- e. Restricciones para préstamos, descuentos e inversiones del Banco
- f. Anticipos que el Banco de la República podría hacerle al Gobierno
- g. Limitación de la posibilidad del Banco de negociar directamente con el público

Cada uno de los puntos tuvo amplias discusiones en el congreso, sin embargo, de las propuestas de la misión la de más rápida aceptación fue la de crear una superintendencia bancaria, pues la mayoría del congreso consideró que una institución como esa era necesaria para aumentar la transparencia y confianza frente al público. Finalmente, el 11 de julio de 1923 se sancionó la Ley 25, que estableció la organización y las funciones del Banco de la República. Este banco fue concebido como una institución cuasi pública, organizada como una sociedad anónima, con un capital inicial de \$10 millones oro, aportado en un 50 % por el gobierno y el resto por bancos comerciales nacionales, extranjeros y particulares. Se le otorgaron facultades para emitir la moneda legal colombiana, actuar como prestamista de última instancia, administrar las reservas internacionales y servir como banquero del gobierno. Además, se le encargó fijar la tasa de descuento e intervención para controlar las tasas de interés.

Los días posteriores a la sanción de la ley estuvieron marcados por el nerviosismo entre banqueros y miembros del gobierno debido a rumores y retiros de depósitos, lo que llevó a la suspensión de pagos en las sucursales del Banco López y a dificultades en el Banco de Bogotá (El Tiempo, 1923, 21

de julio). Kemmerer propuso iniciar de inmediato las operaciones del Banco de la República, idea que fue aceptada por la mayoría de la misión extranjera, pero generó divisiones en el comité organizador del banco. Finalmente, el comité aceptó la fundación del banco y, en pocos días, se organizó el banco, se adquirió el edificio del Banco López, se nombró una junta directiva interina y se comenzó a operar el 23 de julio, brindando apoyo a los establecimientos amenazados a través de préstamos y redescuentos (El Tiempo, 1923a; 1923c).

II. Organización y la primera década de gestión (1923-1933)

El diagnóstico de la cuestión monetaria a mediados de 1922 reveló que desde la administración Suárez-Holguín, el régimen monetario había duplicado el circulante oficial mediante la emisión de papel moneda. Por ello, el principal objetivo del Banco de la República (BR) sería corregir tales deficiencias y evitar una crisis³. Sin embargo, los expertos financieros de la época reconocieron que las funciones teóricas de los bancos de emisión iban más allá de lo monetario, abarcando la función de cambio, la centralidad en la vida económica nacional y los servicios prestados a los Estados (Andrade, 1927; Arango, 1924; Uribe, 1926). Aunque estas funciones parecían claras en teoría, en la práctica resultaba difícil comprender las características que debería tener el sistema monetario. Félix Salazar reconoció que el periodo inicial del BR fue de organización y ensayos, lo que dificultó su establecimiento y desarrollo (Banco de la República, 1923).

Algunos informes indican que, durante su primera década de vida, el Banco de la República (BR) se enfrentó a ajustes tanto en su organización como en aspectos técnicos, mientras se esforzaba por establecer una moneda de curso legal única, generalizada y de libre circulación. Uno de los retos principales fue aclarar si el BR era o no un banco estatal, dada la desconfianza hacia los bancos oficiales. Era crucial explicar su naturaleza como institución

³ Diez millones representativos de oro había en 1918, y, con las cajas de conversión vacías — mayo de 1922— se tenían esos mismos diez millones, más cuatro millones de cédulas y seis de bonos identificados con la moneda. Y si a esto se agrega las cédulas y los bonos de los bancos, y moneda fraccionaria, se llegaría a la conclusión de que régimen monetario del país había sido transformado completamente y que el papel moneda amenazaba con “tragarnos” nuevamente (El Tiempo, 1922, 30 de mayo).

cuasi pública, equilibrando visiones extremas que lo veían como un simple benefactor de sus accionistas o como una entidad encargada de mejorar la vida económica en general. La exageración de estas posturas podría complicar la organización, el manejo y la legitimidad del banco. Además, el BR enfrentó dificultades en la escasez de personal idóneo, lo que llevó a un esfuerzo por formar y preparar su propio personal desde los primeros años de su fundación, exigir un servicio estricto y estimularlo con remuneraciones y ascensos (Banco de la República, 1923).

En el aspecto técnico, los retos consistieron en hacer entender lo que significaba cada una de sus funciones. Por ejemplo, la importancia de lograr la unidad de los signos monetarios, pues la variedad en los instrumentos de cambio incrementaba los costos de transacción y daba pie para errores, especulaciones, repudio local, dificultades en la contabilidad y molestias en las relaciones sociales (El Tiempo, 1923, 30 de mayo).

El Banco desempeña un papel crucial en la estabilización de los cambios internacionales, ya sea fijando el valor del oro o facilitando la compra y venta de giros. Sin embargo, esta función reguladora solo puede ejercerse en circunstancias normales. Aun con recursos superiores, el Banco resultaría impotente para contrarrestar ciertos efectos. Los bancos centrales también pueden influir en la nivelación de las tasas de interés según el estado de sus reservas metálicas, y así prevenir una inflación peligrosa. Reducir la tasa de interés no puede ser una tarea exclusiva del banco emisor. Se requiere una colaboración activa, incluyendo una intensificación en la producción, la consolidación del crédito público y privado, y una política más amplia por parte de los bancos particulares. Esto implica aumentar la masa de sus operaciones de préstamo y redescuento mediante la reducción de sus intereses (Banco de la República, 1923)

Comprender estos aspectos implicaba construir una narrativa clara. Las declaraciones de los funcionarios del Banco podían influir en las decisiones económicas de las personas, afectando así el comportamiento económico en general (Banco de la República, 1928). Tras la fundación del Banco de la República, surgió la necesidad de reformar su ley fundacional. Esta idea ganó fuerza en la opinión pública y la prensa. Después de dos años de

debates legislativos intensos, la Ley 17 de 1925 introdujo modificaciones a los estatutos del banco. Entre estas modificaciones se incluyó la definición de "hombres de negocio" intentando precisar su representación en actividades diferentes a las del sector bancario, el derecho de los poseedores de acciones clase D a elegir un miembro de la junta directiva, la reducción del encaje legal para los bancos accionistas y la autorización para que el banco otorgara préstamos con garantía de obligaciones con vencimiento de hasta 180 días (Banco de la República, 1923), las cuales reflejan un cambio en el poder de negociación de los diferentes grupos.

Durante la segunda visita de Kemmerer en 1930, se diagnosticaron y reformaron aspectos clave del Banco de la República. Se ajustó la composición de la junta directiva, se redujo el encaje de billetes y se aumentó el cupo de préstamos al gobierno central. La reforma más debatida fue la relacionada con la junta, donde Kemmerer cuestionó el papel preponderante de los banqueros. A pesar de los desafíos, estas reformas fortalecieron las prácticas organizativas del banco, aunque también generaron tensiones y cuestionamientos sobre su rendición de cuentas y responsabilidad en políticas y estrategias.

III. Los debates y el proceso político de los primeros años

Durante la tercera década del siglo XX, Colombia experimentó un crecimiento en sus relaciones sociales, económicas y políticas (Avella, 1987; Ocampo, 2021; Rodríguez, 2023; Sastoque, 2018;). En este contexto, la Misión Kemmerer jugó un papel fundamental al asistir al poder político en la definición del papel del banco de emisión. Su influencia se fue consolidando con el tiempo en el entorno institucional y social del país. A pesar de la promulgación de leyes, su efectividad estaba condicionada a su aplicación práctica. Muchas leyes consideradas excelentes quedaron olvidadas en los archivos del congreso, sin resolver los problemas que intentaban abordar.

Tras el cierre del debate en el congreso, la Misión Kemmerer había cumplido su función de respaldo al éxito legislativo. Ahora, la atención se centraba en cómo se establecería la institucionalidad del banco y en cómo la sociedad vería representadas sus expectativas y demandas. En esta

sección, exploraremos la cobertura mediática de la época para comprender las diferentes posiciones o controversias en torno al banco emisor.

A. Tensiones con el gobierno

Las tensiones entre el banco emisor y el gobierno son un fenómeno común que puede surgir en el contexto económico y político de un país. De acuerdo con el espíritu y las disposiciones de la Ley orgánica del Banco de la República (Ley 25 de 1923) está llamado este a sostener con el gobierno nacional constantes y activas relaciones, pues no solo fungía como agente del gobierno, sino que sus decisiones tenían efectos en el margen de maniobras fiscales y administrativas. Las controversias se centraban en tres aspectos principales: en primer lugar, la legitimidad de los préstamos estatales, su naturaleza y límites, señalando la importancia de distinguir entre deuda y dinero, así como la posibilidad de favorecer o discriminar ciertas operaciones, lo que podía derivar en corrupción; segundo, la influencia de las decisiones en los mercados nacional e internacional, especialmente en términos de acceso al crédito e inversión extranjera; tercero, los impactos tanto en la economía real, incluyendo progreso, empleo y estabilidad bancaria, como en la economía monetaria.

B. Tensiones con el congreso

En 1923, el senador General Holguín propuso un proyecto de ley para aumentar el capital del Banco de la República y fijar una tasa de interés baja en los descuentos realizados por este banco, con el objetivo de regularizar el crédito en el país. Este proyecto generó un debate sobre los beneficios y desventajas de que el congreso regulase la tasa de interés y sus efectos en los instrumentos del banco. Miembros de la Junta Directiva del Banco de la República destacaron que la escasez del medio circulante no se puede solucionar de inmediato ni mediante la ley, sino a través del ahorro y el trabajo de varias generaciones. Argumentaron que aumentar el capital del banco no resolvería la falta de préstamos a industriales y agricultores, y que la discusión sobre un banco hipotecario merecía un debate más profundo (Banco de la República, 1923).

C. Tensiones con los demás bancos

En este caso, las sospechas surgieron debido a las diferentes interpretaciones sobre la naturaleza del Banco de la República (BR). Desde la aprobación de la ley, se entendió que el BR funcionaría como un vínculo de unión y apoyo para otros establecimientos bancarios. Los bancos accionistas servirían como bancos auxiliares en sus operaciones y en la circulación de sus billetes, interesados en la consolidación y crecimiento del banco emisor. Sin embargo, surgieron preguntas sobre hasta dónde podían influir en sus decisiones. ¿Era realmente el Banco de la República una institución cuasi pública o más bien una empresa privada en la práctica? Las controversias surgieron por el crecimiento constante de los préstamos y redescuentos del Banco de la República a sus bancos accionistas. Incluso Kemmerer abordó este tema en los siguientes términos:

En tiempos normales no hay razón para que un banco central, haga anticipos de mucha consideración a los bancos accionistas; no es dable considerar [esto como una] buena política para un banco central, sino más bien como una política peligrosa, la de proporcionar de modo permanente capitales a los bancos accionistas, pues semejante actitud de un banco central debilitaría su posición y comprometería en forma inconveniente sus recursos, inhabilitándolo para satisfacer sus deberes en tiempos difíciles y de emergencia (Banco de la República, 1927).

D. Tensiones con la opinión pública

En cuanto a la opinión pública, se pueden identificar dos tipos de prevenciones, una política y otra del público en general. Un ejemplo de la primera se manifestó tempranamente el sábado 21 de julio de 1923, justo al inicio de la crisis, cuando se criticó a la recién nombrada Junta Directiva por la falta de representación del partido liberal. ¿Cuál fue el motivo de esta actitud? El periódico el Tiempo de ese día lo menciona así:

El gobierno no ha debido dejar que, al leer la lista de los miembros de la Junta Directiva del Banco, el país pueda sentir que allí falta algo. En un minuto acuden a la memoria veinte nombres de liberales de éste o

aquel matiz, iguales y superiores a los escogidos por el gobierno (que por cierto son muy dignos y honorables). Si el gobierno Ospina hubiera incluido algunos de ellos en su decreto, atendiendo solo a su capacidad y mérito, hubiera colocado al Banco en un terreno superior a toda pasión sectaria, sin exclusiones censurables y sin prejuicios odiosos, y le hubiera abierto en el país un amplio camino de confianza (El Tiempo, 1923a, 21 de julio, 1923b, 21 de julio).

En el segundo caso, son varios los artículos que consideraban que el BR en los primeros cinco años, evitó el cierre de otros bancos tras la suspensión del Banco López, pero no se observaron acciones significativas para mejorar la situación, como la reducción de la tasa de interés o la mejora de las condiciones de la carestía de los alimentos (El Tiempo, 1923a, 1923b, 1923c). En 1927, Luis Jiménez López y Rafael Torres llevaron ante la Corte Suprema una demanda para declarar la inexecutable de las leyes y actos ejecutivos orgánicos del Banco de la República. Argumentaron que el diseño y la implementación de la institución eran inconstitucionales por romper el equilibrio necesario entre los sectores económicos y el interés general del Estado. Entre los argumentos apreciamos:

se ha concedido a los bancos particulares, hoy existentes en Colombia, para que constituyesen una sociedad privada que se llamaría “Banco de la República”, privilegios y monopolios que no se refieren a inventos útiles ni a vías de comunicación. Tales concesiones inconstitucionales son: 1° El privilegio con el monopolio de emisión de billetes; 2° Privilegio y monopolio a favor de los bancos para recibir, con exclusión de cualquier otra persona natural o jurídica, todos los fondos del Banco de la República; 3° Privilegio o control del dominio y manejo de la acuñación de moneda de vellón, plata, níquel, o cobre y otros metales, en el cual hay usurpación de una de las funciones privativas e inalienables del Estado; 4° Privilegio de que los billetes del banco de los banqueros sean recibidos en pago de los impuestos y de cualesquiera sumas debidas al Gobierno, a los Departamentos y Municipios; 5° Privilegio para que con el tiempo no quede en circulación en Colombia otra moneda en circulación que los billetes del banco de los banqueros; [...].

Que no se diga que al dictar el congreso la Ley 25 de 1923 pretendió cumplir con el deber que el bienestar general le impone, porque si hay algo definido e indudable es el carácter “particular o privado” que la ley y los fundadores quisieron dar a la actual institución, la ley creó para ello “una junta directiva” que se compone de una mayoría aplastante de particulares –siete- contra una minoría ridícula de representantes del Estado –tres- (Jiménez, 1927, pp. 150-153).

Bajo este contexto, algunos se preguntaban ¿por qué las pequeñas empresas no eran rescatadas cuando tomaban decisiones arriesgadas que las ponían en apuros? ¿por qué los bancos deberían tener ese lujo? En el mercado libre, los bancos también deberían tener la libertad de fracasar como cualquier otro negocio (El Tiempo, 21 de julio de 1928).

E. ¿Quiénes actuaron en su defensa?

Por supuesto, algunos actores defendieron el papel del BR en la institucionalidad colombiana, tanto dentro como fuera del sector. Además, se destaca el éxito del retorno al patrón oro y la transición hacia la soberanía monetaria, gracias a medidas flexibles durante la contracción monetaria tras la crisis de 1929. A pesar de las dificultades, el público mantuvo la confianza en el banco central y el sistema financiero, evitando quiebras bancarias fuera de los bancos hipotecarios endeudados (Ocampo, 2021).

IV. Las controversias y el proceso político en la celebración de sus primeros 100 años

Resumir cien años de historia es una tarea compleja, con interpretaciones diversas sobre el Banco de la República. Este ha sido visto como un ejemplo de preservación de instituciones técnicas al servicio del interés público, independientes de influencias políticas o exigencias internacionales (Bernal, 2021; Rodríguez, 2023). Sin embargo, esta interpretación exagerada ha llevado a algunos a considerar cualquier cuestionamiento a sus decisiones como un ataque a su legitimidad y a la estructura institucional del país.

El Banco de la República se entiende como una institución.^{en} el sentido de Douglas North, reflejando tensiones del cambio socioeconómico en Colombia. No es solo un mecanismo de soberanía monetaria, sino una organización dinámica influenciada por cambios sociales, políticos y económicos, adaptándose en un proceso de aprendizaje continuo. Desde una perspectiva regulacionista, la institucionalidad monetaria está arraigada en regímenes políticos y monetarios, influyendo en su organización y gestión (Aglietta & Orléan, 1990; Thérét, 2013). Se reconoce que las políticas de los bancos centrales, incluido el Banco de la República, generan conflictos redistributivos amplios, no solo relacionados con la inflación, sino también con aspectos como la tasa de cambio, los términos de intercambio y el acceso al crédito (Rochon & Vallet, 2023)⁴.

En el contexto actual, replantear el papel del Banco de la República en Colombia para 2023 implica reflexionar sobre su entorno y considerar cómo algunos aspectos pueden influir en su estructura y funciones. Destacan, primero, la revisión de las leyes que rigen las “economías del siglo XXI”; segundo, la necesidad de que el banco siga siendo sólido y comprometido con sus objetivos, según la Sentencia C-481 de 1999 de la Corte Constitucional, que establece su principal objetivo de política monetaria: “preservar el poder adquisitivo de la moneda, en coordinación con la política económica general”, lo cual jurisprudencialmente se podría denominar de Objetivo Móvil (Gómez, 2022) y lo que implica una mayor alineación con diversas fuerzas políticas. Además, se plantea cómo el Banco debe adaptarse a una economía con relaciones socioeconómicas diversas y profundas, pero también marcada por la desigualdad, la informalidad y la presencia de economías ilegales.

A manera de ejemplo, intentaremos ilustrar algunas de las controversias al cumplir sus primeros 100 años. Colombia comienza el siglo XXI viviendo

⁴ Teóricamente en un documento de trabajo del Banco Mundial de Aklin et al. (2021) examina cómo la independencia bancaria puede contribuir a la desigualdad a través de tres mecanismos. Primero, al limitar la capacidad del gobierno para redistribuir ingresos al restringir la política fiscal. Segundo, al incentivar la desregulación de los mercados financieros, lo que beneficia principalmente a los segmentos más ricos de la población al aumentar el valor de los activos. Y tercero, al promover políticas que debilitan el poder de negociación de los trabajadores para contener la inflación.

las consecuencias de la crisis de 1999 —según el DANE (2003) con un decrecimiento del 4,2% y haciendo frente a fenómenos de volatilidad y crisis en la economía mundial—. Así pues, el país se enfrentó a una lenta reactivación de la producción después de la crisis al tránsito definitivo hacia una economía dependiente del petróleo y a los vaivenes de las distintas estrategias ejecutadas para poner fin al conflicto armado y la búsqueda e implementación del acuerdo de paz con las FARC. A pesar del crecimiento económico y la reducción de la pobreza, Colombia enfrentó un Gini promedio de 0,52, una pobreza monetaria persistente del 35% entre 2012 y 2021 (DANE, 2022) y unos niveles de informalidad que han fluctuado alrededor del 52% para el mismo periodo (DANE, 2023).

En el ámbito internacional, los países desarrollados atravesaron una profunda crisis financiera con impacto global durante los años 2008 y 2010. Para afrontarla, los bancos centrales de Estados Unidos, Europa y el Reino Unido implementaron medidas no convencionales de política monetaria, como la compra masiva de bonos gubernamentales y privados para estimular la actividad productiva, lo que resultó en una expansión significativa de sus balances. Sin embargo, más de una década después, persistía un consenso generalizado de que no se había recuperado la "normalidad" previa a 2008: los niveles de crecimiento económico mundial seguían siendo frágiles y preocupaba la baja inflación (Caballero & Machado, 2020). La llegada y expansión del COVID-19 en 2020 generó incertidumbre y tuvo importantes repercusiones económicas tanto a nivel global como en Colombia. La pandemia provocó una contracción económica mundial sin precedentes, con varios países experimentando recesiones y una disminución del crecimiento económico. Según estimaciones del Fondo Monetario Internacional (FMI), el PIB mundial se contrajo en un 4,4% en 2020, mientras que, en el caso de Colombia, la contracción alcanzó el 7,3% (DANE, 2024).

En el ámbito monetario, el BR adoptó una política anticíclica, reduciendo su tasa de intervención al nivel más bajo en su historia y ampliando la liquidez del sistema financiero (Ocampo, 2021). Se generó consenso en la necesidad de que el Gobierno adquiriera deuda para fortalecer el sistema de salud, apoyar a las personas afectadas por la pérdida de ingresos y proteger a las empresas con dificultades. Este debate llevó a considerar alternativas más allá de las

herramientas tradicionales, como la posibilidad de préstamos directos del BR al gobierno, basándose en diversos elementos teóricos y políticos. Estos incluyen: en primer lugar, los préstamos del banco al gobierno no siempre implican gastos descontrolados; podría no ser el caso hoy. En segundo lugar, no toda emisión monetaria es negativa; financiar al gobierno mediante compra de títulos implica emisión. En tercer lugar, en crisis, ¿cuál opción es socialmente más eficiente: prestar fondos al gobierno o al sistema financiero como prestamista de último recurso? Cuarto, la emisión monetaria puede ser positiva si la economía responde adecuadamente a la demanda. Quinto, los préstamos pueden generar desequilibrios institucionales y comprometer la independencia del banco central.

Por su parte el BR, ha optado por proteger el sistema de pagos, evitar cambios abruptos en la tasa de cambio, estabilizar el mercado de deuda pública y privada, y asegurar el flujo de crédito hacia la economía, en línea con sus funciones constitucionales (Banco de la República, s.f.). Durante el 2022, la reactivación económica y del empleo fue gradual pero incompleta para algunos sectores debido a los efectos negativos de la crisis. El contexto internacional, caracterizado por el bajo crecimiento global, la inflación creciente y el conflicto entre Rusia y Ucrania, generó mayor incertidumbre en las expectativas de crecimiento del país. Se percibió una amenaza importante de desaceleración y la posibilidad de que algunos problemas se agudizaran en el 2023. Bajo este escenario se inició la celebración de los primeros 100 años del BR y en donde por supuesto también se presentaron:

A. Tensiones con el gobierno

Durante el mandato presidencial de Gustavo Petro (2022-2026), se cuestionó la efectividad de aumentar la tasa de interés para controlar la inflación, argumentando que esto podría afectar negativamente la economía productiva (Becerra, 2022; El Colombiano, 2022; Semana, 2023b). En abril de 2023, el Banco de la República reportó que la inflación aumentó a un 13,3 % en marzo, pero se espera que disminuya gradualmente en los próximos trimestres, sin alcanzar la meta del 3 % hasta 2025. El 6 de julio, la Junta Directiva decidió mantener la tasa de interés en 13,25 %. Por otro lado, surgió controversia entre el Banco

de la República y el gobierno por la propuesta de reforma laboral del gobierno Petro. El gerente del Banco advirtió sobre posibles pérdidas de empleo debido al aumento de costos salariales, generando opiniones divididas sobre la intervención del Banco y la captura de la complejidad del mercado laboral por parte de sus modelos (Banco de la República, 2023c; Semana, 2023a).

B. Tensiones con los demás bancos

Otro tema importante para pensar es cómo ha cambiado su relación con los banqueros en el contexto del siglo XXI. Pues en el momento de la creación del Banco de la República, los banqueros trabajaban para asegurar un prestamista de última instancia, la articulación de una banca nacional y la inserción de sus intereses particulares en los intereses nacionales, a través del ascenso de una élite burocrática (Sastoque, 2018). Muy diferente a la situación actual, donde según Ocampo (2021) lo que va corrido del siglo XXI se puede constituir como la fase más exitosa y de concentración de la banca privada⁵. Y donde, el Reporte de Estabilidad Financiera del Banco de la República para el primer trimestre de 2023 destaca que el sistema financiero colombiano posee niveles de liquidez y solvencia superiores a los estándares internacionales. Incluso, estos niveles serían adecuados para hacer frente a riesgos extremos de baja probabilidad.

Desde lo institucional la Ley 795 de 2003, ha fortalecido la regulación del sector financiero mediante la creación del Comité de Coordinación para el seguimiento al sector financiero, encargado de garantizar su funcionamiento. La influencia de la banca privada, representada por Asobancaria, en el Consejo Nacional Gremial, también es notable. La rápida evolución del sistema financiero plantea desafíos regulatorios y de supervisión, donde a veces prevalecen los intereses bancarios (Ocampo, 2021). El debate sobre el fortalecimiento del crédito público busca generar competencia en el sector y atender a las poblaciones más vulnerables, reavivando discusiones sobre el

⁵ El desarrollo financiero se caracterizó por la expansión internacional de los grupos financieros, el aumento de préstamos a largo plazo, el avance de la inclusión financiera, la expansión de la banca digital, el crecimiento de los fondos de pensiones e inversión, y una profundización variable del mercado accionario (Ocampo, 2021).

crédito de fomento y la lucha contra el "gota a gota".

C. Tensiones con la opinión pública

Las controversias en torno a la autonomía del Banco Central se centran en los cambios de miembros de su junta directiva, provocados por procesos de reelección, salidas inesperadas y renunciaciones. Aunque la Constitución permite cambios presidenciales, se cuestiona si se cumple con la autonomía administrativa, patrimonial y técnica. Replantear el proceso de nombramiento podría garantizar transparencia y eficacia, aunque la selección actual se basa en méritos y experiencia, sugiriendo la necesidad de implementar mecanismos de rendición de cuentas.

Es relevante destacar que se ha señalado la falta de participación adecuada de las mujeres en los niveles decisorios de la junta del Banco Central. A pesar de la inclusión de la primera mujer, María Mercedes Cuellar, en 1991, y la legislación que establece una participación mínima del 30% de mujeres en los órganos del poder público, solo cuatro mujeres han sido nombradas codirectoras, mientras que veinticuatro hombres ocuparon ese cargo en el mismo período. Se espera que esta tendencia cambie en el futuro, lo que podría aumentar la posibilidad de que una mujer asuma el rol de gerente.

D. ¿Quiénes actuaron en su defensa?

El BR ha superado ampliamente el debate inicial sobre su legitimidad y la implementación del modelo de banca central en Colombia. La institución es reconocida como técnica y sólida, generando confianza por su transparencia, capacidad de gestión y cumplimiento efectivo de sus funciones. Factores como el monitoreo y análisis de datos económicos, la credibilidad ante organismos internacionales, la confianza del sector privado y de la opinión pública, así como su papel en la conservación de la soberanía monetaria y la promoción cultural del país, respaldan esta percepción. A nivel internacional, el Banco de la República ha establecido una efectiva comunicación y colaboración con otros bancos centrales y organismos internacionales, facilitando la interoperabilidad financiera y fortaleciendo la confianza en la economía colombiana.

Conclusiones

Después de 100 años, el Banco de la República es reconocido como una institución fundamental para Colombia, sólida, transparente y comprometida con las necesidades socioeconómicas del país. Desde 1991, ha ejercido su autonomía y velado por la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda, manteniendo relaciones con el gobierno en cumplimiento de la ley.

A lo largo del tiempo, el Banco de la República ha realizado ajustes en sus objetivos, organización y manejo técnico. Es crucial reconocer que su independencia no implica una total separación política, pero tampoco debe perder la independencia administrativa y técnica ganada. En estos 100 años, el Banco ha logrado transparencia y rendición de cuentas mediante informes periódicos y comparecencias públicas, un marco legal claro que define sus objetivos y responsabilidades, y supervisión por parte del Congreso para alinear sus acciones con los objetivos del país.

Aunque la Corte Constitucional precisó en 1999 los objetivos del Banco de la República, incluyendo la preservación del poder adquisitivo de la moneda en coordinación con la política económica general y ha desarrollado modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos para evaluar la política económica en Colombia, aún no existe una tipología de estos modelos específicamente para el caso colombiano. Esta falta limita el campo de reflexión y la relación entre utilidades, constructores y los límites en la validez de tales instrumentos.

A ello se le suma, que el BR creó el Grupo de Análisis del Mercado Laboral (Gamla) en 2017 y comenzó a publicar trimestralmente la serie de Reportes del Mercado Laboral para ampliar la comprensión del mercado laboral colombiano y visibilizar investigaciones recientes.

Y en cuanto a la estabilización del PIB si bien es esencial para una economía sana y evitar fluctuaciones extremas, las críticas recientes cuestionan su utilidad como medida completa del bienestar económico y social. Aspectos como la exclusión de actividades no remuneradas, el impacto ambiental, la desigualdad económica y la economía digital presentan desafíos importantes. El Banco de la República podría desarrollar mecanismos de participación

ciudadana para asegurar que sus decisiones reflejen las necesidades de la población.

Por último, es importante dar cuenta del contraste de las tensiones de antes y las de ahora, se entiende que las primeras derivaban de la incertidumbre sobre el rol y relaciones que estructuraría el banco y que hoy se centran en la perpetuación de garantías que ha dado a lo largo de su historia, pues la confianza y estabilidad se entienden como una labor alcanzada en los 100 años. Solo quisiéramos mencionar que este nuevo siglo, donde el capitalismo se redefine bajo nuevos parámetros políticos, económicos y culturales y se pone a prueba nuestra arquitectura institucional, es crucial reflexionar sobre el origen, el camino recorrido y la situación actual del Banco de la República de manera más allá de simples gestos conmemorativos. Debemos identificar los retos actuales y considerar instrumentos innovadores para abordarlos, además de redefinir los enfoques tradicionales. Imaginemos el nuevo rol que el Banco debería desempeñar en los próximos 100 años y su interacción con las relaciones sociales en la Colombia del siglo XXI.

Anexo

Tabla A1. *Fuentes de archivo histórico*

Fuente	Años	Tipo
El Tiempo	1922	Prensa
El Tiempo	1923	Prensa
El Tiempo	1999	Prensa
Jaramillo	1918	Conferencia

Fuente: elaboración propia.

Declaración de ética

Este artículo de investigación no realizó trabajo con una persona o grupos de personas para la generación de datos empleados en la metodología, por tanto, no requirió ni obtuvo un aval de Comité de Ética para su realización.

Referencias

- Aglietta, M., & Orléan, A. (1990). *La violencia de la moneda*. Siglo XXI.
- Aklin, M., Kern, A., & y Negre, M. (2021). Does Central Bank Independence Increase Inequality? [Policy Research Working Paper 9522]. World Bank. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/422091611242015974/does-central-bank-independence-increase-inequality>
- Andrade, J. A. (1927). *El Banco de la República: nociones sobre su organización y funcionamiento*. Minerva.
- Arango, L. A. (1924). *Bancos de emisión y su establecimiento en Colombia*. Minerva.
- Avella, Mauricio. (1987). Pensamiento y política Monetaria en Colombia. 1886-1945. Bogotá. Contraloría General de la República.
- Banco de la República. (s.f.). ¿Qué hizo el Banco de la República para enfrentar el impacto de la pandemia en la economía? Consultado el 30 de noviembre de 2022. <https://www.banrep.gov.co/es/medidas-banrep-covid-19-0>
- Banco de la República. (1923). *Memorias del Gerente*. Banco de la República.
- Banco de la República. (1927). *Memorias del Gerente*. Banco de la República.
- Banco de la República. (1930). *Memorias del Gerente*. Banco de la República.
- Banco de la República (2020a). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Marzo de 2020. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/marzo-2020>
- Banco de la República (2020b). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Julio de 2020. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/julio-2020>
- Banco de la República (2021a). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Marzo de 2021. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/marzo-2021>

- Banco de la República (2021b). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Julio de 2021. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/julio-2021>
- Banco de la República (2022a). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Marzo de 2022. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/capitulo-6-marzo-2022>
- Banco de la República (2022b). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Julio de 2022. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/julio-2022>
- Banco de la República (2023a). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Marzo de 2023. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/marzo-2023>
- Banco de la República (2023b). Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República - Julio de 2023. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/julio-2023>
- Banco de la República. (2023c). Estabilidad en el mercado laboral y análisis cuantitativo de algunos impactos del proyecto de ley de reforma laboral [reporte]. Reportes del Mercado Laboral, No.26. <https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/reportes-mercado-laboral/estabilidad-mercado-laboral-analisis-cuantitativo>
- Becerra, L. L. (2022, 22 de febrero). Emisor sí ha cumplido su papel, pero crece llamado al empleo. Portafolio. <https://www.portafolio.co/economia/finanzas/funciones-del-banco-de-la-republica-opiniones-divididas-por-gustavo-petro-562095>
- Bejarano, J. A. (2007). El despegue del café (1900-1928). En J. A., Ocampo (comp.), *Historia económica de Colombia*. Planeta-Fedesarrollo.
- Bergquist, C. (1981). *Café y conflicto en Colombia, 1886-1910. La guerra de los Mil Días: sus antecedentes y consecuencias*. FAES.

- Bernal, M. L. (2021). ¿Es neutral el banco de la república? Un análisis crítico de la reforma de 1991. *Cuadernos de Economía*, 40(82), 113-135. <https://doi.org/10.15446/cuadecon.v40n82.78237>
- Caballero, C., & Machado, G. (2020). De la crisis de 'fin de siglo' a la del 'coronavirus'. La economía colombiana en el siglo XXI. *Revista de Coyuntura económica: investigación económica y social*, 50, 15-74. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/4057>
- Correa, J. S. (2017). *Moneda y nación: del federalismo al centralismo económico (1850-1922)*, 2.^a edición. Cesa.
- Corte Constitucional de la República de Colombia. (1999, 7 de julio). Sentencia C-481/99. <https://www.corteconstitucional.gov.co/relatoria/1999/C-481-99.htm>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2003, 1 de abril). Comunicado de prensa Producto Interno Bruto. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/comunicados/cp_pib_IVtrim2002.doc
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2022, 26 de abril). Comunicado de prensa sobre pobreza monetaria. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/condiciones_vida/pobreza/2021/Comunicado-pobreza-monetaria_2021.pdf
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2023, 10 de febrero). Boletín Técnico de Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech_informalidad/bol_geih_informalidad_oct22_dic22.pdf
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2024, 15 de febrero). Comunicado de prensa Producto Interno Bruto. <https://www.dane.gov.co/files/operaciones/PIB/cp-PIB-IVtrim2023.pdf>
- Drake, P. W. (1994). La creación de los bancos centrales en los países andinos. La formación de los Bancos Centrales en España y América Latina: Sudamérica y el Caribe, 2.

- El Congreso de Colombia (1922, 16 de junio). Ley 30 de 1922. *Orgánica del Banco de la República*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=80676#:~:text=Autor%C3%ADzase%20a%20Gobierno%20para%20promover,dem%C3%A1s%20que%20le%20sean%20aplicables>
- El Congreso de Colombia. (1922, 27 de octubre). Ley 60 de 1922. *Por la cual se autoriza al Gobierno para contratar los servicios de expertos extranjeros*. <https://www.suin-juriscol.gov.co/viewDocument.asp?id=1611739>
- El Congreso de Colombia. (1922, 30 de diciembre). Ley 117 de 1923. *Por la cual se adiciona y reforma la 30 de 1922, orgánica del Banco de la República*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=80693>
- El Congreso de Colombia. (1923, 11 de julio). Ley 25 de 1922. *Orgánica del Banco de la República*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=79933>
- El Congreso de Colombia. (1925, 5 de febrero). Ley 15 de 1925. *Por la cual se reforman las Leyes 25 y 45 de 1923, y se dispone hacer algunas modificaciones a los Estatutos del Banco de la República*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=79919>
- El Congreso de Colombia. (2003, 14 de enero). Ley 795 de 2003. *Por la cual se ajustan algunas normas del Estatuto Orgánico del Sistema Financiero y se dictan otras disposiciones*. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=7850>
- El Colombiano (2022, 5 de octubre). La polémica que se desató tras las críticas de Petro al Banco de la República. <https://www-pil.elcolombiano.com/negocios/presidente-petro-critica-a-banco-republica-tras-dato-de-inflacion-y-desata-polemica-BH18797024>
- El Tiempo, (2023). 100 años de un guardián del patrimonio cultural. 23 de julio.
- El Tiempo, (1922, 4 de junio). Una Labor fundamental. [archivo de prensa].

- El Tiempo, (1923, 17 de mayo). Los colaboradores de la comisión financiera [archivo de prensa].
- El Tiempo, (1923, 30 de mayo). La comisión técnica y las emisiones fiduciarias. [archivo de prensa].
- El Tiempo, (1923a, 21 de julio). Se constituye el Banco de la República. [archivo de prensa].
- El Tiempo, (1923b, 21 de julio). Suspensión de pagos del Banco López. [archivo de prensa].
- El Tiempo, (1923c, 23 de julio). El Banco de la república. [archivo de prensa].
- El Tiempo. (1999, 30 de septiembre). Grietas entre Gobierno y Emisor. [archivo de prensa].
- Gómez Calcetero, A. C. (2022). *La banca central de objetivo móvil: definición constitucional y jurisprudencial de los objetivos del Banco de la República de Colombia* [tesis de maestría, Universidad Externado de Colombia]. <https://bdigital.uexternado.edu.co/entities/publication/f87ac5f0-a476-45c2-a872-9f0c24d8da63>
- Guzmán, P. (1918). *Bancos de emisión: proyecto de ley, informes y discursos en el Senado y la Cámara*. Imprenta Nacional.
- Hernández, A. (2004). *La moneda y el debate monetario en Colombia*. Retina.
- Hernández, I., (2014). *Economía política de la tributación en Colombia*. Universidad Externado de Colombia.
- Ibáñez, J. E. (1990). Antecedentes legales de la creación del Banco de la República. En A. Meisel Roca et al. (ed.), *El Banco de la República. Antecedentes, evolución y estructura* (p. 165). Banco de la República.
- Jaramillo, E. (1918). Exposición en la Conferencia Financiera reunida en Bogotá en 1918. En: Cámara de Representantes (ed.), *Anales de la Cámara de Representantes*. https://biblioteca.archivogeneral.gov.co/pmb/opac_css/index.php?lvl=notice_display&id=17409

- Jaramillo, M. (2006). *Esteban Jaramillo, indicador de la economía colombiana*. Taurus.
- Jiménez, L. (1927). *El Banco de la República contra los intereses nacionales*. Talleres de ediciones Colombia.
- Maya Muñoz, G. (2001). El Banco de la República y la democracia. *Semestre Económico*, 5(9). 1-40. <https://revistas.udem.edu.co/index.php/economico/article/view/1354>
- Meisel, A., & Ramírez, M. T. (2017). *Tres banqueros centrales*. Banco de la República.
- Meisel, A. (2016). Antecedentes del Banco de la República, 1904-1922. *Revista del Banco de La República*, 89(1060), 25-40. <https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/8071>
- Montoya, Lucia. (2007). El debate sobre la banca central independiente: el caso colombiano. Universidad Externado de Colombia.
- Ocampo, J. A. (2021). *Una historia del sistema financiero colombiano*. Asobancaria y Bancoldex.
- Ospina Vásquez, Luis (1974). *Industria y protección en Colombia, 1819-1930*. Ealón.
- Poveda, G. (2005). *Historia económica de Colombia en el siglo XX*. Universidad Pontificia Bolivariana.
- Rochon, L. P., & Vallet, G. (2023). ¿Instituciones del pueblo, por el pueblo y para el pueblo? El poder y la responsabilidad social de los bancos centrales en una democracia. *Revista de Economía Institucional*, 25(48), 29-59. <https://doi.org/10.18601/01245996.v25n48.04>
- Rodríguez, O. (2022). La creación de la Contraloría General de la República bajo el lema de moneda sana y presupuestos equilibrados. En Contraloría General de la República (ed.), *Control Fiscal en la República de Colombia. 200 años del Bicentenario de la Independencia* (pp. 192-221). Contraloría General de la República.

- Rodríguez, O. (2023). *La institución monetaria en la creación de la banca central. La organización del Banco de la República*. Universidad Externado de Colombia.
- Semana. (2023a, 17 de mayo). Alarmante: Banco de la República dice que, por la reforma laboral del Gobierno Petro, se podrían perder hasta 746.000 puestos de trabajo. <https://www.semana.com/politica/articulo/alarmante-banco-de-la-republica-dice-que-por-la-reforma-laboral-del-gobierno-petro-se-podrian-perder-hasta-746000-puestos-de-trabajo/202354/>
- Semana. (2023, 12 de mayo). Ponen en riesgo toda la economía productiva: Gustavo Petro, critica al Banco de la República por aumento de la tasa de interés. <https://www.semana.com/politica/articulo/ponen-en-riesgo-toda-la-economia-productiva-gustavo-petro-critica-al-banco-de-la-republica-por-aumento-de-la-tasa-de-interes/202300/>
- Sastoque, E. (2018). *El papel de los banqueros en la construcción de Estado y soberanía monetaria en Colombia (1880-1931)*. Universidad Externado de Colombia.
- Simmel, G. (1900). *Filosofía del dinero*. Instituto de Estudios Políticos.
- Théret, B. (2013). La moneda a través del prisma de su crisis de ayer y hoy. En B. Théret (ed.), *La moneda develada por su crisis*. Universidad Nacional de Colombia.
- Torres García, G. (1980). *Historia de la moneda en Colombia*. FAES.
- Uribe, A. (1926). *Crédito moneda y Bancos*. Librería Colombiana Camacho Roldán y Tamayo.
- Uribe, J. D. (2015). *Historia del Banco de la República, 1923-2015*. Banco de la República.
- Uribe Uribe, R. (1910). *Los problemas nacionales*. Imprenta Eléctrica.

Sastoque Ramírez, E. C. y Sandoval, L. E.: Viejas y nuevas controversias alrededor...

Urrutia, M. (2005). Política monetaria y cambiaria del banco central independiente. *Revista FLAR*, (1), 168-189. <https://www.cervantesvirtual.com/obra/politica-monetaria-y-cambiarla-del-banco-central-independiente-958144/>

Reseña

Lecturas de Economía - No. 102. Medellín, julio-diciembre 2024



Jaravel, Xavier (2023). *Marie Curie habite dans le Morbihan*

Eguzki Urteaga ^a



Xavier Jaravel acaba de publicar su obra, titulada *Marie Curie habite dans le Morbihan. Démocratiser l'innovation*, en la editorial Seuil. Conviene recordar que el autor es doctor en Economía por la Universidad de Harvard, catedrático asociado de Economía en la London School of Economics e investigador en el Institute for Fiscal Studies (IFS), el Center for Economic Policy Research (CEPR) y el Centro de Investigación sobre el Crecimiento de la Innovación en el Collège de France. También, ha ejercido unas funciones

^a *Eguzki Urteaga*: profesor de Sociología en la Universidad del País Vasco (UPV/EHU), Vitoria, España. Dirección electrónica: eguzki.urteaga@ehu.es
<https://orcid.org/0000-0002-8789-7580>

<https://doi.org/10.17533/udea.le.n102a355976>



Este artículo y sus anexos se distribuyen por la revista *Lecturas de Economía* bajo los términos de la Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

editoriales en la *Review of Economic Studies* y la *American Economic Journal*, así como los cargos de inspector de finanzas, además de contribuir a crear el polo económico de la inspección general de finanzas. Sus investigaciones se centran en el crecimiento, la innovación y las desigualdades. En 2019, recibió el Philip Laverhulme Prize y, dos años más tarde, el premio del Mejor Joven Economista otorgado por el periódico *Le Monde* y el Círculo de los Economistas. Según la IDEAS/RePEc 2022, figura entre los diez jóvenes economistas más citados en el mundo. Es autor de numerosos artículos científicos en revistas de reconocido prestigio, tales como *Journal of International Economics*, *Quarterly Journal of Economics*, *Annual Review of Economics* o *Journal of Public Economics*.

En la presente obra, Jaravel parte de una constatación aparentemente paradójica: por una parte, la innovación parece incrementar las desigualdades, al favorecer la sustitución de cierta mano de obra por robots, al tiempo que propicia la realización de inversiones millonarias en pequeñas empresas innovadoras (*startups*) y la concentración de tecnologías punteras en ciertas grandes multinacionales tales como Google, hasta el punto de convertirse en más poderosas que algunos Estados; y, por otro lado, el crecimiento económico —y, por lo tanto, la prosperidad material—, alimentado por la innovación, permite luchar contra la pobreza, financiando los servicios públicos y la protección social, vector de seguridad y de bienestar para la mayoría de la población. Por lo cual, Jaravel (2023) se pregunta si “¿las desigualdades surgidas de la innovación son el precio a pagar para el crecimiento económico, [el] modelo social y la transición ecológica?” o “¿pueden inventarse unas medidas correctoras para contener estas desigualdades, e incluso contemplar otro modelo de innovación que reduciría las desigualdades?” (pp. 7-8).

El autor trata de contestar a estas preguntas partiendo de un diagnóstico pormenorizado, de cara a comprender la relación que mantienen innovación y desigualdades, y, de esa forma, identificar las prioridades de las políticas económicas que permiten “poner la innovación al servicio de la emancipación de todos” (p. 8). El método consiste en “explotar al máximo los resultados de la investigación reciente en economía y aplicarlos a los problemas concretos de la política de innovación” (p. 8). Su libro se divide en tres partes y se subdivide en siete capítulos.

Una primera parte se centra en el diagnóstico. En un primer capítulo, titulado *La innovación rizoma* (pp. 11-18), el autor observa cómo la innovación tiene un carácter colectivo, lejos de las representaciones habituales del genio solitario. En un segundo capítulo, que se titula *Cuando la innovación nutre las desigualdades* (pp. 19-37), analiza todas las maneras a través de las cuales la innovación contribuye a las desigualdades, “que se trate de la renta o del patrimonio, del mercado laboral, del poder adquisitivo o de la concentración del poder de decisión en el seno de la élite empresarial, científica y administrativa” (p. 8). El tercer capítulo, titulado *Las brújulas de la innovación* (pp. 39-56), estudia las profundas fuerzas económicas y sociológicas que explican de qué manera hemos llegado hasta ese punto, “con el rol de los ahorros de escala, del origen social de los innovadores, de la intervención estatal y de la educación” (p. 8).

Sobre esa base, en una segunda parte, el autor analiza en el cuarto capítulo, titulado *El sentido de las prioridades* (pp. 57-71), las propuestas habitualmente realizadas en el debate público “para orientar mejor la innovación y corregir las desigualdades inducidas” (p. 8). A ese propósito, Jaravel (2023) se pregunta “¿Por qué no fiscalizar a lo más ricos o a los robots o instaurar una renta universal? ¿*Quid* de la planificación de la innovación, sobre todo en una óptica de reindustrialización? ¿En qué medida estas propuestas son creíbles y son verdaderamente capaces de cambiar la [situación]?” (p. 8).

En una tercera parte, que aglutina los quinto, sexto y séptimo capítulos (pp. 73-111), el economista galo propone otras soluciones para transformar las dinámicas de innovación de cara a reducir las desigualdades. Estas soluciones conciernen tanto la educación como la gobernanza democrática de la política de innovación. Según el autor, estas políticas tienen algo en común: “actúan a la raíz, atacando las fuerzas profundas que determinan las relaciones entre la innovación y las desigualdades a largo plazo” (p. 9).

En otros términos, a partir de las investigaciones más recientes, el economista galo trata de replantear los términos del debate entre innovación y desigualdades instaurando unas nuevas bases y fijando unas prioridades alejadas de las soluciones privilegiadas hasta hoy en día que consisten en incrementar la fiscalidad que pesa sobre los ricos y los robots, hacer un

llamamiento a la reindustrialización o privilegiar la planificación. Muestra cómo estas soluciones no toman suficientemente en consideración las “fuerzas profundas que moldean la innovación y sus efectos sobre las desigualdades”, tales como los ahorros de escala del mercado, la educación y el perfil sociológico de los que toman las decisiones tecnológicas, es decir “una élite empresarial, científica y administrativa muy restringida (p. 113).

Al término de ese análisis, Jaravel (2023) extrae tres conclusiones que corresponden a “tres prioridades para poner la innovación al servicio de la emancipación de todos” (p. 113).

- En primer lugar, se trata de poner en marcha “una política educativa que suscite la vocación por la innovación y la ciencia, independientemente del sexo, de la familia, del origen social y del territorio. Una política educativa que permita al mayor número [de personas apropiarse], difundir y moldear las innovaciones” (p. 114). De hecho, “los análisis económicos, que combinan micro y macro-economías, muestran que el reto es inmenso a la vez para el crecimiento y para la innovación” (p. 114).
- En segundo lugar, es cuestión de no ceder a la tentación proteccionista y de abrir los mercados tanto en Europa como a nivel internacional, porque el proteccionismo disminuye la capacidad de innovación sin reducir las desigualdades, sino todo lo contrario, puesto que contribuye a incrementar las desigualdades a nivel mundial, en la medida en que los países emergentes tienen dificultades para acceder a ciertos mercados para vender sus productos y servicios (p. 114).
- En tercer lugar, se trata de reinventar la gobernanza política de la innovación “a fin de favorecer una participación activa de los ciudadanos en las elecciones tecnológicas que estructurarán el futuro, además de conceder un lugar central a la evaluación” (p. 114). En efecto, la regulación y la financiación pública de la innovación implican realizar numerosas elecciones políticas y éticas para las cuales la ciudadanía apenas es escuchada. En ese sentido, no es cuestión de llevar a cabo una evaluación experta sino de realizar una evaluación ciudadana, factor de eficacia y de aceptabilidad social.

Al término de la lectura de esta obra, es preciso subrayar la pertinencia de la problemática planteada y el interés de la perspectiva elegida. Muestra cómo la innovación es siempre un fenómeno colectivo que se difunde lentamente en la sociedad, de modo que no pueda ser la prerrogativa de una élite. Estima que una nueva política pública, que aspira a conciliar innovación y reducción de las desigualdades, pasa por el tríptico: educación, expansión de los mercados y gobernanza. No en vano, esta visión tiende a sobrevalorar el efecto benéfico de la apertura de los mercados y a infravalorar su impacto negativo sobre el medio ambiente, en un contexto de calentamiento climático cuyas primeras víctimas son precisamente las regiones, los colectivos y las personas más vulnerables.

En cualquier caso, la lectura de esta obra es sumamente estimulante y contribuye a una mejor comprensión de la relación que mantienen innovación y desigualdades.

Referencias

Jaravel, X. (2023). *Marie Curie habite dans le Morbihan*. Seuil.

Índice de Evaluadores

Pares académicos

Para las ediciones 101 y 102, la revista Lecturas de Economía ha contado con la colaboración de 79 docentes e investigadores como evaluadores anónimos de los artículos propuestos para publicación, de los cuales 4 (5%) hacen parte de la Universidad de Antioquia, 28 (35%) participaron como evaluadores externos nacionales y 47 (60%) son evaluadores externos internacionales.

Universidad de Antioquia

Liliana María Gallego Duque	Ph.D. en Economía Aplicada	lilianam.gallego@udea.edu.co
Ramón Javier Mesa Callejas	Ph.D. en Dirección de empresas	ramon.mesa@udea.edu.co
Osmar Leandro Loaiza Quintero	M. Sc. en Ciencias Económicas	osmar.loaiza@udea.edu.co
Laura Edel Sánchez Higueta	M. Sc. en Economía	edel.sanchez@udea.edu.co

Evaluadores Externos Nacionales

Jenny Lisseth Avendaño López Universidad Surcolombiana	M. Sc. en Ciencias Económicas jenny.avendano@usco.edu.co
Sergio Augusto Jiménez Ramírez Universidad de Pamplona	Ph.D. en Economía sjimenez@unipamplona.edu.co
Agustín María Martínez Vargas Corporación Universitaria Mínuto de Dios	M. Sc. en Economía agustinmar19@gmail.com
Carlos Adrián Saldarriaga Isaza Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Ingeniería casaldarriagai@unal.edu.co

Enrique Antonio López Enciso Banco de la República	D.E.A. en Análisis y Política Económica ealopez@gmail.com
Armando Lenin Tamara Ayus Universidad EAFIT	Ph.D. en Administración atamaraa@eafit.edu.co
Carlos Andrés Álvarez Gallo Universidad de Los Andes	Ph.D. en Ciencias Económicas ca.alvarez967@uniandes.edu.co
Javier Gómez Pineda Banco de la República	Ph.D. en Economía jgomezpi@banrep.gov.co
Sindy Viviana Giraldo Arcila Universidad Libre	M. Sc. en Administración Económica y Financiera sindyv.giraldo@unilibre.edu.co
José David Pulido Pescador Banco de la República	Ph.D. en Economía jpulidpe@banrep.gov.co
Daniel Francisco Ossa Hernández Universidad Nacional de Colombia	Ph.D. en Economía dafossahe@unal.edu.co
Adolfo Meisel Roca Universidad del Norte	Ph.D. en Economía ameiselroca@gmail.com
Alcides de Jesús Padilla Sierra Universidad del Atlántico	Ph.D. en Economía alcidespadilla@mail.uniatlantico.edu.co
Alexander Correa Ospina Universidad EAN	Ph.D. en Modelado en Política y Gestión Pública acorrea@universidadean.edu.co
David Pérez Reyna Universidad de los Andes	Ph.D. en Economía d.perez-reyna@uniandes.edu.co
Claudia Milena Pico Bonilla Universidad de la Costa	M. Sc. en Historia cpico@cuc.edu.co
Luis Gabriel Márquez Díaz Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia	Ph.D. en Ingeniería Civil luis.marquez@uptc.edu.co
Geovanny Castro Aristizábal Universidad de Santander	Ph.D. en Economía geo.castro@mail.udes.edu.co
David Rodríguez Guerrero Universidad Externado de Colombia	Ph.D. en Economía david.rodriguez@uexternado.edu.co

Juan José Echavarría Soto Fedesarrollo	Ph.D. en Economía jechavso@gmail.com
José Santiago Arroyo Mina Universidad del Valle	Ph.D. en Economía santiago.arroyo@correounivalle.edu.co
Kevin Bravo Bolaño Universidad del Quindío	Ph.D. en Ciencias Económicas kebravobol@unal.edu.co
Sadan de la Cruz Universidad de Pamplona	M. Sc. en Economía sadan.de@unipamplona.edu.co
Blanca Cecilia Zuluaga Díaz Universidad Icesi	Ph.D. en Economía bzuluaga@icesi.edu.co
Carlos Andrés Zapata Quimbayo Universidad Externado de Colombia	Ph.D. en Ciencias Económicas carlosa.zapata@uexternado.edu.co
Mónica García Rubiano Universidad Católica de Colombia	Ph.D. en Salud, Psicología y Psiquiatría mgarcia@ucatolica.edu.co
Juan Esteban Jacobo Vásquez Universidad Externado de Colombia	Ph.D. en Economía juan.jacobo@uexternado.edu.co
Luisa Fernanda Bernat Díaz Pontificia Universidad Javeriana	Ph.D. en Economía lfbernat@javeriana.edu.co

Evaluadores Externos Internacionales

Lisana Belén Martínez (Argentina) Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas	Ph.D. en Economía y Empresa lbrmartinez@iieess-conicet.gob.ar
Jorge Paz (Argentina) Universidad Nacional de Salta	Ph.D. en Economía y Demografía pazj@unsa.edu.ar
Guilherme Ziebell de Oliveira (Brasil) Universidade Federal do Rio Grande	Ph.D. en Ciencia Política guilherme.ziebell@ufrgs.br
Francisco Gálvez Gamboa (Chile) Universidad Católica del Maule	M. Sc. en Economía fgalvez@ucm.cl
Andrea King Domínguez (Chile) Universidad del Bío-Bío	Ph.D. en Administración y Dirección de Empresas aking@ubiobio.cl

Ileana Elena Castañeda Abascal (Cuba) Escuela Nacional de Salud Pública	Ph.D. en Ciencias de la Salud ghernandez@uned.ac.cr
Luis Eduardo Mella Gómez (República Dominicana) Ministerio de Economía, Planificación y Desarrollo	M. Sc. en Estadística Aplicada a la Ciencia de Datos luis.mella@economia.gov.do
Jorge Cueva (Ecuador) Universidad Politécnica Salesiana	M. Sc. en Administración de Empresas jcueva@ups.edu.ec
Paul Carrillo Maldonado (Ecuador) Universidad de las Américas	Ph.D. en Economía del Desarrollo paul.carrillo.maldonado@udla.edu.ec
Gustavo Pérez Arrobo (Ecuador) Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales Ecuador	Ph.D. en Ciencia Política gaperezfl@flacso.edu.ec
Edisson Coba (Ecuador) Universidad Técnica de Ambato	Ph.D. en Ciencias Empresariales edisoncoba@uta.edu.ec
Grace Carolina Guevara Rosero (Ecuador) Escuela Politécnica Nacional	Ph.D. en Ciencias Económicas carolina.guevara112@gmail.com
Christian Naranjo Navas (Ecuador) Universidad Nacional de Chimborazo	Ph.D. en Historia cnaranjo@unach.edu.ec
Carlos Armando Romero Galarza (Ecuador) Universidad de Cuenca	M. Sc. en Análisis del Entorno Económico armando.romerog@ucuenca.edu.ec
Carlos Freire Cadme (Ecuador) Universidad Estatal de Milagro	M. Sc. en Economía y Dirección de Empresas cfreirec@unemi.edu.ec
Andrés Iván Mideros Mora (Ecuador) Pontificia Universidad Católica de Ecuador	M. Sc. en Economía y Análisis de Políticas Públicas amideros060@puce.edu.ec
Lizethe Méndez Heras (Ecuador) Universidad Ecotec	Ph.D. en Economía lmendez@ecotec.edu.ec
Juan Manuel López Zafra (España) Colegio Universitario de Estudios Financieros	Ph.D. en Economía jmlopezzafra@cunef.edu
Fernando Rodríguez López (España) Universidad de Salamanca	Ph.D. en Economía frodriguez@usal.es
Michelle Mieres Brevis (España) Universidad Autónoma de Chile	Ph.D. en Economía mmb124@alu.ua.es

Lilianne Isabel Pavón Cuellar (México) Universidad Anáhuac	Ph.D. en Economía lpavon@anahuac.mx
Reyna Elizabeth Rodríguez (México) Universidad Autónoma de Coahuila	Ph.D. en Ciencias reynarodriguez@uadec.edu.mx
Oswaldo García Mata (México) Universidad Autónoma de Tamaulipas	M. Sc. en Ciencias ogarciam@uat.edu.mx
Laura Elena Martínez Salvador (México) Universidad Nacional Autónoma de México	Ph.D. en Economía laura.martinez@sociales.unam.mx
Francisco Venegas-Martínez (México) Instituto Politécnico Nacional	Ph.D. en Matemáticas y Economía fvenegas@ipn.mx
Ricardo López Salazar (México) Universidad Autónoma de Ciudad Juárez	Ph.D. en Ciencias ricardo.lopez@uacj.mx
Jorge Omar Moreno Treviño (México) Universidad Autónoma de Nuevo León	Ph.D. en Economía jorge.morenotr@uanl.edu.mx
Mónica Guadalupe Chávez Elorza (México) Universidad Autónoma de Zacatecas	Ph.D. en Política Pública monick.elorza@uaz.edu.mx
Luz Judith Rodríguez Esparza (México) Universidad Nacional Autónoma de México	Ph.D. en Ciencias ljrodriguez@conahcyt.mx
Ignacio Perrotini Hernández (México) Universidad Nacional Autónoma de México	Ph.D. en Economía iph@unam.mx
Roberto Soto Esquivel (México) Universidad Autónoma de Zacatecas	Ph.D. en Economía rosoes2008@gmail.com
Francisco Gerardo Barroso Tanoira (México) <i>Universidad Anáhuac Mayab</i>	Ph.D. en Ciencias Administrativas fbarroso_tanoira@yahoo.com.mx
Edison Javier Jiménez López (México) Universidad Autónoma de Baja California	Ph.D. en Economía edison.jimenez@uabc.edu.mx
Alfredo Pelayo Calatayud (Perú) Universidad Nacional del Altiplano	Ph.D. en Economía Agrícola apcalatayud@unap.edu.pe
Mirtha Mercedes Fernández (Perú) Universidad César Vallejo	Ph.D. en Psicología Infantil MFERNANDEZ@ucv.edu.pe
Jorge Guillén Uyen (Perú) ESAN	Ph.D. en Economía jguillen@esan.edu.pe

Pablo Rijalba Palacios (Perú) Universidad Nacional de Piura	Ph.D. en Administración de Empresas prijalbak@unp.edu.pe
Rocío Karina Zevallos Callupe (Perú) Universidad de San Martín de Porres	M. Sc. en Psicología Organizacional y Recursos Humanos karinazc777@gmail.com
Juan Celestino León Mendoza (Perú) Universidad Nacional Mayor de San Marcos	Ph.D. en Ciencias Administrativas jleonm@unmsm.edu.pe
Darwin Alejandro Siancas Escobar (Perú) Universidad Nacional de Frontera	M. Sc. en Educación dsiancas@unf.edu.pe
Antonio Rafael Rodríguez Abraham (Perú) Universidad César Vallejo	Ph.D. en Contabilidad y Finanzas arodriguez@ucv.edu.pe
Manuel Lobato (Puerto Rico) Universidad de Puerto Rico	Ph.D. en Economía Internacional y del Desarrollo manuel.lobato@upr.edu
Dardo Curti (Uruguay) Banco Central de Uruguay	M. Sc. en Economía dcurti@bcu.gub.uy
Jorge Ponce (Uruguay) Banco Central de Uruguay	Ph.D. en Economía jponce@bcu.gub.uy
Fernando Borraz (Uruguay) Universidad de la República	Ph.D. en Economía fernando.borraz@cienciassociales.edu.uy
Leobaldo Molero Oliva (Venezuela) Universidad del Zulia	Ph.D. en Ciencias Económicas lmolerooliva@gmail.com
Luis Morales La Paz Universidad Católica Andrés Bello	Ph.D. en Economía lmorales@ucab.edu.ve

Políticas éticas

Publicación y autoría

La revista *Lecturas de Economía* es editada por el Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. La dirección electrónica de la revista es revistalecturas@udea.edu.co y su sitio web:

<https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia>

Lecturas de Economía cuenta con la siguiente estructura: un comité editorial, un editor, un asistente editorial y un comité científico que garantizan la calidad y pertinencia de los contenidos publicados. Los miembros son evaluados cada dos años en función de su reconocimiento en el área y producción académica, la cual debe ser visible en otras revistas nacionales e internacionales.

Los manuscritos presentados a la revista deben ser originales e inéditos y no deben estar simultáneamente en proceso de evaluación ni tener compromisos editoriales con otras publicaciones. Por tanto, el manuscrito no debe estar publicado de manera parcial o completa en otro repositorio. Si el autor de un artículo quisiera incluirlo posteriormente en otra publicación, el medio en el que se publique deberá solicitar autorización al editor de la revista y señalar claramente los datos de la publicación original.

Responsabilidades del autor

Los equipos editoriales aprueban los manuscritos teniendo en cuenta la evaluación realizada por pares académicos y atendiendo criterios de calidad y rigor investigativo. No obstante, los autores son responsables exclusivos de las ideas expresadas, así como su idoneidad ética.

Los autores deben hacer explícito que el manuscrito respeta los derechos de propiedad intelectual. Si se utiliza material que no es de propiedad de los autores, es responsabilidad de los mismos asegurarse de tener las debidas autorizaciones para el uso, reproducción y publicación.

De igual modo, los autores aceptan someter sus manuscritos a la revisión de pares académicos anónimos externos a la institución a la que están afiliados. Los autores considerarán las correcciones sugeridas por los evaluadores y, en caso de aceptarlas, se comprometerán a incorporarlas dentro de los plazos establecidos por el editor. El envío del manuscrito corregido debe estar acompañado de una nota dirigida al equipo editorial en la que se indiquen cuales correcciones fueron incorporadas y explicar por qué no fueron acatadas las sugerencias restantes. Una vez la revista reciba el manuscrito corregido, se le informará al autor acerca de su cabal aprobación.

Cuando los manuscritos no sean aceptados para su publicación, el editor enviará una notificación a los autores explicando la motivación del rechazo de su publicación. El Comité Editorial se reserva la última palabra sobre la publicación de los manuscritos y el número en el cual se publicarán como artículos. Esa fecha se cumplirá siempre y cuando el autor envíe toda la documentación que le sea solicitada dentro de los plazos indicados.

Los autores de los manuscritos autorizan, mediante el envío de su manuscrito a través el sistema OJS el uso de los derechos de propiedad intelectual y la cesión de los derechos patrimoniales de autor a la Universidad de Antioquia, a fin de que la Universidad pueda incluir los documentos tanto en la versión impresa como electrónica.

Responsabilidades de los evaluadores

El proceso de revisión a cargo de pares expertos permite obtener la formulación de sugerencias al autor, propuestas de cambios metodológicos y señalar referencias significativas que no hayan sido incluidas en el documento. Estos revisores son, en la mayoría de los casos, externos a la institución de afiliación del autor y de nuestra revista. En su elección, se busca que tengan experiencia en las temáticas sobre las que deben conceptuar y que no tengan conflictos de interés con los autores.

Al finalizar el proceso de revisión, el árbitro debe tomar una decisión: si aceptar sin modificaciones, aprobar sujeto a modificaciones menores, aprobar sujeto a modificaciones sustanciales o rechazar el manuscrito revisado.

Durante la evaluación, tanto los nombres de los autores como los de los evaluadores conservarán completo anonimato.

Artículos de investigación que involucran la participación de personas

Aquellos artículos de investigación que son enviados a la revista *Lecturas de Economía* que presentan resultados de investigación en los que se involucra la participación de personas a nivel individual, o grupos de personas o comunidades, deben acoger estrictos estándares en sus procedimientos para el tratamiento de datos y aplicación de metodologías para la obtención de datos por parte de las personas involucradas, esto es el considerar un consentimiento informado. Para nuestra revista es fundamental que los autores adhieran principios éticos que protejan la dignidad, derechos y bienestar de las personas que participaron en la investigación que se pretende publicar.

Toda investigación que involucre la participación de personas a nivel individual, o grupos de personas, deben contar con la validación y aprobación de dichas prácticas por parte de un comité de ética que asegure la aplicación de altos estándares éticos.

La revista *Lecturas de Economía* requerirá a los autores, previo a la revisión de pares académicos y posterior publicación, el adjuntar evidencia que permita constatar que se siguieron estos principios éticos. Para más detalles el o los autores pueden consultar las siguientes guías éticas, a las cuales se adhiere la revista *Lecturas de Economía*.

- World Medical Association Declaration of Helsinki (1964), last updated in 2013
- Research with potentially vulnerable people (United Kingdom Economic and Social Research Council).

Políticas de corrección y retractación

Lecturas de Economía se compromete a mantener la integridad de la literatura y publicará fe de errata, Expresiones de Preocupación o Avisos de Retracción dependiendo de la situación y siguiendo las Pautas de retracción

de COPE. En todos los casos, estos avisos estarán vinculados al artículo original.

Puede encontrar información sobre las pautas de retracción de COPE aquí: <https://publicationethics.org/retraction-guidelines>

Conflictos de interés

Al momento de enviar un artículo, los autores realizan una declaración de conflictos de interés en cuanto a posibles evaluadores que no deban ser tenidos en cuenta. También, los evaluadores y editores firman una declaración de conflictos de interés respecto de si es roto la condición de doble ciego y se conoce el autor o autores que están siendo evaluados. Los integrantes del comité editorial no les es permitido el envío de artículos para ser publicados. No más de 10% de los autores de cada número pertenecen a la Universidad de Antioquia.

Responsabilidades editoriales

El equipo editorial de *Lecturas de Economía*, con la participación de los comités editorial y científico, es responsable de definir las políticas editoriales que permitan a la revista cumplir con los estándares necesarios para su posicionamiento como una reconocida publicación académica. La revisión continua de estas políticas asegura que la revista mejore y llene las expectativas de la comunidad académica a la que sirve.

El equipo es responsable, previa evaluación, de la selección de los artículos que serán publicados. Esta selección estará siempre basada en la calidad, pertinencia temática, originalidad y contribución a la difusión y el avance de la ciencia económica. El editor es responsable de los procesos de evaluación y edición de todos los manuscritos que se postulan a la revista, incluyendo los de los miembros de los comités editorial y científico. Así mismo, debe desarrollar mecanismos que garanticen imparcialidad, puntualidad y confidencialidad durante el proceso de revisión por pares hasta la toma de una decisión sobre publicación. En el mismo sentido, es también responsabilidad

del editor mantener informado al(los) autor(es) durante las distintas etapas de los procesos aludidos.

Cuando la revista recibe quejas o inquietudes de cualquier tipo, el equipo editorial debe responder prontamente de acuerdo con las normas establecidas por la publicación y, cuando lo amerite, debe asegurarse de que se lleve a cabo una adecuada investigación tendiente a la resolución de potenciales problemas.

Tan pronto un número de la revista salga publicado, el editor tiene la responsabilidad de su difusión y distribución a los autores, evaluadores y a las entidades con las que se hayan establecido convenios de intercambio. De igual modo, el editor es responsable de ubicar los artículos y los resúmenes de los mismos en repositorios, bases de datos e índices bibliográficos nacionales e internacionales, así como en servicios de mercadeo electrónico de publicaciones seriadas. El editor también se ocupa del envío de los ejemplares a sus suscriptores activos.

Instrucciones para autores

I. Alcance y política editorial

Lecturas de Economía se debe a sus lectores; por ello es su responsabilidad publicar artículos que den significativos aportes a la disciplina y de gran calidad en el desarrollo, la argumentación y la escritura. Por tal motivo, se dará prioridad a los artículos que son producto o derivados de proyectos de investigación. La revista es publicada dos veces al año, en enero (edición enero-junio) y julio (edición julio-diciembre). El envío de artículos es permitido durante todo el año.

II. Forma y preparación de manuscritos

- Los manuscritos enviados deben cumplir con las normas editoriales de presentación de la revista. Si no satisfacen estos requisitos, no serán considerados.
- El envío de manuscritos supone el compromiso, por parte del autor, de no someterlos simultáneamente a otras publicaciones en forma parcial o completa. Cuando se hayan publicado como documentos de trabajo *working papers*, la hoja de presentación debe incluir una nota en la que se indique en qué año y qué institución lo publicó; además, debe anexarse la referencia completa de la publicación.
- El documento debe postularse a través del sistema de gestión editorial OJS (ver dirección electrónica de la revista).

- El documento anexo no debe incluir el nombre del(os) autor(es) ni referencia alguna sobre el origen del trabajo (tesis de maestría, doctorado, etc.), con el fin de asegurar una evaluación anónima del mismo.

III. Normas de presentación

A. Extensión

El documento no excederá las 8000 palabras incluyendo notas, anexos y referencias bibliográficas. Solo se aceptan trabajos escritos en español o en inglés.

B. Formato

El documento debe ser presentado en formato Microsoft Word. De igual forma, deberán entregarse como archivos complementarios las bases de datos, imágenes y tablas en un archivo en formato Microsoft Excel. Cuando los gráficos sean producidos por programas diferentes a Excel, se solicita un archivo independiente en formato PNG o JPG de alta calidad.

C. Hoja de presentación

Todo manuscrito deberá anexar como archivo complementario una hoja de presentación en la que aparezca claramente: título del trabajo, nombre completo del autor (o autores), filiación institucional (únicamente se incluye la filiación de la institución con la cual se tiene un vínculo actual y el tipo de vinculación; por ejemplo: Profesor Titular), dirección postal institucional, dirección electrónica institucional, ORCID de los autores (en caso de no tenerlo, debe crearlo), resumen en español e inglés, palabras clave (mínimo cinco) y la clasificación JEL. De ser el caso, en esta página se deben incluir los nombres de las personas a las que el(los) autor(es) reconocen su contribución o comentarios a versiones anteriores del documento, notas aclaratorias sobre el financiamiento de la investigación o sobre publicaciones previas del manuscrito como tesis, *working paper*, ponencia, etc.

D. Título

Debe ser un título breve e informativo, que describa la conclusión principal del artículo. Preferiblemente, no debe superar las 15 palabras. No debe incluir jergas, siglas ni abreviaturas poco conocidas. En la medida de lo posible, debe incluir algunas de las palabras clave del artículo.

E. Resumen

El resumen debe reflejar con precisión el contenido del trabajo. Por eso, en un máximo de 180 palabras, se harán constar:

- El objetivo principal del estudio o investigación.
- Los procedimientos básicos, como selección de los sujetos del estudio, métodos de observación y de análisis empleados.
- Los resultados más importantes (consignando información específica o datos y su significación estadística siempre que sea posible).
- Las principales conclusiones.

F. Palabras clave

Deben incluirse como mínimo cinco (5) palabras clave. Para su selección se recomienda tener en cuenta los términos usados por la *American Economic Association* en su clasificación.

Recuérdese que el uso de palabras clave es un recurso para la efectiva búsqueda y recuperación de los artículos, por lo que, cuanto más precisas sean, hay más posibilidades de mejorar los indicadores de visibilidad.

G. Tabla de contenido

En la página siguiente se iniciará el artículo, precedida en la parte superior únicamente del título y presentando la siguiente estructura (centrada y con fuente en negrilla). Ejemplo:

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. Modelo econométrico.
–III. Discusión de resultados. –Conclusiones. –Anexos. –Referencias.

La Introducción, Conclusiones, Anexos y Referencias no van numerados. Los títulos de segundo y tercer nivel no se incluyen en la tabla de contenido.

H. Información estadística o gráfica

La información estadística presentada en gráficas y tablas deberán ser numerada y con referencia cruzada en el texto. Deberá incluir sus fuentes de información en la parte inferior de cada una; si son elaboración propia también debe especificarse esta información.

La responsabilidad de la información estadística contenida en tablas y gráficos es del(os) autor(es). Cuando ella es derivada de la aplicación de métodos cuantitativos, debe anexarse un archivo con la base de datos utilizada, para ser contrastada por los evaluadores. De ser requerido, puede solicitarse su exclusión para no divulgarse junto al manuscrito.

I. Ecuaciones

Las ecuaciones se numerarán consecutivamente en la margen derecha, dentro de paréntesis. Utilice el editor de ecuaciones de Microsoft Word o plataformas como LaTeX, o MathType.

J. Citas

Tanto las citas directas como las indirectas deben incluir la fuente de la cual se extrajo la información. En el caso de las citas directas, la referencia debe indicar la página de la fuente consultada. En las citas directas de menos de 40 palabras es obligatorio el uso de las comillas al inicio y al final del fragmento citado; aquellas que superen esta extensión, deben ir en un bloque independiente del texto, sin comillas y en espacio sencillo. El incumplimiento de esta norma podría considerarse como plagio.

K. Referencias bibliográficas

Debe enlistar todas y únicamente las fuentes citadas en el cuerpo del trabajo. Su presentación deberá seguir las normas de la American Psychological Association (APA) en su edición 7. Sugerimos el uso de software como el incluido en Microsoft Word, o el ofrecido por Mendeley o EndNote. Remítase al sitio web de la revista para ver algunos ejemplos.

IV. Proceso editorial

A. Recepción y evaluación

- El autor recibirá acuse de recibo del documento tan pronto sea recibido. Sin embargo, cabe aclarar que la recepción de un manuscrito no implica su publicación.
- Los manuscritos serán inicialmente revisados por el Editor, quien evaluará la pertinencia de la temática, el cumplimiento de las normas de presentación y se asegurará de su originalidad mediante el empleo de software de detección de plagio. De considerarse inapropiados para su publicación, el editor notificará a los autores la decisión de rechazo. En el caso contrario, se notificará del inicio del proceso de evaluación por parte de pares evaluadores.
- Cada manuscrito contará con la revisión de al menos dos evaluadores expertos, a quienes se les enviará el manuscrito sin marcas de autor y un formulario que incluye tanto aspectos cuantitativos como cualitativos. A partir de la entrega, los evaluadores tendrán un plazo de 5 semanas para enviar sus conceptos evaluativos. De no coincidir en sus criterios, se enviará el manuscrito a un tercer evaluador para dirimir la diferencia.
- Una vez recibidos todos los conceptos, el Comité Editorial tomará la decisión de aceptar el artículo, rechazarlo o reenviarlo a los autores para que realicen los cambios que sean necesarios. En el último caso,

además del manuscrito corregido, los autores deberán enviar una nota independiente dirigida al Editor en la que de manera exhaustiva se indiquen cuáles modificaciones fueron incorporadas, cuáles no y el por qué. Cualesquiera que fuese la decisión editorial inicial, los comentarios de los evaluadores anónimos serán enviados al (los) autor(es).

- Con base en los conceptos evaluativos, el Comité Editorial emitirá el concepto final sobre la aprobación o el rechazo de la publicación del manuscrito. Esta decisión podrá ser apelada mediante comunicación dirigida al Editor en las 4 semanas siguientes, de no recibir comunicación el manuscrito será archivado y no se podrá reactivar el proceso editorial.

B. Corrección y diagramación

- Los manuscritos que son aceptados para publicación deberán pasar por un proceso de revisión y corrección de estilo. Se enviará a los autores un diagnóstico editorial en el que se muestran las observaciones generales y los cambios que se deben tener en cuenta. Esta es la única fase del proceso en la que se admitirán cambios menores en el contenido del manuscrito.
- Los autores tendrán un plazo de hasta 2 semanas para enviar la nueva versión del manuscrito.
- Una vez realizado el proceso de diagramación, se les enviará a los autores la versión de prueba del artículo en formato PDF. Para la revisión de esta prueba y el envío de las sugerencias de diagramación que consideren pertinentes, los autores tendrán un plazo de una semana. En esta fase solo se admiten ajustes de diseño mas no de contenido.
- La revista no cobra tarifa alguna por los procesos editoriales descritos.

C. Publicación

- La revista publicará la edición en su página institucional y en versión impresa. Así mismo, se difundirá por medio de las distintas bases de datos en las que se encuentra inscrita.
- Cada uno de los autores recibirá un ejemplar de cortesía de la edición impresa en la que su artículo fue incluido. Para esto se solicitará una dirección personal de entrega.

Número 102: julio-diciembre de 2024

Los entornos de aprendizaje y el éxito escolar en Latinoamérica west Regions

RAQUEL ANDRÉA RIEGER, LAÍS DE SOUSA ABREU SOARES,
WEVANDRO CAMARGOS TEIXEIRA AND FRANCISCO CARLOS DA CUN-
HA CASSUCE

Estimación de la productividad total factorial: un análisis de empresas del sector manufacturero en el Perú, 2002-2019

MARIO TELLO

Análisis tiempo-frecuencia de la incertidumbre de la política económica y su relación con los tipos de cambio: aplicación para países latinoamericanos, 2010 – 2022

JOSÉ AGUARDO RÚA Y NINI JOHANA MARÍN-RODRÍGUEZ

Cómo romper el círculo vicioso de desigualdad e improductividad: revisión de la evidencia internacional

EDUARDO LORA W

Calidad del empleo: una medición desde las preferencias de los trabajadores

YENNIFER CORTÉS, MARÍA DANIELA CORTÉS, DAVID RODRÍGUEZ Y
CINDY ROZO

Efectos de la política monetaria con metas de inflación en los retornos del mercado bursátil

RAFAEL RODRÍGUEZ

Assessing the English Proficiency of Economics Graduates in Colombia Over the Last Decade

JULIO CÉSAR ALONSO CIFUENTES, VIVIANA CLAVARRIAGA-ANTONIO
AND TATIANA MEJÍA-HERRERA

The Dilemma between Price Stabilization and Full Employment in Colombian Economic Policy: Some Contributions to the Debate

MARIO EDUARDO HIDALGO VILLOTA

Viejas y nuevas controversias alrededor de la arquitectura institucional del Banco de la República de Colombia en sus primeros 100 años

EDNA CAROLINA SASTOQUE RAMÍREZ Y LUIS EDUARDO SANDOVAL

Esta revista contó con el aporte del Fondo de apoyo para la publicación de las revistas especializadas de la Universidad de Antioquia.

LECTURAS DE ECONOMÍA

Asistente editorial

Martha Lucía Obando Montoya

Auxiliar administrativa

Karol Juliana Parra Mazo

Diseño y diagramación

Ana Patricia Chávez Rojas

Secretaria

Diana Mosquera Londoño

Traducción

Inglés: Germán Darío Mira Álvarez

Revista indexada en:

Scopus - Elsevier

SciELO Citation Index

ICI Journals Master List

Revista inscrita en:

- EBSCO - Fuente Académica Premier
- EconLit - Journal of Economic Literature
- ProQuest - ABI/INFORM - Periodicals Index Online
- RePEc (Research Papers in Economics)
- SciELO (Scientific Electronic Library Online)
- RedALyC (Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe)
- HLAS (Handbook of Latin American Studies)
- DOAJ (Directory of Open Access Journals)
- GALE Cengage Learning - Informe Académico
- Actualidad Iberoamericana
- Dialnet - Hemeroteca Virtual
- LATINDEX 2.0 - Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
- REDIB - Red Iberoamericana de Innovación y Conocimiento Científico
- Ulrich's Periodicals Directory
- PUBLINDEX - Colciencias
- Google Scholar
- MIAR - Matriz de Información para el Análisis de Revistas

Lecturas de Economía
N.º 102 - 2024

ISSN 0120-2596

