



Nota editorial

- Miguel Torres 7

Artículos

Sobre la medición del crecimiento a largo plazo

- Rafael R. Guthmann 9

**Crecimiento económico y sectores productivos:
algunos datos empíricos sobre países de renta media
en el período reciente**

- Aline de Souza Vicente, Luciano Ferreira Gabriel
y Luciano Dias de Carvalho 45

**Efectos a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio real
y la calidad institucional en la complejidad económica**

- Rafael Moraes de Sousa y Michele Polline Veríssimo 69

**La influencia de la solvencia fiscal en el desarrollo del sistema
financiero: evidencia para 140 países para 1990-2020**

- Renzo A. Jiménez-Sotelo 91

**Evidencia empírica de la ley de Okun en Colombia: un análisis
de las zonas rurales a nivel regional**

- Diego Andrés Cardoso López y Jesús Antonio López Cabrera 113

**¿Precios y progreso? El vínculo entre la inflación y
el cambio estructural en el Brasil de posguerra**

- Lúcia Regina Centurião 133

**Impacto de las negociaciones de paz en Colombia
en el PIB real, 2013-2019**

- Fernando Martín Mayoral y Carlos Andrés Rivera Lasso 155

Reseñas bibliográficas

Ensayo de reseña crítica

*El mundo según América Latina: la CEPAL
en la era del desarrollo*, de Margarita Fajardo

- Esteban Pérez Caldentey y Miguel Torres 175

Gracias por su interés en esta publicación de la CEPAL



CEPAL

Si desea recibir información oportuna sobre nuestros productos editoriales y actividades, le invitamos a registrarse. Podrá definir sus áreas de interés y acceder a nuestros productos en otros formatos.

Deseo registrarme

Conozca nuestras redes sociales y otras fuentes de difusión en el siguiente link:



<https://bit.ly/m/CEPAL>



OIEPAJ

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

C E P A L



COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE

JOSÉ MANUEL SALAZAR-XIRINACHS
Secretario Ejecutivo

JAVIER MEDINA VÁSQUEZ
Secretario Ejecutivo Adjunto a. i.

SALLY SHAW
*Directora de la División
de Documentos y Publicaciones*

MIGUEL TORRES

Editor

ESTEBAN PÉREZ CALDENTEY
Editor Asociado

OSVALDO SUNKEL
Presidente del Consejo Editorial



C E P A L

ISSN 0252-0257

José Manuel Salazar-Xirinachs
Secretario Ejecutivo

Javier Medina Vásquez
Secretario Ejecutivo Adjunto a. i.

Sally Shaw
Directora de la División
de Documentos y Publicaciones

Miguel Torres
Editor

Esteban Pérez Caldentey
Editor Asociado

Osvaldo Sunkel
Presidente del Consejo Editorial

La *Revista CEPAL* —así como su versión en inglés, *CEPAL Review*— se fundó en 1976 y es una publicación cuatrimestral de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Goza de completa independencia editorial y sigue los procedimientos y criterios académicos habituales, incluida la revisión de sus artículos por jueces externos independientes. El objetivo de la *Revista* es contribuir al examen de los problemas del desarrollo socioeconómico de la región, mediante enfoques analíticos y de política, en artículos de expertos en economía y otras ciencias sociales, tanto de las Naciones Unidas como de fuera de la Organización. La *Revista* se distribuye a universidades, institutos de investigación y otras organizaciones internacionales, así como a suscriptores individuales.

Las opiniones expresadas en los artículos son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización o las de los países que representa.

Las denominaciones empleadas y la forma en que aparecen presentados los datos no implican de parte de las Naciones Unidas juicio alguno sobre la condición jurídica de países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites.

Para suscribirse, diríjase a la siguiente página web: <http://ebiz.turpin-distribution.com/products/197588-revista-de-cepal.aspx>.

El texto completo de la *Revista* puede obtenerse también en la página web de la CEPAL (www.cepal.org) en forma gratuita.

Esta Revista, en su versión en inglés, CEPAL Review, es indexada en el Social Sciences Citation Index (SSCI), publicado por Thomson Reuters, y en el Journal of Economic Literature (JEL), publicado por la American Economic Association.

Publicación de las Naciones Unidas
ISSN: 0252-0257 (versión impresa)
ISSN: 1682-0908 (versión electrónica)
ISBN: 978-92-1-003484-5 (versión impresa)
ISBN: 978-92-1-107169-6 (versión pdf)
LC/PUB.2025/1-P
Número de venta: S.25.II.G.8
Distribución: G
Copyright © Naciones Unidas, 2025
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.2500012[S]

Esta publicación debe citarse como: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Revista CEPAL*, N° 145 (LC/PUB.2025/1-P), Santiago, 2025.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Documentos y Publicaciones, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

Índice

| | |
|--|------------|
| Nota editorial <i>Miguel Torres</i> | 7 |
| Artículos | |
| Sobre la medición del crecimiento a largo plazo <i>Rafael R. Guthmann</i> | 9 |
| Crecimiento económico y sectores productivos: algunos datos empíricos sobre países de renta media en el período reciente <i>Aline de Souza Vicente, Luciano Ferreira Gabriel y Luciano Dias de Carvalho</i> | 45 |
| Efectos a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional en la complejidad económica <i>Rafael Moraes de Sousa y Michele Polline Veríssimo</i> | 69 |
| La influencia de la solvencia fiscal en el desarrollo del sistema financiero: evidencia para 140 países para 1990-2020 <i>Renzo A. Jiménez-Sotelo</i> | 91 |
| Evidencia empírica de la ley de Okun en Colombia: un análisis de las zonas rurales a nivel regional <i>Diego Andrés Cardoso López y Jesús Antonio López Cabrera</i> | 113 |
| ¿Precios y progreso? El vínculo entre la inflación y el cambio estructural en el Brasil de posguerra <i>Lúcia Regina Centurião</i> | 133 |
| Impacto de las negociaciones de paz en Colombia en el PIB real, 2013-2019 <i>Fernando Martín Mayoral y Carlos Andrés Rivera Lasso</i> | 155 |
| Reseñas bibliográficas | |
| Ensayo de reseña crítica <i>El mundo según América Latina: la CEPAL en la era del desarrollo</i> , de Margarita Fajardo <i>Esteban Pérez Caldentey y Miguel Torres</i> | 175 |
| Orientaciones para los colaboradores de la <i>Revista CEPAL</i> Publicaciones recientes de la CEPAL | 186 187 |

Notas explicativas

En los cuadros de la presente publicación se han empleado los siguientes signos:

... Tres puntos indican que los datos faltan o no están disponibles por separado.

— La raya indica que la cantidad es nula o despreciable.

Un espacio en blanco en un cuadro indica que el concepto de que se trata no es aplicable.

— Un signo menos indica déficit o disminución, salvo que se especifique otra cosa.

, La coma se usa para separar los decimales.

/ La raya inclinada indica un año agrícola o fiscal, p. ej., 2023/2024.

- El guion puesto entre cifras que expresan años, p. ej., 2023-2024, indica que se trata de todo el período considerado, ambos años inclusive.

Salvo indicación contraria, la palabra "toneladas" se refiere a toneladas métricas, y la palabra "dólares", a dólares de los Estados Unidos. Las tasas anuales de crecimiento o variación corresponden a tasas anuales compuestas. Debido a que a veces se redondean las cifras, los datos parciales y los porcentajes presentados en los cuadros no siempre suman el total correspondiente.

Nota editorial

Miguel Torres
Editor de Revista CEPAL

Al finalizar el primer cuatrimestre de 2025, nos complace poner a disposición de nuestra comunidad lectora una nueva edición de *Revista CEPAL*, la número 145 de nuestro cada vez más nutrido catálogo destinado al conocimiento y la comprensión, desde una perspectiva académica, estructural y contemporánea, de los diversos aspectos económicos, sociales y ambientales del desarrollo en América Latina y el Caribe.

Este año 2025 se caracteriza por un conjunto de situaciones cambiantes en la fisonomía económica global en términos geopolíticos, económicos, tecnológicos y comerciales. Todos estos hechos imponen altos niveles de incertidumbre global e incrementan la complejidad en el cumplimiento de los objetivos de desarrollo económico, inclusivo y sostenible de nuestra región. *Revista CEPAL* estará atenta para captar estas nuevas tendencias a fin de hacer aportes relevantes y de calidad. La invitación a contribuir con ideas y artículos queda abierta a nuestra amplia comunidad académica y de investigadores que se identifican con nuestra línea editorial.

La primera edición de 2025 trae anuncios sobre el inicio de una nueva etapa en la historia de *Revista CEPAL*, cuyo telón de fondo será la conmemoración, en 2026, de los primeros 50 años de nuestra publicación.

En este sentido, es muy gratificante anunciar la incorporación de Esteban Pérez Caldentey a nuestro equipo editorial como editor asociado de *Revista CEPAL*, quien, sin duda, contribuirá a renovar y diversificar aún más nuestros contenidos y fortalecerá nuestra rigurosidad, criterio y objetividad, principales activos de nuestra publicación.

Bienvenido, Esteban.

Agradecemos también el apoyo que ha brindado la Oficina de la Secretaría Ejecutiva de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en particular, José Manuel Salazar-Xirinachs, Secretario Ejecutivo de la Comisión, a esta y otras iniciativas.

También en este número 145 de *Revista CEPAL* iniciamos la incorporación de nuevas secciones que complementarán la selección de artículos que habitualmente aprobamos bajo una estricta modalidad de revisión por pares doble ciego. Así, junto con los siete artículos que seleccionamos para este número, que corresponden en su totalidad a aspectos macroeconómicos del desarrollo en nuestra región, hemos incluido una sección permanente de reseñas de libros, que solicitaremos a reseñistas seleccionados.

En esta ocasión, Esteban Pérez Caldentey y Miguel Torres presentan una reseña del libro de Margarita Fajardo titulado *El mundo según América Latina. La CEPAL en la era del desarrollo*, publicado recientemente por el Fondo de Cultura Económica.

En números futuros de *Revista CEPAL* se incluirá, además, una sección de entrevistas a figuras y actores clave en materias del desarrollo económico de nivel regional y mundial.

Invitamos a nuestros lectores a explorar el material ofrecido en este número y a que estén atentos a los contenidos de nuestras próximas ediciones.

Santiago, abril de 2025.

Sobre la medición del crecimiento a largo plazo¹

Rafael R. Guthmann

Recibido: 05/03/2024
Aceptado: 04/12/2024

Resumen

Las metodologías para la construcción de series cronológicas del producto interno bruto (PIB) nominal y real suelen diferir a lo largo del tiempo y entre países. Este artículo analiza las principales cuestiones que plantea esta heterogeneidad metodológica para las mediciones del crecimiento económico a largo plazo y, sobre la base de estas cuestiones, proporciona un conjunto de estimaciones del PIB comparables a nivel internacional desde 1820 hasta 2020. Las estimaciones se basan en referencias del producto real en relación con el Reino Unido como economía de referencia. La serie cronológica del PIB de la economía de referencia es un compuesto normalizado de varios índices. Estas estimaciones indican que los conjuntos de datos del Proyecto Maddison sobreestiman el crecimiento económico después de 1950 en relación con el período comprendido entre 1820 y 1950.

Palabras clave

Crecimiento económico, cuentas nacionales, producto interno bruto (PIB), análisis de series cronológicas, metodología estadística

Clasificación JEL

E01, O47, O57

Autor

Rafael R. Guthmann es Profesor Asistente en la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad Alberto Hurtado, Chile. Correo electrónico: rroos@uahurtado.cl.

¹ El autor agradece a Carlos Ponce, Marcelo de Paiva Abreu y los participantes del Sexto Taller de Historia Económica, celebrado en São Paulo (Brasil), por los útiles comentarios e intercambios de ideas. Este documento no ha contado con ninguna fuente específica de apoyo económico.

I. Introducción

Si bien el uso de datos de series cronológicas del producto interno bruto (PIB) es universal por parte de los economistas por ser una forma fácil de visualizar el desarrollo y el crecimiento económico, existe una gran heterogeneidad en la calidad de esos datos y en los métodos utilizados para producirlos. El PIB es una convención contable que varía con el tiempo y entre países. Además, debido a la complejidad de las economías nacionales, el PIB se construye con datos que están inevitablemente incompletos. En consecuencia, la serie cronológica oficial del PIB real elaborada por los organismos estadísticos de una economía suele cambiar sustancialmente de un período a otro de la serie².

El presente artículo tiene dos objetivos. En primer lugar, analiza cómo las variaciones en las metodologías y el carácter incompleto de los datos modifican la tasa de crecimiento medida. En segundo término, ofrece alternativas a los conjuntos de datos de Maddison (2010) y Bolt y Van Zanden (2020), estimando series cronológicas históricas del PIB en dólares constantes de 1990 tras corregir la heterogeneidad metodológica.

El hecho de que las estimaciones de referencia del PIB medidas en paridad del poder adquisitivo (PPA) para diferentes economías no se ajusten a las tasas de crecimiento implícitas en las cuentas nacionales es una característica bien conocida de la literatura sobre cuentas nacionales. Estas discrepancias son naturales y se producen incluso si no hay errores de medición, ya que diferentes economías tienen diferentes precios relativos, y los precios relativos varían con el tiempo (Deaton, 2012). Las metodologías para estimar el crecimiento del PIB son heterogéneas, y las distintas referencias de PPA elaboradas con metodologías distintas arrojan distintos niveles relativos de PIB (Deaton y Heston, 2010)³.

Esto significa que las estimaciones a largo plazo del desempeño económico deben construirse utilizando una metodología uniforme para todo el período analizado. Por ejemplo, Broadberry, Fukao y Zammit (2015) y Van Zanden y Van Leeuwen (2012) elaboraron series para Inglaterra y el Reino de los Países Bajos que abarcan períodos muy largos (desde el siglo XIII hasta mediados del siglo XIX y desde el siglo XIV hasta principios del siglo XIX, respectivamente). Sin embargo, debido a que estas series se construyeron con una metodología muy diferente a la de las series cronológicas oficiales del PIB elaboradas por las naciones modernas, sus valores cuantitativos no son comparables con los de una serie cronológica contemporánea del PIB.

Este artículo hace dos contribuciones. En primer lugar, mediante la utilización de un marco teórico simple, muestra que distintos métodos producen distintas estimaciones, incluso cuando se basan en los mismos datos. Además, si los organismos estadísticos disponen de información más completa sobre el conjunto de la actividad económica en el presente que en el pasado, la tasa de crecimiento medida del PIB podría estar distorsionada respecto de una situación en la que el organismo estadístico dispusiera de información completa.

En segundo término, y teniendo en cuenta estas cuestiones, este artículo presenta estimaciones alternativas de series cronológicas del PIB real a lo largo de un período prolongado (de 1820 a 2020) para un grupo de 57 economías que, en conjunto, representaban del 85% al 90% de la población mundial en ese período. Una consecuencia de las series estimadas en este artículo es que los datos de las series cronológicas del PIB en los conjuntos de datos presentados por Maddison (2010) y Bolt y Van Zanden (2020) parecen sobreestimar la tasa de crecimiento económico desde 1950 en relación con la tasa de crecimiento anterior a 1950.

² Véase en Semieniuk (2024) un ejemplo de cómo diferentes períodos del PIB conducen a diferentes tasas de crecimiento medidas y, por tanto, cambian el grado medido de desacoplamiento entre las emisiones de CO₂ y el crecimiento económico.

³ Feenstra y otros (2013), por ejemplo, estudiaron el caso de China.

Las estimaciones aquí presentadas abordan estos problemas mediante la normalización del nivel y las tasas de crecimiento del PIB en relación con el PIB de una economía de referencia. La serie cronológica del PIB a largo plazo de la economía de referencia es necesariamente un compuesto de diferentes series, pero dicho compuesto se corrige para tener en cuenta la diferencia metodológica entre las series. Entonces, las series cronológicas de las otras 56 economías se normalizan mediante varias comparaciones de referencia del PIB real utilizando la PPA.

En principio, una serie cronológica del PIB medido a precios locales debería ser una medida más precisa del crecimiento económico que una serie del PIB anclada en comparaciones del producto real en relación con una economía de referencia. Sin embargo, esto solo será así si la serie cronológica del PIB medido a precios locales se construye utilizando una metodología uniforme para todo el período considerado, lo que no ocurre con las series cronológicas del PIB de ninguna economía que abarquen largos períodos hasta el presente. El método de normalización aquí utilizado produce estimaciones más razonables del crecimiento del PIB a largo plazo que la simple utilización de varias series cronológicas del PIB sin ningún intento de normalización.

Las estimaciones del autor tienen una correlación más fuerte con las estimaciones de las cuentas nacionales a precios locales que las estimaciones de la versión 10.0 de la Tabla Mundial de Penn (véanse los cuadros 5 y 6). Esto muestra que, pese a los numerosos problemas que pueden plantearse desde el punto de vista teórico, es posible elaborar estimaciones para la evolución del PIB en el tiempo y en el espacio durante los dos últimos siglos que se ajusten a los datos locales sobre el crecimiento económico y a los datos transnacionales sobre los niveles relativos de renta.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se estudia un ejemplo simple de una economía con un consumidor representativo, que ilustra cómo los cambios en la metodología utilizada para calcular el PIB alteran la tasa de crecimiento calculada. En la sección III se describe la metodología utilizada para construir el conjunto de datos de la serie cronológica del PIB real. En la sección IV se presenta el conjunto de datos resultante y se lo compara con Maddison (2010) y la versión 2020 del Proyecto Maddison. En la sección V se analizan las consecuencias de estas estimaciones para la aplicabilidad histórica del efecto Balassa-Samuelson, y en la sección VI se presentan las observaciones finales. En el anexo A1 se presentan pruebas de robustez. En primer lugar, se repite el ejercicio, cambiando la economía de referencia del Reino Unido a los Estados Unidos, y se muestra que los resultados no presentan grandes alteraciones. En segundo término, se realizan pruebas de robustez en las series cronológicas del PIB del Reino Unido para determinar si dichas series presentan tasas de crecimiento relativo sesgadas para distintos períodos. También hay un anexo en línea⁴ en el que se analiza la medición de la productividad por hora trabajada y se presentan todas las fuentes de datos utilizadas y las referencias de los niveles reales del producto.

II. La medición del crecimiento económico

En esta sección se describen brevemente las metodologías más utilizadas para medir las variaciones del PIB real en el tiempo y entre países. Se plantean dos cuestiones. En primer lugar, se muestra que incluso si un organismo estadístico dispusiera de información completa sobre la actividad económica de un país, las tasas de crecimiento del PIB medidas variarían significativamente según las distintas metodologías. En segundo término, se muestra que, en el caso realista de que la información estadística sea incompleta, las nuevas distorsiones hacen que la medición sea más problemática. En particular, la interacción entre el cambio tecnológico y la información estadística incompleta hace que las disparidades entre metodologías sean aún más pronunciadas.

⁴ Véase [en línea] https://drive.google.com/file/d/194bBAMPt4PyOcnqIn-CnvquQhI0RSwgs/view?usp=drive_link.

1. Medición del crecimiento en una economía con datos completos

Estos puntos pueden ilustrarse con una economía de horizonte infinito en tiempo discreto, simple pero útil, con dos bienes (el mínimo necesario para discutir cuestiones de agregación): alimentos (f) y manufacturas (m).

Por el lado de la demanda, un consumidor (representativo) tiene preferencias Stone-Geary sobre conjuntos no negativos de alimentos y manufacturas. En concreto, la función de utilidad del consumidor por período viene dada por

$$u(x_f^t, x_m^t) = (x_f^t - c_f)^\alpha (x_m^t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

donde (x_f^t, x_m^t) es el conjunto de alimentos y manufacturas consumidos en el período $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$, $\alpha \in (0, 1)$, y c_f representa el nivel mínimo (“de subsistencia”) de consumo de alimentos.

Por el lado de la oferta, puede utilizarse una unidad de trabajo (suministrada inelásticamente por el consumidor) para producir cada bien. Las tecnologías de producción son lineales en mano de obra. En otras palabras, la función de producción del bien $k \in \{f, m\}$ en el tiempo t es

$$x_k^t = a_k^t l_k^t \quad (2)$$

donde l_k^t es la cantidad de mano de obra utilizada para producir el bien k en el tiempo t y a_k^t es la productividad laboral en el sector k en el tiempo t . Se asume que $a_f^0 > c_f$, de modo que la productividad laboral en la producción de alimentos es lo suficientemente alta como para satisfacer el nivel mínimo de consumo necesario.

La producción está a cargo de empresas competitivas. La participación del trabajo en el ingreso es igual a 1, y, como las empresas son competitivas, los precios relativos en términos de salarios vienen determinados por la productividad laboral. Por lo tanto, $p_f^t/p_m^t = a_m^t/a_f^t$, donde p_k^t es el precio del bien k en el tiempo t , y $p_k^t/w^t = 1/a_k^t$, donde w^t es el salario en el tiempo t .

Dados los precios de los productos y los salarios, el consumidor maximiza el valor actual de la utilidad a partir del consumo de flujos de alimentos y manufacturas:

$$\begin{aligned} & \max_{\{x_f^t, x_m^t\}_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(x_f^t, x_m^t) \\ & \text{s.t. } p_f^t x_f^t + p_m^t x_m^t = w^t \end{aligned} \quad (3)$$

donde $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento. La solución al problema planteado da la producción de equilibrio de alimentos, y_f , y manufacturas, y_m , a lo largo del tiempo según las siguientes ecuaciones:

$$y_f = c_f + (1 - c_f/a_f^t) a_f^t \alpha \quad (4)$$

$$y_m = c_m + (1 - c_m/a_m^t) a_m^t (1 - \alpha) \quad (5)$$

Para el ejercicio cuantitativo, se utiliza la parametrización que figura en el cuadro 1 sin pérdida de generalidad.

Cuadro 1
Parametrización en el ejercicio cuantitativo

| Parámetro | Valor |
|-----------|-------|
| c_f | 0,75 |
| α | 0,25 |
| a_k^t | 1 |
| a_f^t | 1% |
| a_j^t | 5% |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: a_k^t es la tasa de crecimiento de la productividad laboral del sector k en el tiempo t .

2. Metodologías para la construcción de series cronológicas del PIB

A continuación, se construirán cinco series del PIB real entre los períodos 0 y 30 con distintas metodologías, empezando por la más simple.

Serie 1. Esta metodología calcula el índice de producción (PIB) en el tiempo t utilizando los precios relativos de un período base. En este caso concreto, se toma el período 0 como período base. A continuación, se calcula el índice de producción en el tiempo $t > 0$, Y_t de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$Y_t = Y_0 \times \frac{p_f^0 y_f^t + p_m^0 y_m^t}{p_f^0 y_f^1 + p_m^0 y_m^1} \quad (6)$$

donde y_f^t y y_m^t son, respectivamente, las cantidades de alimentos y de manufacturas producidas (consumidas) en el tiempo t , p_f^0 y p_m^0 son, respectivamente, los precios de los alimentos y de las manufacturas en el período base 0, e Y_0 se fija en 100.

Ningún país utiliza oficialmente este método para calcular series del PIB para largos períodos de tiempo. Dado que los precios relativos tienden a presentar cambios sustanciales en largos períodos de tiempo, resulta más satisfactorio utilizar precios cronológicamente más cercanos a los años seleccionados para su incorporación a un índice del PIB real.

Serie 2. Esta metodología (al igual que la anterior) utiliza precios de un período base seleccionado. En este caso, sin embargo, el índice de producción incorpora múltiples períodos base. En este ejemplo, se utilizan tres períodos base diferentes —10, 20 y 30— y el índice de producción se fija en 100 para el período 0.

Esta metodología es la que suelen utilizar las oficinas de estadística de la mayoría de los países en desarrollo porque necesita menos información que los métodos utilizados en las series 3, 4 y 5. En China, por ejemplo, desde el inicio de las cuentas nacionales hasta 2018 se utilizaron nueve períodos base: 1952, 1957, 1970, 1980, 1990, 2000, 2005, 2010 y 2015⁵. Otros países que utilizan este método son: Argentina, India, Indonesia, México, Nigeria, Uruguay y Viet Nam.

El método consiste, en primer lugar, en calcular el índice de producción del período $t > 0$ utilizando los precios del período 10, es decir:

$$p_f^{10} y_f^t + p_m^{10} y_m^t \quad (7)$$

⁵ Véase Oficina Nacional de Estadística de China [en línea] <https://www.stats.gov.cn/english/>.

En segundo lugar, se calcula el índice de producción del período 0 utilizando los precios del período 10, es decir:

$$p_f^{10}y_f^1 + p_m^{10}y_m^1 \quad (8)$$

En tercer lugar, se divide (7) por (8) y se multiplica el resultado por el índice de producción del período 0:

$$Y_t = 100 \times \frac{p_f^{10}y_f^t + p_m^{10}y_m^t}{p_f^{10}y_f^1 + p_m^{10}y_m^1} \quad (9)$$

En general, la metodología funciona cómo se detalla a continuación. En cualquier período $t \in \{b_{i-1}, \dots, b_i\}$, donde $b_i = 10 \times i$ para $i \geq t/10$ es uno de los tres períodos base y $b_0 = 0$, el índice de producción Y_t viene dado por

$$Y_t = Y_{b_{i-1}} \times \frac{p_f^{b_i}y_f^t + p_m^{b_i}y_m^t}{p_f^{b_i}y_f^{b_{i-1}} + p_m^{b_i}y_m^{b_{i-1}}} \quad (10)$$

donde $p_f^{b_i}$ y $p_m^{b_i}$ son, respectivamente, los precios de los alimentos y de las manufacturas en el período base b_i .

En otras palabras, dado un período base designado b_i , el PIB en cualquier tiempo $t < b_i$ (es decir, anterior al período base) se mide en términos de los precios del período base. Además, el período base cambia a intervalos regulares de 10 períodos. Utilizando la ecuación 10, puede ser útil verificar que el índice de producción en cualquier tiempo $t \in 11, 12, \dots, 20$ viene dado por

$$Y_t = Y_{10} \times \frac{p_f^{20}y_f^t + p_m^{20}y_m^t}{p_f^{20}y_f^{10} + p_m^{20}y_m^{10}} \quad (11)$$

Serie 3. El índice de producción se calcula con lo que por lo general se conoce como “precios encadenados” o “índice de Fisher encadenado”. Con esta metodología, el índice de producción se mide utilizando los precios de cada período de la serie en lugar de los precios de un conjunto de períodos base fijos. El Brasil y la Federación de Rusia se encuentran entre los países que utilizan esta metodología.

Asumamos que hemos calculado el índice de producción en algún tiempo t . Entonces, el índice de producción del siguiente período se determina del siguiente modo:

En primer lugar, se calcula el índice de producción en $t+1$ en términos de precios en t , Y_{t+1}^t . Para ello, se obtiene la producción agregada en $t+1$ utilizando precios en t y a continuación dividiendo el resultado por el producto agregado en t utilizando precios en t , del siguiente modo:

$$Y_{t+1}^t = Y_t \times \frac{p_f^t \times y_{t+1}^f + p_m^t \times y_{t+1}^m}{p_f^t \times y_t^f + p_m^t \times y_t^m} \quad (12)$$

En segundo lugar, se calcula el índice de producción $t+1$ en términos de precios en $t+1$, Y_{t+1}^{t+1} . Este índice se obtiene agregando el producto en $t+1$ utilizando precios en $t+1$ y a continuación dividiendo el resultado por el producto agregado en t en términos de precios en $t+1$, es decir:

$$Y_{t+1}^{t+1} = Y_t \times \frac{p_f^{t+1} \times y_{t+1}^f + p_m^{t+1} \times y_{t+1}^m}{p_f^{t+1} \times y_t^f + p_m^{t+1} \times y_t^m} \quad (13)$$

Por último, el índice de producción encadenado Y_{t+1} se calcula tomando el promedio geométrico de Y_{t+1}^t y Y_{t+1}^{t+1} :

$$Y_{t+1} = (Y_{t+1}^t)^{1/2} \times (Y_{t+1}^{t+1})^{1/2} \quad (14)$$

Serie 4. En este caso, el índice se estima con ponderaciones encadenadas como en la serie 3, pero con una diferencia importante: la incorporación de métodos hedónicos. Estos métodos se utilizan para tener en cuenta los cambios en la calidad de los bienes a lo largo del tiempo. Se trata de una metodología que en la actualidad se utiliza para las cuentas nacionales de los Estados Unidos.

Para incorporar la hedónica, se supone que la calidad de las manufacturas mejora a una tasa del 1% por período. La asunción significa que el consumidor representativo es indiferente entre un aumento del 1% en la cantidad de manufacturas y la misma cantidad de manufacturas en el período consecutivo⁶.

Serie 5. Este método consiste en estimar el crecimiento real de la producción de los períodos 0 a 30 mediante la comparación de precios y cantidades solo para estos dos períodos. Para mayor claridad, se puede ver cómo se calcula el índice de producción del período 30 frente al período 0, Y_0^{30} siguiendo una serie de pasos.

En primer lugar, el número índice del período 0, Y_0 , se fija en $Y_0 = 100$. Sea Y_{30}^0 el índice de producción en el período 30 frente al período 0 medido en términos de precios del período 0. Este índice se calcula mediante la fórmula:

$$Y_{30}^0 = Y_0 \times \frac{p_f^0 y_f^{30} + p_m^0 y_m^{30}}{p_f^0 y_f^0 + p_m^0 y_m^0} \quad (15)$$

En segundo lugar, sea Y_{30}^{30} el número de índice que utiliza los precios del período 30 para medir la variación del producto agregado del período 0 al período 30. El índice se calcula mediante la fórmula:

$$Y_{30}^{30} = Y_0 \times \frac{p_f^{30} y_f^{30} + p_m^{30} y_m^{30}}{p_f^{30} y_f^0 + p_m^{30} y_m^0} \quad (16)$$

Por último, el índice de producción estimado en el período 30, Y_{30} , es el promedio geométrico de los índices calculados en los dos primeros pasos:

$$Y_{30} = (Y_{30}^0)^{1/2} \times (Y_{30}^{30})^{1/2} \quad (17)$$

Si se supone que los precios y las cantidades de los períodos 0 y 30 representan los precios y cantidades de, digamos, dos países *A* y *B*, entonces este método es el que suele utilizarse para construir estimaciones de los niveles del PIB real en términos de PPA entre países⁷.

No es de extrañar que, incluso en una economía simple de agente representativo de dos bienes, los índices de producción varíen sustancialmente con diferentes metodologías. En el cuadro 2 figuran las tasas de crecimiento estimadas (del período 0 al período 30) medidas según los cinco índices antes mencionados.

⁶ Representada formalmente por una función de utilidad por período $u(\cdot)$ tal que $u(x) = u(x')$ para cualquier par de canastas de bienes $x = (x_f, 1.01 \times x_m)$ y $x' = (x_f, x_{m,t+1})$, con $x_{m,t+1} = x_{m,t}$.

⁷ El Programa de Comparación Internacional (PCI) del Banco Mundial utiliza lo que se conoce como el método Gini-Éltetö-Köves-Szulc (GEKS) para calcular el PIB real en términos de PPA. Este método utiliza los índices de Fisher entre países para construir los factores de conversión de la PPA. Puede describirse brevemente de la siguiente manera: i) para un conjunto de países del estudio, se construyen las PPA de Fisher para cada par de economías, tras lo cual ii) se determinan los factores de conversión de las PPA tomando el promedio geométrico de todas las PPA indirectas implícitas en las PPA de Fisher. Por ejemplo, si en un estudio del PCI hay tres países, *A*, *B* y *C*, y el factor de conversión de la PPA de Fisher entre los países *A* y *B* se toma como 2 unidades de la moneda de *A* por 1 unidad de la moneda de *B*, la PPA entre la moneda de *A* y la moneda de *C* es 2,5, y entre la de *B* y la de *C* es 1,4. Entonces, la PPA del GEKS entre *A* y *B* es el promedio geométrico de 2 y 2,5/1,4 (el factor de conversión indirecto de la PPA de la moneda del país *A* a la de *B* a través de las PPA de Fisher de ambos al país *C*).

Cuadro 2

Tasa de crecimiento del PIB medida del período 0 al período 30, por método
(En porcentajes)

| Método | Tasa de crecimiento |
|---------|---------------------|
| Serie 1 | 4,85 |
| Serie 2 | 3,86 |
| Serie 3 | 4,12 |
| Serie 4 | 4,49 |
| Serie 5 | 3,92 |

Fuente: Elaboración propia.

Las diferencias en las tasas de crecimiento estimadas no son insignificantes. Por ejemplo, la tasa de crecimiento de la serie 1 es muy superior a la de la serie 2. Para entender por qué ocurre esto, hay que recordar el supuesto de que la productividad del sector manufacturero aumenta a un ritmo mayor que la productividad del sector alimentario. Este supuesto implica que el precio relativo de las manufacturas disminuye en relación con el precio de los alimentos de un período a otro. Por lo tanto, la serie 1, que solo utiliza los precios del período 0, cuando las manufacturas eran relativamente más caras, asigna más peso a las manufacturas en el índice de producción que las otras series. Como la productividad crece más rápido en esta categoría de bienes, su producción total medida también crece a un ritmo mayor. Por el contrario, la serie 2 arroja una tasa de crecimiento mucho más baja porque utiliza precios de períodos futuros en los que las manufacturas son más baratas que en el período 0.

El índice encadenado de la serie 3 utiliza precios del período “actual” (es decir, para medir la variación de la producción de t a $t + 1$, la serie 3 solo utiliza precios de estos dos tiempos), por lo que la tasa de crecimiento medida se sitúa en un valor intermedio entre las tasas de crecimiento de las series 1 y 2. La serie 4 se basa en la serie 3, pero la tasa de crecimiento medida es mayor porque incorpora mejoras de la calidad del tiempo en las manufacturas.

Por último, la tasa de crecimiento de la serie 5 es muy inferior a la de la serie 1 y solo ligeramente superior a la de la serie 2. La razón es que esta metodología utiliza los precios de las manufacturas del período 30, que son inferiores a los precios del período 0 utilizados por la serie 5 además de los precios del período 30. Sin embargo, la serie 1 utiliza exclusivamente precios del período 0. Dado que el crecimiento de la productividad es mayor en el sector de las manufacturas, el peso relativo de ese sector en el índice de producción es menor en la serie 5 que en la serie 1.

3. Medición del crecimiento con datos incompletos

Para una metodología determinada, otros factores también pueden tener una incidencia negativa en la posibilidad de obtener medidas “razonables” del crecimiento del PIB. Resulta claro que, para un período de tiempo determinado, el más relevante es la cobertura incompleta de la actividad económica por parte del organismo estadístico. Por ejemplo, es bien sabido que las actividades del mercado negro son difíciles de medir y valorar con precisión. Además, la llegada de nuevos sistemas de información para recolección de datos, que son más productivos, si bien es bienvenida, genera más distorsiones intertemporales en la medición del crecimiento económico⁸.

Esto puede ilustrarse con el siguiente ejercicio. En primer lugar, supongamos que del período 0 al período 15, la oficina de estadística solo observa el 50% de la totalidad de las transacciones de manufacturas. En consecuencia, en las cifras del PIB solo se contabiliza esta parte de la producción final. En segundo lugar, supongamos que a partir del período 15 se produce una mejora en la calidad

⁸ El carácter incompleto de la cobertura de la actividad económica puede deberse, por ejemplo, a la notificación incompleta de la actividad económica al organismo estadístico del Estado debido a la evasión fiscal o a la capacidad imperfecta del Estado.

de recolección de datos de la oficina. En consecuencia, del período 15 al período 30, la oficina de estadística observa el 90% de la totalidad de las transacciones de manufacturas. Estos datos se emplean para construir una nueva serie del PIB, la serie 3I, y sus tasas de crecimiento del PIB se comparan a continuación con las tasas de crecimiento de la serie 3⁹.

Obsérvese que, dado que el sector manufacturero está infraponderado en el índice de producción real, la tasa de crecimiento del período 0 al período 30 de la serie 3I (3,48%) es notoriamente inferior a la tasa de crecimiento de la serie 3 (4,12%). Además, las discrepancias en la tasa de crecimiento de la serie 3I con respecto a las de la serie 3 son heterogéneas a lo largo del tiempo. En relación con la serie 3, la tasa de crecimiento de la serie 3I es casi un 30% inferior en los 15 primeros períodos, pero solo un 4% inferior en los períodos 15 a 30. Este simple ejemplo debería ser suficiente para mostrar cómo la presencia de datos incompletos distorsiona aún más la medición del crecimiento del PIB.

III. Metodología para el conjunto de estimaciones del PIB

Esta sección presenta estimaciones del PIB real en dólares internacionales de 1990 para 57 economías desde 1820 hasta 2020. Estas series cronológicas se estiman como se indica a continuación. En primer lugar, se estima una serie cronológica para una economía de referencia durante el período. A continuación, se construyen las series cronológicas del PIB real de las otras 56 economías a partir de comparaciones de referencia del PIB real en relación con la economía de referencia. Para cada una de estas 56 economías, las estimaciones del PIB a precios locales se normalizan mediante las comparaciones de referencia con la economía de referencia para construir series cronológicas. Los detalles del procedimiento de estimación se presentan en las siguientes subsecciones, al igual que las series cronológicas del PIB resultantes utilizando el Reino Unido como economía de referencia. En la sección 1 del anexo A1 se realiza el mismo ejercicio utilizando los Estados Unidos como economía de referencia en lugar del Reino Unido.

El método de tomar una economía de referencia y normalizar las cifras del PIB de otras economías en relación con ella se ha utilizado antes; por ejemplo, las versiones de la Tabla Mundial de Penn publicadas desde 2015 han tomado los Estados Unidos¹⁰. La innovación de este artículo radica en normalizar también las series de la economía de referencia teniendo en cuenta las discrepancias respecto de las estimaciones históricas para el pasado más lejano. En este estudio se utiliza el Reino Unido como principal economía de referencia por dos razones. En primer lugar, hay más datos macroeconómicos históricos del Reino Unido que de prácticamente cualquier otro país y, en segundo término, muchas comparaciones históricas del PIB real de referencia lo incluyen.

1. Procedimiento de normalización para la economía de referencia

La serie del PIB real del Reino Unido durante este extenso período (1820-2020) es un compuesto de varias series diferentes del PIB real estimadas por métodos distintos. Como se ha mostrado en la sección anterior, distintos métodos arrojan distintas tasas de crecimiento. Para corregir esta incoherencia, las series primero se normalizan y después se utilizan para construir la serie compuesta del PIB.

⁹ La serie 3I se construye, por supuesto, con la misma metodología que la serie 3.

¹⁰ Sin embargo, las estimaciones del autor tienen una mayor correlación con las cuentas nacionales oficiales que las estimaciones de la Tabla Mundial de Penn, como se muestra en el cuadro 5.

Para explicar el procedimiento de normalización, primero se presentará un ejemplo que después se describirá formalmente. Consideremos la economía descrita en la sección II y supongamos que:

- i) La oficina estadística de esta economía ha calculado la serie 2 como en la sección anterior (es decir que ha calculado la serie del PIB con precios de períodos base fijos). Supongamos que la economía existía antes del período 0 y que la oficina de estadística también ha calculado la serie 2 para esta economía para 30 períodos anteriores al período 0 y después hasta el período 15 (es decir que la serie cronológica del PIB comienza en el período -30 y termina en el período 15). Así, la serie 2 abarca los períodos -30, ..., 15 utilizando precios de períodos base a intervalos de 10 años:-20, -10, 0, 10, 20.
- ii) La oficina de estadística también ha elaborado otra serie del PIB para esta economía, la serie 4 (precios encadenados ajustados por métodos hedónicos), que solo cubre los períodos 0 a 30.

La comparación de las tasas de crecimiento económico de la serie 2 para el tiempo hasta el período 15 con las tasas de crecimiento de la serie 4 de los períodos 15 a 30 arroja una sobreestimación sustancial de los resultados del crecimiento en los períodos posteriores en comparación con los anteriores. Obsérvese que la serie 4 no cubre los períodos anteriores al período 0, y la serie 2 no cubre los períodos 15 a 30. Por lo tanto, ninguna serie cronológica cubre todo el intervalo de tiempo comprendido entre los períodos -30 y 30.

Para comparar adecuadamente el crecimiento antes del período 0 con el crecimiento de los períodos 15 a 30 hay que considerar una serie compuesta de las series 2 y 4, donde la serie 2 se utiliza para los períodos -30 a 15 y una versión normalizada de la serie 4 se utiliza para los períodos 16, 17, ..., 30: la tasa de crecimiento de la serie 4 se normaliza por una proporción constante dada por la relación entre las tasas de crecimiento de la serie 4 y la serie 2 durante los primeros 15 períodos. Así se obtiene la serie 2N. La tasa de crecimiento del período 15 al período 30 es del 4,81% de acuerdo con la serie 4, pero solo del 4,13% de acuerdo con la serie 2N. La serie 2 tiene una tasa de crecimiento del 4,18% del período 15 al período 30. Por tanto, esta normalización significa que la serie 2N se aproxima mucho a la tasa de crecimiento de la serie 2.

El procedimiento de normalización se aplica formalmente como se detalla a continuación. En primer lugar, supongamos que existen dos series: la serie $S^1 = \{S_{t_0}^1, S_{t_0+1}^1, \dots, S_{t_2}^1\}$, que abarca los períodos $\{t_0, t_0 + 1, \dots, t_2\}$, y la serie S^2 , que abarca los períodos $\{t_1, t_1 + 1, \dots, t_3\}$, donde $t_0 < t_1 < t_2 < t_3$. Obsérvese que, dado que $t_1 < t_2$, las dos series se solapan en los períodos $\{t_1, t_1 + 1, \dots, t_2\}$. Sea $\Delta_{S^j} = \log S_{t_2}^j - \log S_{t_1}^j$ el crecimiento logarítmico del PIB de t_1 a t_2 según la serie S^j . Entonces, la serie compuesta que cubre los períodos t_0 a t_3 , $S^c = \{S_t^c\}_{t=t_0}^{t_3}$, viene dada por $S_t^c = S_t^1$ para cada período $t \leq t_2$, mientras que para cada $t \in \{t_2 + 1, \dots, t_3\}$, viene dada por:

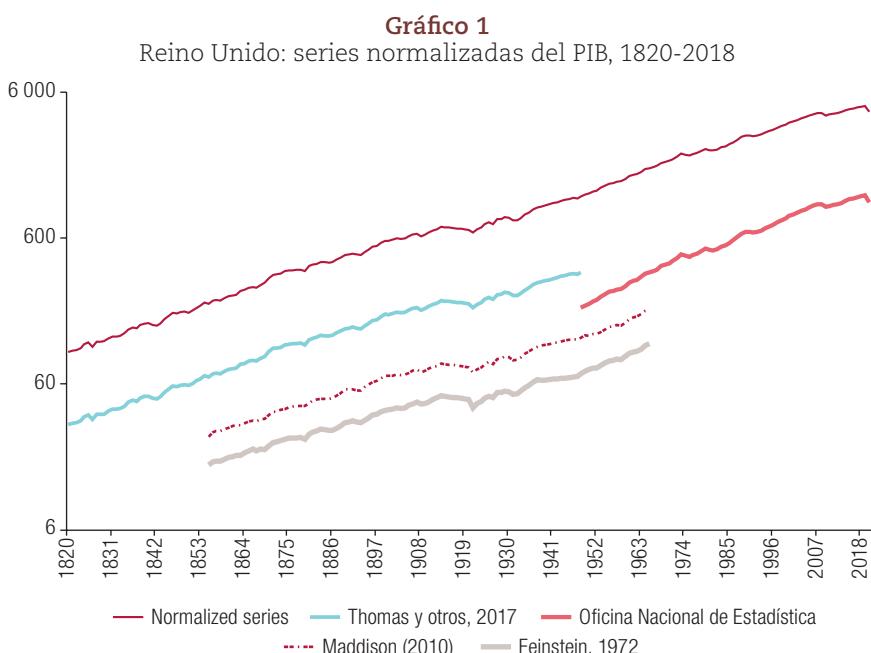
$$\log S_t^c = \log S_{t_2}^1 + (\log S_{t_2}^2 - \log S_{t_1}^2) \times \frac{\Delta_{S^1}}{\Delta_{S^2}} \quad (18)$$

Al normalizar todas las series utilizando una serie normalizada para la economía de referencia, este método arroja estimaciones más razonables del crecimiento a largo plazo que la utilización de diferentes series cronológicas del PIB sin ningún intento de considerar los efectos de las diferencias metodológicas, como se hacía hasta ahora en la literatura.

2. Series del PIB para la economía de referencia

La serie del PIB del Reino Unido de 1820 a 2020 se construye combinando la serie estimada del PIB del Banco de Inglaterra de 1820 a 1948, publicada en Thomas y otros (2017), con las cuentas nacionales oficiales de 1948 a 2020, calculadas por la Oficina Nacional de Estadística¹¹.

El procedimiento de normalización consiste en normalizar las tasas de crecimiento del PIB tanto de la serie del Banco de Inglaterra para el período 1820-1948 como de la serie de la Oficina Nacional de Estadística para el período 1948-2020. Los coeficientes de normalización (el cociente de las tasas de crecimiento $\Delta S^1 / \Delta S^2$ en la ecuación 18) se derivan de la superposición de estas dos series con las series de Maddison (2010) para el período 1855-1965. La serie estimada por Maddison, a su vez, se basaba en la serie cronológica del PIB real estimada por Feinstein (1972). Estas cuatro series y las series normalizadas resultantes para el período 1820-2020 se muestran en el gráfico 1. La sección 2 del anexo A1 muestra los resultados de las pruebas de robustez de esta serie normalizada compuesta.



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, "World population GDP and per capita GDP 1-2009 ad", Groninga, Universidad de Groninga, 2010; R. Thomas y otros, "A millennium of macroeconomic data for the UK", Technical Report, Londres, Banco de Inglaterra, 2017; C. Feinstein, *National Income, Expenditure and Output of the United Kingdom, 1855-1965*, Cambridge, Cambridge University Press, 1972; y Oficina Nacional de Estadística.

3. Series cronológicas del PIB comparables a nivel internacional: paridades del poder adquisitivo encadenadas

Este estudio solo incluye estimaciones del PIB para 57 de unos 200 países soberanos que existen en la actualidad, y esto tiene dos motivos: i) estas son las únicas economías para las que se dispone de estimaciones de las cuentas nacionales a muy largo plazo y estimaciones históricas de la PPA, y ii) el número de países soberanos ha aumentado drásticamente desde mediados del siglo XX, y la mayoría no cuentan con series cronológicas estimadas del PIB real antes de la independencia.

¹¹ Se trata de una combinación de muchas estimaciones, como las de Broadberry y otros (2015) para Gran Bretaña hasta 1870, Feinstein (1972) para el Reino Unido de 1855 a 1948, y Andersson y Lennard (2016) para Irlanda en el siglo XIX.

Las series cronológicas del PIB de las economías distintas del Reino Unido se estiman como se indica a continuación.

En primer lugar, la serie del PIB del Reino Unido se expresa en dólares de 1990, utilizando como referencia la PPA de 1990 en relación con los Estados Unidos. El uso de dólares de 1990 como unidad de la cuenta también se encuentra en Maddison (1995, 2001 y 2010) y en gran parte de la literatura sobre cuentas nacionales históricas que le siguió. El PIB normalizado de los Estados Unidos para 1990 se calcula en 5.803 billones de dólares, lo que a su vez supone un PIB de 1.018 billones de dólares en dólares de 1990 para el Reino Unido en 1990¹². A continuación, las cifras del PIB para todos los otros tiempos y también para las demás economías se normalizan entonces sobre esta cifra de PIB de 1.018 billones de dólares en dólares de 1990 para el Reino Unido.

En segundo lugar, se utilizan estudios que estiman las cuentas nacionales históricas y las PPA del Reino Unido y otras economías para elaborar un conjunto de estimaciones de referencia de los niveles de PIB real para las otras economías. Por ejemplo, Ma, De Jong y Xu (2016) estiman el nivel de PPA del PIB per cápita chino en relación con el Reino Unido en 1912, y esa estimación se utiliza aquí para calcular el PIB chino en dólares de 1990 para ese año. Para las series cronológicas del PIB de China, en este estudio se han utilizado referencias del PIB real en relación con el Reino Unido para 1840, 1912, 1986, 2005, 2011 y 2017.

En tercer lugar, se utiliza una combinación de estas estimaciones de referencia del PIB real y las series cronológicas del PIB real calculadas a precios locales para determinar los niveles del PIB en dólares de 1990 para otros años¹³. La base de este método es que, para un par de años, las estimaciones del PIB de referencia expresadas en la misma moneda (como dólares de 1990) para cada año suponen una tasa de crecimiento promedio entre ellas. Cuando las estimaciones del PIB a precios locales suponen un crecimiento del PIB real durante un largo período de tiempo que difiere notoriamente de las tasas de crecimiento implícitas en las estimaciones de referencia, la tasa de crecimiento de la serie estimada se ajusta mediante la referencia. En otras palabras, la tasa de crecimiento se multiplica por el cociente entre la tasa de crecimiento implícita por la referencia y la tasa de crecimiento en precios locales.

Formalmente, el procedimiento de interpolación es como se detalla a continuación. Sean $\{t_{b1}, t_{b2}\}$ las fechas de dos niveles de ingreso real de referencia con $t_{b2} > t_{b1}$, y sean $Y_{t_{b1}}, Y_{t_{b2}}$ dos niveles de referencia del PIB observado. Consideremos un índice de series cronológicas del PIB a precios locales $\{i_t\}_{t=t_{b1}}^{t_{b2}}$ (por ejemplo, las cuentas nacionales oficiales de alguna economía); después, en alguna fecha $t \in \{t_{b1}, t_{b1} + 1, t_{b1} + 2, \dots, t_{b2}\}$, el nivel del PIB estimado en el tiempo t , Y_t , viene dado por

$$Y_t = \exp \left[\log Y_{t_{b1}} + \left(\frac{\log(i_t/i_{t_{b1}})}{\log(i_{t_{b2}}/i_{t_{b1}})} \right) \log \left(\frac{Y_{t_{b2}}}{Y_{t_{b1}}} \right) \right] \quad (19)$$

Por ejemplo, el cuadro 3 muestra los niveles del PIB japonés en dólares de 1990 en relación con el Reino Unido para las tres referencias utilizadas para construir las series cronológicas del PIB del Japón en este estudio. Estas referencias suponen una tasa de crecimiento anual del 5,2% de 1935 a 1990 y una tasa de crecimiento del 0,8% de 1990 a 2014. Para los mismos períodos, las tasas de crecimiento calculadas a precios locales fueron del 5,1% de 1935 a 1990¹⁴ y del 0,9% de 1990 a 2014¹⁵.

¹² Al igual que Maddison (2010), observamos que las revisiones más recientes de las cuentas nacionales de los Estados Unidos arrojan una cifra ligeramente superior para el PIB nominal de ese país en 1990.

¹³ Estas series pueden ser cuentas nacionales oficiales o estimaciones de cuentas nacionales históricas elaboradas por historiadores económicos.

¹⁴ A partir de la estimación de Maddison, que combina cuentas nacionales oficiales con estimaciones de historiadores económicos para años anteriores.

¹⁵ A partir de los datos de cuentas nacionales oficiales informados por el Banco Mundial.

Cuadro 3
Japón: referencias del PIB real
(En millones de dólares de 1990)

| Año de referencia | PIB |
|-------------------|-----------|
| 1935 | 145 492 |
| 1990 | 2 376 141 |
| 2014 | 2 853 794 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

La serie del PIB del Japón de 1935 a 2014 se basa en la serie del PIB a precios locales, con la tasa de crecimiento de 1935 a 1990 normalizada para que coincida con el nivel del PIB de la referencia de 1990 y la tasa de 1990 a 2014 normalizada para que coincida con el nivel del PIB de la referencia de 2014. Para los años anteriores a 1935 y posteriores a 2014, los niveles del PIB se basan en las cuentas nacionales estimadas a precios locales sin ajuste para las comparaciones internacionales con el Reino Unido. Sin embargo, casi el 70% de la variación logarítmica del PIB per cápita estimado del Japón de 1820 a 2020 se produjo entre 1935 y 2014, ya que ese fue el período de mayor crecimiento económico. En el caso de países como China, los Estados Unidos, la India y la mayor parte de Europa Occidental, se dispone de puntos de referencia en un pasado más lejano (para China, nuestra serie cronológica utiliza puntos de referencia de los niveles relativos del PIB en PPA para 1840, 1986 y 2017). Por lo tanto, la dependencia del uso de precios locales en la estimación del crecimiento a largo plazo es menor.

Exclusivamente para el período posterior a 1990 y los PIB de Grecia, Italia, Portugal, Rumanía y los países de la antigua Unión Soviética, en este artículo se utiliza un método distinto de PPA encadenado. Esto se debe a que el método descrito por la ecuación (19) supondría una volatilidad del PIB agregado aún mayor que la sugerida por las cuentas nacionales oficiales. El método de ponderación lineal de referencias de PPA utilizado en estos casos puede describirse del siguiente modo: para un año $t \in \{t_{b1}, t_{b1} + 1, t_{b1} + 2, \dots, t_{b2}\}$, el nivel del PIB estimado en t , Y_t , viene dado por:

$$Y_t = \left(\frac{t - t_{b1}}{t_{b2} - t_{b1}} \right) \left(\frac{i_t}{i_{t_{b1}}} \right) Y_{t_{b1}} + \left(\frac{t_{b2} - t}{t_{b2} - t_{b1}} \right) \left(\frac{i_t}{i_{t_{b2}}} \right) Y_{t_{b2}} \quad (20)$$

El uso de varios puntos de referencia del PIB real próximos en el tiempo podría modificar drásticamente las tasas de crecimiento del PIB en períodos cortos y dar lugar a series cronológicas del PIB real que no se ajusten a la trayectoria macroeconómica de estas economías. Por lo tanto, las estimaciones siguen la regla de que cuando un par de puntos de referencia de la PPA están próximos en el tiempo solo se toma uno de ellos. En la elaboración de estas estimaciones solo se utilizan puntos de referencia relativamente alejados en el tiempo (más de 20 años). Este método se traduce en una modesta normalización de las tasas de crecimiento durante largos períodos, al tiempo que mantiene los cambios relativos en los niveles de producción coherentes con las series cronológicas del PIB construidas a precios locales¹⁶.

Otra regla que siguen las estimaciones aquí realizadas es que las extrapolaciones e interpolaciones entre dos estimaciones de referencia se realizan utilizando la misma fuente para todo el segmento de tiempo de la serie cronológica del PIB, si se dispone de dicha fuente. La finalidad es minimizar las distorsiones de las tasas de crecimiento relativas, ya que las distintas series suelen construirse con distintas metodologías.

¹⁶ Este método evita resultados que sean totalmente incoherentes con los datos de las cuentas nacionales. Por ejemplo, según la versión 9.1 de la Tabla Mundial de Penn (la variable *rgdpe*, o PIB real del lado del gasto en PPA encadenadas, con la que se busca medir el PIB en términos de nivel de vida), la tasa de crecimiento del PIB del Brasil entre 1980 y 2017 fue del 4,1%, mientras que las cuentas nacionales oficiales muestran una tasa de crecimiento drásticamente más lenta, de solo un 2,2%; la serie del Brasil estimada en este estudio también tiene una tasa de crecimiento del PIB del 2,2%.

4. Diferencias con las estimaciones de la publicación del Proyecto Maddison de 2018

En la publicación del Proyecto Maddison en Bolt y otros (2018) se utilizaron las estimaciones de series cronológicas del PIB de Maddison (2010) y varias referencias de PPA para modificar los niveles del PIB estimados. Las ediciones subsiguientes del Proyecto Maddison utilizaron el mismo método que Maddison (2010), que consiste simplemente en agrupar las series de distintos países sin ningún ajuste.

Las diferencias metodológicas entre Bolt y otros (2018) y el presente estudio son las siguientes:

- i) Bolt y otros (2018) utilizan los Estados Unidos como economía de referencia, pero no normalizan las distintas series cronológicas del PIB utilizadas por Maddison y sus seguidores para construir la serie cronológica del PIB de los Estados Unidos desde 1820 hasta 2016. En el presente estudio se han normalizado cuidadosamente las series cronológicas tanto del Reino Unido como de los Estados Unidos (en la sección 1 del anexo A1), de modo que las series cronológicas del PIB ajustado sean coherentes con el ideal teórico de una serie cronológica del PIB construida con una metodología uniforme a lo largo de todo el período estudiado.
- ii) El presente estudio volvió a calcular todas las referencias del PIB real antes de incluirlas, y esto arrojó algunas diferencias marcadas con respecto a los resultados de la versión del Proyecto Maddison de 2018. Por ejemplo, se descubrió que Alemania y Francia estaban mucho más cerca de los Estados Unidos en términos de PIB per cápita de lo que sugerían las estimaciones del Proyecto Maddison de 2018. Las referencias del PIB recalculados figuran en la sección 5 del anexo A1.

En el presente estudio, las series cronológicas del PIB real se normalizan utilizando las referencias de PPA del PIB de acuerdo con el procedimiento descrito en la ecuación 19, con algunas excepciones según la ecuación 20. En Bolt y otros (2018), el procedimiento de normalización específico sigue a Feenstra, Inlaar y Timmer (2015) y se describe mediante la ecuación 20.

IV. Las series cronológicas

El cuadro 4 presenta las estimaciones del PIB per cápita en dólares internacionales de 1990 obtenidas para las economías seleccionadas¹⁷.

Cuadro 4
Países seleccionados: PIB per cápita estimado, 1820-2020
(En dólares internacionales de 1990)

| Año | 1820 | 1850 | 1870 | 1890 | 1913 | 1929 | 1938 | 1950 | 1970 | 1990 | 2010 | 2020 |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| Europa | | | | | | | | | | | | |
| Gran Bretaña | 2 371 | 3 006 | 4 133 | 4 729 | 5 820 | 6 183 | 6 942 | 8 127 | 12 329 | 17 897 | 22 493 | 22 184 |
| Francia | 1 565 | 2 201 | 2 586 | 3 461 | 5 151 | 6 516 | 6 258 | 7 066 | 12 914 | 17 914 | 22 070 | 22 044 |
| Alemania ^a | 1 618 | 2 145 | 2 462 | 3 433 | 5 104 | 5 725 | 6 684 | 4 869 | 11 832 | 16 994 | 23 514 | 26 925 |
| Italia | 1 308 | 1 281 | 1 334 | 1 659 | 2 735 | 3 294 | 3 355 | 3 758 | 10 368 | 17 438 | 21 768 | 20 426 |
| Países Bajos (Reino de los) | 1 777 | 2 234 | 2 613 | 3 141 | 4 175 | 5 840 | 5 386 | 6 115 | 12 377 | 17 824 | 26 896 | 28 354 |
| Imperio ruso (1820-1922), Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) (1922-1991) y antigua URSS (1991-2020) | 778 | | | 1 067 | 1 014 | 1 655 | 1 655 | 2 630 | 3 281 | 6 025 | 7 195 | 8 758 |
| España | 1 232 | 1 416 | 1 560 | 2 148 | 2 726 | 3 612 | 2 440 | 2 905 | 7 330 | 12 884 | 19 196 | 18 724 |

¹⁷ Véanse las series cronológicas completas del PIB y de la población de las 57 economías en R. Guthmann, “GDP, population, and employment estimates 1820-2020”, 2024 [en línea] <https://docs.google.com/spreadsheets/d/1UQtQ2HdLeLz7bsbsB8qES2jHwJZqeTk/edit?gid=2070000566#gid=2070000566>.

| Año | 1820 | 1850 | 1870 | 1890 | 1913 | 1929 | 1938 | 1950 | 1970 | 1990 | 2010 | 2020 |
|--------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Ramificaciones occidentales | | | | | | | | | | | | |
| Australia | 2 913 | 4 092 | 5 144 | 5 945 | 6 000 | 6 639 | 8 136 | 12 646 | 16 991 | 24 326 | 26 273 | |
| Canadá | 1 405 | 2 065 | 2 632 | 3 357 | 5 323 | 5 910 | 5 305 | 8 149 | 12 933 | 19 064 | 23 782 | 24 179 |
| Estados Unidos | 1 672 | 2 427 | 2 890 | 4 409 | 6 225 | 8 094 | 7 497 | 11 519 | 16 469 | 23 248 | 29 022 | 31 348 |
| América Latina | | | | | | | | | | | | |
| Argentina | 1 288 | 1 615 | 1 895 | 3 173 | 4 902 | 5 638 | 5 256 | 5 702 | 7 708 | 7 148 | 12 180 | 10 221 |
| Brasil | 769 | 816 | 849 | 944 | 965 | 1 354 | 1 516 | 1 938 | 3 410 | 5 412 | 7 706 | 7 334 |
| Chile | 579 | 815 | 1 129 | 1 721 | 2 615 | 3 024 | 2 766 | 3 211 | 4 699 | 5 723 | 11 025 | 11 607 |
| Colombia | | | | | 1 261 | 1 535 | 1 880 | 2 196 | 3 236 | 4 917 | 6 393 | 7 014 |
| México | 744 | 778 | 772 | 1 158 | 1 479 | 1 897 | 1 898 | 2 687 | 4 969 | 7 161 | 9 143 | 9 566 |
| Perú | | | | | 1 083 | 2 000 | 2 019 | 2 354 | 3 814 | 3 063 | 5 348 | 5 818 |
| Venezuela (República Bolivariana de) | 593 | 1 155 | 1 084 | 1 638 | 1 072 | 1 803 | 2 628 | 5 186 | 8 979 | 8 293 | 10 165 | 2 632 |
| Asia | | | | | | | | | | | | |
| China | 679 | 655 | 711 | 716 | 704 | 713 | 711 | 571 | 820 | 1 763 | 5 460 | 8 359 |
| India ^b | 728 | 736 | 661 | 696 | 765 | 798 | 727 | 698 | 852 | 1 130 | 2 153 | 2 990 |
| Indonesia | 594 | 618 | 561 | 594 | 849 | 1 114 | 1 087 | 780 | 1 147 | 2 463 | 4 329 | 5 987 |
| Japón | 678 | 735 | 759 | 1 042 | 1 395 | 2 037 | 2 449 | 1 984 | 9 890 | 19 243 | 21 615 | 22 563 |
| Tailandia | 780 | | 832 | 1 072 | 1 150 | 1 085 | 1 130 | 1 118 | 2 332 | 4 802 | 7 716 | 8 749 |
| Türkiye | 757 | | 972 | | 1 429 | 1 429 | 2 031 | 1 911 | 3 593 | 6 522 | 10 296 | 14 813 |
| Africa | | | | | | | | | | | | |
| Egipto | 597 | | 815 | | 1 133 | | | 1 144 | 1 529 | 3 214 | 5 907 | 7 038 |
| Sudáfrica | 592 | | 1 225 | | 2 287 | | | 3 619 | 5 578 | 5 017 | 6 503 | 6 188 |
| Mundo ^c | 787 | | 1 060 | | 1 836 | 2 151 | 2 210 | 2 512 | 4 105 | 5 332 | 7 337 | 8 275 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, "World population GDP and per capita GDP 1-2009 ad", Groninga, Universidad de Groninga, 2010; Banco Mundial, World Development Indicators [base de datos en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

Nota: En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

^a Para mantener la coherencia, Alemania incluye la República Federal de Alemania y la República Democrática Alemana durante el período 1950-1990.

^b Para mantener la coherencia, la India incluye Bangladesh y Pakistán durante el período 1950-2020.

^c El PIB per cápita mundial se calcula sumando el PIB del resto del mundo (además de las 57 economías) en función de su relación con el PIB del Reino Unido. Para el período 1820-2000, este coeficiente se ha tomado de la estimación de Maddison (2010); para 2001 en adelante, se extrae utilizando datos de los indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial.

Como se muestra en el cuadro 5, la serie cronológica del PIB estimada en este artículo exhibe una correlación sustancialmente mayor con las cuentas nacionales oficiales de los países de la muestra de 1960 a 2019 que las estimaciones de la Tabla Mundial de Penn. Estas últimas sobreestiman sistemáticamente las tasas de crecimiento en relación con los datos de las cuentas nacionales oficiales, mientras que las estimaciones que aquí se presentan muestran, en promedio, tasas de crecimiento similares, al tiempo que también presentan una elevada correlación con las cuentas nacionales históricas estimadas a precios locales y tasas de crecimiento similares.

Cuadro 5

Correlación entre series cronológicas del PIB y cuentas nacionales oficiales, 1960-2019

| Serie cronológica | Correlación con cuentas nacionales oficiales | Tasa de crecimiento anual promedio (En porcentajes) |
|------------------------------------|--|---|
| Este artículo | 0,960 | 3,23 |
| Tabla Mundial de Penn versión 10.0 | 0,920 | 3,82 |
| Cuentas nacionales oficiales | 1,000 | 3,40 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 6

Países seleccionados: tasas estimadas de crecimiento anual promedio del PIB, 1960-2019
(En porcentajes)

| País | Este artículo | Tabla Mundial de Penn versión 10.0 | Cuentas nacionales oficiales |
|--|---------------|------------------------------------|------------------------------|
| Argentina | 2,39 | 4,57 | 2,26 |
| Brasil | 3,69 | 4,88 | 3,84 |
| China | 5,60 | 5,80 | 7,63 |
| Francia | 2,25 | 2,96 | 2,74 |
| Alemania (1970-2019) ^a | 2,27 | 2,82 | 2,11 |
| India | 4,36 | 4,85 | 5,05 |
| Indonesia | 4,86 | 5,88 | 5,07 |
| Italia | 2,41 | 3,15 | 2,33 |
| Japón | 3,42 | 3,75 | 3,49 |
| México | 3,92 | 3,92 | 3,70 |
| Federación de Rusia (1990-2019) | 1,92 | 1,92 | 0,79 |
| Estados Unidos | 2,55 | 3,03 | 2,97 |
| Diferencia promedio con las cuentas nacionales oficiales | 0,49 | 0,80 | |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Nota: En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

^a Para mantener la coherencia, Alemania incluye la República Federal de Alemania y la República Democrática Alemana durante el período 1950-1990.

Cuadro 7

Correlación con el conjunto de datos de las cuentas nacionales históricas y las tasas de crecimiento anual promedio a nivel mundial, 1820-1953

| Serie cronológica | Correlación con el conjunto de datos de cuentas nacionales históricas | Tasa de crecimiento anual promedio (En porcentajes) |
|-------------------------------|---|---|
| Este artículo | 0,994 | 2,25 |
| Cuentas nacionales históricas | 1,000 | 2,27 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Como se muestra en el cuadro 8, las estimaciones de este artículo coinciden con otras estimaciones en que el período comprendido entre 1950 y 2020 fue excepcionalmente próspero a nivel mundial en comparación con los 130 años anteriores. Sin embargo, siguen suponiendo que el crecimiento económico a partir de 1950 fue sustancialmente menor en relación con el crecimiento de 1820 a 1950 de lo que indican los conjuntos de datos de Maddison (2010) y Bolt y Van Zanden (2020). Este resultado es de esperar, ya que nuestro método normaliza las tasas de crecimiento de nuestra economía de referencia para las estimaciones de las series cronológicas históricas, que tienden a ser inferiores a las de las cuentas nacionales oficiales. Por ejemplo, la tasa de crecimiento anual promedio del PIB de los Estados Unidos de 1929 a 1957 fue del 3,61% según las cuentas nacionales oficiales del país¹⁸, pero Kendrick (1961) la estimó en un 2,95%, lo que significa que las cuentas nacionales oficiales suponen una tasa de crecimiento del PIB per cápita casi un 40% superior a la estimada por los métodos utilizados para reconstruir las cuentas nacionales históricas. La estimación normalizada del PIB utilizando el Reino Unido como economía de referencia supone una tasa de crecimiento del 2,90%, que se aproxima más a las estimaciones elaboradas por los historiadores económicos para el período. Maddison (2010) estimó la misma tasa de crecimiento del 2,90%.

¹⁸ Según la versión disponible en la Oficina de Análisis Económico [en línea] <https://www.bea.gov/> (fecha de referencia: septiembre de 2023x).

Cuadro 8
Tasas estimadas de crecimiento anual promedio del PIB a nivel mundial
(En porcentajes)

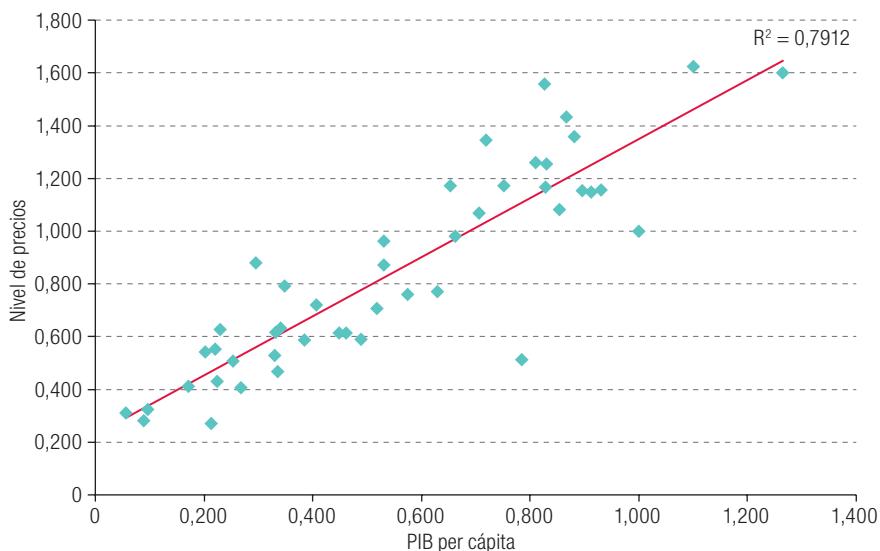
| Período | Este artículo | Maddison (2010) | Proyecto Maddison 2020 |
|-----------|---------------|-----------------|------------------------|
| 1820-1870 | 0,60 | 0,54 | 0,62 |
| 1870-1950 | 1,07 | 1,11 | 1,01 |
| 1950-2008 | 1,85 | 2,24 | |
| 1950-2019 | 1,80 | | 2,22 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, "World population GDP and per capita GDP 1-2009 ad", Groninga, Universidad de Groninga, 2010.

V. Cambios en el efecto Balassa-Samuelson implícito

Es un hecho estilizado que existe una fuerte correlación entre los niveles de PIB per cápita y los niveles de precios (el “nivel de precios” de un país es el tipo de cambio de mercado en relación con la tasa de conversión de la PPA). Esta correlación se denomina “efecto Balassa-Samuelson”¹⁹. El gráfico 2 ilustra este efecto en los distintos países en 2011 (año en que el Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial calculó una tasa de conversión del poder adquisitivo de referencia).

Gráfico 2
Efecto Balassa-Samuelson en la referencia del Programa de Comparación
Internacional del Banco Mundial, 2011
(Índice: Estados Unidos=1)



Fuente: Elaboración propia.

Las estimaciones aquí presentadas sugieren que el efecto Balassa-Samuelson ya estaba presente —pero era más débil— en el pasado más lejano. A partir de las mismas estimaciones del PIB per cápita nominal que se utilizaron para construir las series cronológicas del PIB real, se estimaron los niveles de precios de 35 economías en 1913 (antes de la Primera Guerra Mundial) y de 40 economías en 1936 (antes de la Segunda Guerra Mundial), con lo que se obtuvieron 75 puntos de referencia. La

¹⁹ Descrito de manera independiente por Balassa (1964) y Samuelson (1964).

regresión del nivel de precios sobre los niveles del PIB real arroja una correlación menor entre ambas variables, aunque sigue siendo positiva y estadísticamente significativa. Por poner un ejemplo extremo, se estima que el nivel de precios de China era aproximadamente el mismo que el de Bélgica hacia 1910 (Ma, de Jong y Xu, 2016), aunque se calcula que el PIB per cápita de Bélgica era nueve veces superior al de China, a partir de comparaciones directas de referencias de la producción real de la época.

Aunque empíricamente es un hecho estilizado bien documentado, el efecto Balassa-Samuelson depende de sólidos supuestos teóricos. Un efecto Balassa-Samuelson perfecto sería una situación en la que existiera una correlación perfecta entre los niveles de precios relativos y el PIB per cápita. Dada esta correlación perfecta, el PIB per cápita nominal convertido a los tipos de cambio de mercado sería una estadística suficiente para predecir el PIB per cápita real. Sin embargo, un efecto Balassa-Samuelson perfecto necesita los siguientes supuestos:

- i) La economía mundial se encuentra en un equilibrio general perfectamente competitivo y la tecnología de producción es neoclásica con rendimientos a escala constantes.
- ii) La economía puede descomponerse en dos componentes: un sector de bienes comercializables y un sector de bienes no comercializables, de forma que los costos de transporte sean iguales a cero para la producción del sector de bienes comercializables e infinitos para la producción del sector de bienes no comercializables.
- iii) Los tipos de cambio los fija exclusivamente el mercado, y no existen barreras comerciales ni aranceles para los mercados de productos entre países.
- iv) La productividad transnacional por trabajador (producto marginal por trabajador) en el sector de los bienes comercializables varía en proporción al PIB per cápita en PPA multiplicado por un coeficiente fijo. En otras palabras, existe un $\Delta > 1$ tal que para dos países A y B teniendo $y_A > 0$, $y_B > 0$ como par de niveles de PIB per cápita en PPA y y_A^T y y_B^T como niveles de productividad en el sector de bienes comercializables, $\log\{y_A^T\} - \log\{y_B^T\} = \Delta(\log\{y_A\} - \log\{y_B\})$.

A continuación, se plantean algunas hipótesis sobre por qué estos supuestos podrían no haberse aplicado con la misma intensidad en el pasado más lejano que en la actualidad:

- i) Un menor grado de integración económica, ya que la economía mundial estaba mucho menos integrada en el pasado más lejano que en la actualidad. Este menor grado de integración supone naturalmente que los precios de los bienes comercializables divergían de un país a otro en mayor medida que en años más recientes. Esto se aplica en especial a las economías que estaban relativamente cerradas al comercio internacional, como China o la antigua Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas. Sin embargo, incluso entre las economías más integradas, los mayores costos de la información y el transporte hicieron que los niveles de precios de los bienes comercializables variaran más de un país a otro.
- ii) Niveles de precios específicos del Nuevo Mundo y del Viejo Mundo, ya que, a principios del siglo XX, la Argentina, Australia, el Canadá, los Estados Unidos y Nueva Zelanda tenían niveles de precios mucho más elevados que los países europeos con niveles de renta similares, como Bélgica, el Reino Unido y Suiza. Esta discrepancia en los niveles de precios se ve corroborada tanto por las comparaciones directas de referencia de los precios de los bienes finales (Williamson, 1995; Ward y Devereux, 2021) como por los niveles de renta extrapolados a partir de la referencia de 1990. El estado actual de la cuestión sugiere que la productividad de las manufacturas y de otros bienes comercializables era mucho mayor en el Nuevo Mundo. Se calcula, por ejemplo, que la productividad por trabajador en el sector manufacturero de los Estados Unidos duplicaba con creces la del Reino Unido (Broadberry e Irwin, 2006) y era 1,6 veces mayor que la de Alemania en torno a 1910 (De Jong y Veenstra, 2016), una diferencia muy superior a la del PIB per cápita. Los flujos

de capital de Europa al resto del mundo son otro factor que puede ayudar a explicar esta discrepancia en los niveles de precios: el capital fluyó de los países europeos a sus colonias, con lo que aumentó su oferta relativa de oro²⁰ y dio lugar a un mayor nivel de precios.

- iii) Cambios en la variabilidad relativa de la productividad de los bienes comercializables y no comercializables, ya que la hipótesis de que los precios de los primeros son inferiores a los de los segundos en los países más ricos es la hipótesis central utilizada para explicar el efecto Balassa-Samuelson. Esta propiedad se mantiene para los datos actuales, pero puede que no se haya mantenido siempre en el pasado. Ma, De Jong y Xu (2016), por ejemplo, estiman la PPA del yuan chino con respecto a la libra esterlina en 1912 en 7,85 yuane por libra en el sector de los servicios (que suele producir bienes no comercializables) y 6,61 yuane por libra en el sector manufacturero (que suele producir bienes comercializables).

VI. Observaciones finales

Este estudio ha mostrado que las distintas metodologías para calcular las tasas de crecimiento del PIB arrojan diferencias sustanciales en el crecimiento medido del PIB real y que los datos incompletos y el cambio tecnológico amplifican estos problemas. Por lo tanto, el uso de las cifras del PIB para medir los resultados económicos a largo plazo debe tomarse con cautela y controlarse mediante la normalización de las series cronológicas del PIB tanto en el tiempo como en el espacio.

Teniendo en cuenta estos problemas, este artículo presenta un conjunto de estimaciones de la evolución del PIB en los últimos 200 años en 57 economías que representan entre el 85% y el 90% de la población mundial durante ese período de dos siglos. El estudio produjo estimaciones que mantienen la coherencia del PIB estimado en distintas economías a lo largo del tiempo en relación con las estimaciones de las cuentas nacionales a precios locales. El método consiste en construir una serie cronológica del PIB real normalizada para una economía de referencia y, a continuación, normalizar las cifras del PIB para las otras economías mediante comparaciones del PIB real con la economía de referencia. Este conjunto de series cronológicas del PIB normalizadas coincide en gran medida con las estimaciones de las cuentas nacionales históricas y oficiales, resulta robusto en varias pruebas presentadas en el anexo y ofrece un panorama global del crecimiento económico comparable a lo largo del tiempo y entre países.

Bibliografía

- Andersson, F. y J. Lennard (2016), “Irish GDP between the famine and the First World War: estimates based on a dynamic factor model”, *Working Paper*, N° 13, Lund, Universidad de Lund.
- Balassa, B. (1964), “The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal”, *Journal of Political Economy*, vol. 72, N° 6, Chicago, The University of Chicago Press.
- Balke, N. y R. Gordon (1989), “The estimation of prewar gross national product: methodology and new evidence”, *Journal of Political Economy*, vol. 97, N° 1, Chicago, The University of Chicago Press.
- Berry, T. (1988), “Production and population since 1789: revised GNP series in constant dollars”, *Bostwick Paper*, N° 6, Richmond, Bostwick Press.
- Bolt, J. y J. van Zanden (2020), “Maddison style estimates of the evolution of the world economy: a new 2020 update”, *Maddison-Project Working Paper*, N° 15, Groninga, Universidad de Groninga.

²⁰ En esa época, el mundo funcionaba con el patrón oro.

- Bolt, J. y otros (2018), "Rebasing 'Maddison': new income comparisons and the shape of long-run economic development", *GGDC Research Memorandum*, N° 174, Groninga, Universidad de Groninga.
- Broadberry, S. (1997a), "Anglo-German productivity differences 1870-1990: a sectoral analysis", *European Review of Economic History*, vol. 1, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- (1997b), "Forging ahead, falling behind and catching-up: a sectoral analysis of Anglo-American productivity differences, 1870-1990", *Research in Economic History*, vol. 17, Bradford, Emerald Insight.
- Broadberry, S., K. Fukao y N. Zammitt (2015), "How did Japan catch-up on the west? A sectoral analysis of Anglo-Japanese productivity differences, 1885-2000", *The University of Warwick Working Paper Series*, N° 231, Coventry, Universidad de Warwick.
- Broadberry, S., H. Guan y D. Li (2018), "China, Europe, and the great divergence: a study in historical national accounting, 980-1850", *Journal of Economic History*, vol. 78, N° 4, Cambridge, Cambridge University Press.
- Broadberry, S. y D. Irwin (2006), "Labor productivity in the United States and the United Kingdom during the nineteenth century", *Explorations in Economic History*, vol. 43, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Broadberry, S. y otros (2015), *British Economic Growth, 1270-1870*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Carter, S. y otros (2006), *Historical Statistics of the United States: Earliest Times to the Present*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Clark, G. (2025), "What were the British earnings and prices then? (new series)", MeasuringWorth Foundation [en línea] <http://www.measuringworth.com/ukearnncpi/>.
- (2011), "Average earnings and retail prices, UK, 1209-2010", Davis, Universidad de California en Davis, inédito [en línea] <https://www.measuringworth.com/datasets/ukearnncpi/earnstudynew2017.pdf>.
- Curtis, M. y P. Lindert (2018), "Nominal GDP historical series", Davis, Global Price and Income History Group (GPIH) [en línea] <http://gpih.ucdavis.edu/GDP.htm>.
- De Jong, H. y J. Veenstra (2016), "A tale of two tails: establishment size and labour productivity in the United States and German manufacturing at the start of the twentieth century", *Australian Economic History Review*, vol. 56, N° 2, Hoboken, Wiley.
- Deaton, A. (2012), "Consumer price indexes, purchasing power parity exchange rates, and updating", *Working Paper*, N° 90732, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Deaton, A. y A. Heston (2010), "Understanding PPPs and PPP-based national accounts", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2, N° 4, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Feenstra, R., R. Inklaar y M. Timmer (2015), "The next generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, vol. 105, N° 10, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Feenstra, R. y otros (2013), "Who shrunk China? Puzzles in the measurement of real GDP", *The Economic Journal*, vol. 123, N° 573, Oxford, Oxford University Press.
- Feinstein, C. (1972), *National Income, Expenditure and Output of the United Kingdom, 1855-1965*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Fukao, K., D. Ma y T. Yuan (2007), "Real GDP in pre-war east Asia: a 1934-36 benchmark purchasing power parity comparison with the U.S.", *The Review of Income and Wealth*, vol. 53, N° 3, Hoboken, Wiley.
- (2006), "International comparison in historical perspective: reconstructing the 1934-1936 benchmark purchasing power parity for Japan, Korea, and Taiwan", *Explorations in Economic History*, vol. 43, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Heston, A. y R. Summers (1980), "Comparative Indian economic growth: 1870 to 1970", *American Economic Review*, vol. 70, N° 2, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Hiestand, M., M. Müller y U. Woitek (2012), "A.1 statistische grundlagen und methoden", *Wirtschaftsgeschichte der Schweiz im 20. Jahrhundert*, P. Halbeisen, M. Müller y B. Veyrassat (eds.), Basilea, Schwabe Verlag.
- Kendrick, J. (1961), *Productivity Trends in the United States*, Princeton, Princeton University Press.
- Ma, Y., H de Jong y Y. Xu (2016), "Measuring China's performance in the world economy: A benchmark comparison between the economies of China and the UK in the early twentieth century", *GGDC Research Memorandum*, N° 160, Groninga, Universidad de Groninga.
- Maddison, A. (2010), "World population GDP and per capita GDP 1-2009 ad", Groninga, Universidad de Groninga.
- (2007), *Chinese Economic Performance in the Long Run, 960-2030 AD, Second Edition, Revised and Updated*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- (2001), *The World Economy: A Millennial Perspective*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- (1998), *Chinese Economic Performance in the Long Run*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).

- (1995), *Monitoring the World Economy, 1820-1992*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- Piketty, T. y G. Zucman (2014), "Capital is back: wealth-income ratios in rich countries 1700-2010", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 129, N° 3, Oxford, Oxford University Press.
- Rhode, P. (2002), "Gallman's annual output series for the United States, 1834-1909", *NBER Working Paper*, N° 8860, Cambridge, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas (NBER).
- Romer, C. (1989), "The prewar business cycle reconsidered: new estimates of gross national product, 1869-1908", *Journal of Political Economy*, vol. 97, N° 1, Chicago, The University of Chicago Press.
- Samuelson, P. (1964), "Theoretical notes on trade problems", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 46, N° 2, Cambridge, MIT Press.
- Semieniuk, G. (2024), "Inconsistent definitions of GDP: implications for estimates of decoupling", *Ecological Economics*, vol. 215, Ámsterdam, Elsevier.
- Schön, L. y O. Krantz (2015), "New Swedish historical national accounts since the 16th century in constant and current prices", *Lund Papers in Economic History*, N° 140, Lund, Universidad de Lund.
- Smits, J., E. Horlings y J. van Zanden (2000), "Dutch GNP and its components, 1800-1913", *Groningen Growth and Development Centre Monograph Series*, N° 5, Groninga, Universidad de Groninga.
- Smits, J., P. Woltjer y D. Ma (2009), "A dataset on comparative historical national accounts, ca.1870-1950: a time-series perspective", *GGDC Working Paper*, N° 107, Groninga, Universidad de Groninga.
- Thomas, R. y otros (2017), "A millennium of macroeconomic data for the UK", *Technical Report*, Londres, Banco de Inglaterra.
- Van Zanden, J. (2003), "Rich and poor before the industrial revolution: a comparison between Java and the Netherlands at the beginning of the 19th century", *Explorations in Economic History*, vol. 40, N° 1, Ámsterdam, Elsevier.
- Van Zanden, J. y B. van Leeuwen (2012), "Persistent but not consistent: the growth of national income in Holland 1347–1807", *Explorations in Economic History*, vol. 49, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Ward, M. y J. Devereux (2021), "New income comparisons for the late nineteenth and early twentieth century", *The Review of Income and Wealth*, vol. 67, N° 1, Hoboken, Wiley.
- (2012), "The road not taken: pre-revolutionary Cuban living standards in comparative perspective", *The Journal of Economic History*, vol. 72, N° 1, Cambridge, Cambridge University Press.
- Weiss, T. (1992), "U.S. labor force estimates and economic growth, 1800-1860", *American Economic Growth and Standards of Living before the Civil War*, R. Gallman y J. Wallis (eds.), Chicago, University of Chicago Press.
- Williamson, J. (1995), "The evolution of global labor markets since 1830: background evidence and hypotheses", *Explorations in Economic History*, vol. 32, N° 2, Ámsterdam, Elsevier.
- Williamson, S. (2025), "What was the U.S. GDP then?", MeasuringWorth Foundation [en línea] <http://www.measuringworth.org/usgdp/>.

Anexo A1

Pruebas de robustez de las series cronológicas del PIB

En este anexo, se presentan las pruebas de robustez de las series cronológicas del PIB real estimadas para el Reino Unido, la economía de referencia utilizada para normalizar las series cronológicas del PIB real de todas las demás economías. La primera prueba de robustez muestra que las estimaciones del PIB resultantes no muestran cambios sustantivos cuando se utiliza a los Estados Unidos como economía de referencia.

1. Los Estados Unidos como economía de referencia

El cuadro A1.1 muestra las estimaciones a las que se llega cuando se reproduce el método del artículo para calcular el PIB per cápita en dólares internacionales de 1990 para las economías seleccionadas utilizando los Estados Unidos como economía de referencia en lugar del Reino Unido. Las estimaciones globales coinciden en gran medida con las realizadas utilizando el Reino Unido como economía de referencia.

La serie del PIB de los Estados Unidos de 1820 a 1834 está tomada de Williamson (2025), quien, a su vez, se basó en las estimaciones de 1800 a 1860 de Weiss (1992) y Berry (1988). La serie cronológica utilizada de 1834 a 1909 es la de Gallman, como se detalla en Rhode (2002). La serie cronológica utilizada de 1909 a 1957 es la de Kendrick, como se informa en Smits, Woltjer y Ma (2009). Se utilizan las cuentas nacionales oficiales de los Estados Unidos según la Oficina de Análisis Económico y el Banco Mundial desde 1957 hasta 2020. Los valores de las series están vinculados en 1834, 1909 y 1957. El crecimiento registrado en las cuentas nacionales oficiales a partir de 1957 se normaliza en relación con el compuesto de las series de Gallman y Kendrick de 1834 a 1957 (ya que ambas presentan exactamente la misma tasa de crecimiento para el período en que se solapan), siguiendo el mismo procedimiento que se describió para la serie del Reino Unido en el capítulo III.1. En este caso, la tasa de crecimiento del PIB de los Estados Unidos después de 1957 se reduce un 17,9%, mientras que el procedimiento de normalización reduce la tasa de crecimiento de la serie del PIB del Reino Unido después de 1948 un 19,4% en comparación con las cuentas nacionales oficiales.

2. Series del PIB nominal deflactadas por índices de precios al consumidor

En primer lugar, consideremos las estimaciones del PIB nominal del Reino Unido y procedamos a deflactar ese PIB utilizando un índice de precios construido con una metodología relativamente uniforme para todo el período considerado (1820-2020).

Los datos del PIB nominal utilizados fueron los de Broadberry y otros (2015) para Gran Bretaña de 1820 a 1870, la estimación de Feinstein para todo el Reino Unido de 1870 a 1965 y las cuentas nacionales oficiales de 1965 a 2020. A continuación, estas series se deflactaron por el índice de precios compuesto de la Oficina Nacional de Estadística y por el índice de precios al por menor (IPM) del Reino Unido de Clark (2025). La serie de Gran Bretaña se vinculó a la serie del Reino Unido en 1870, y se ajustó por el coeficiente entre el PIB de Gran Bretaña y el PIB total del Reino Unido estimado por Thomas y otros (2017).

Como se muestra en el gráfico A1.1 y en el cuadro A1.2, este método indica que la tasa de crecimiento del PIB está ligeramente subestimada para el período de dos siglos. La prueba de robustez

muestra que el grado de subestimación parece ser ligeramente mayor a partir de 1948, la fecha más temprana de la serie del PIB actualizada regularmente por la Oficina Nacional de Estadística. Sin embargo, esta prueba no corrige la heterogeneidad metodológica en la estimación de las distintas series del PIB nominal. La comprobación de robustez realizada en la sección 3 de este anexo considera los efectos de esta heterogeneidad, y el resultado se condice con las tasas de crecimiento relativo implícitas en las estimaciones del presente estudio.

Cuadro A1.1

Países seleccionados: PIB per cápita estimado con los Estados Unidos como economía de referencia, 1820-2020
(En dólares internacionales de 1990)

| Año | 1820 | 1850 | 1870 | 1890 | 1913 | 1929 | 1938 | 1950 | 1970 | 1990 | 2010 | 2020 | |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Europa | | | | | | | | | | | | | |
| Gran Bretaña | 2 258 | 2 863 | 3 936 | 4 623 | 5 857 | 6 560 | 7 738 | 8 371 | 12 474 | 17 856 | 22 345 | 21 877 | |
| Francia | 1 507 | 2 183 | 2 564 | 3 494 | 5 157 | 6 522 | 6 264 | 7 072 | 12 918 | 17 914 | 21 760 | 21 660 | |
| Alemania ^a | 1 558 | 2 065 | 2 371 | 3 363 | 5 105 | 5 750 | 6 705 | 4 893 | 11 858 | 16 994 | 23 229 | 26 456 | |
| Italia | 1 259 | 1 233 | 1 285 | 1 625 | 2 747 | 3 306 | 3 367 | 3 770 | 10 379 | 17 438 | 21 439 | 20 070 | |
| Países Bajos (Reino de los) | 1 711 | 2 150 | 2 516 | 3 082 | 4 187 | 5 916 | 5 458 | 6 228 | 12 375 | 17 824 | 26 511 | 27 860 | |
| Imperio ruso (1820-1922), Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) (1922-1991) y antigua URSS (1991-2020) | 803 | | 1 101 | 1 046 | 1 708 | 1 708 | 2 714 | 3 385 | 6 115 | 7 195 | 8 642 | 10 355 | |
| España | 1 293 | 1 486 | 1 637 | 2 254 | 2 861 | 3 785 | 2 577 | 3 046 | 7 463 | 12 884 | 19 023 | 18 398 | |
| Ramificaciones occidentales | | | | | | | | | | | | | |
| Australia | | 2 774 | 3 897 | 5 070 | 5 981 | 6 032 | 6 672 | 8 167 | 12 667 | 16 991 | 23 913 | 25 815 | |
| Canadá | 1 352 | 1 988 | 2 534 | 3 285 | 5 346 | 5 931 | 5 324 | 8 170 | 12 947 | 19 064 | 23 457 | 23 758 | |
| Estados Unidos | 1 593 | 2 359 | 2 809 | 4 383 | 6 269 | 8 235 | 7 869 | 11 864 | 16 768 | 23 248 | 28 523 | 30 802 | |
| América Latina | | | | | | | | | | | | | |
| Argentina | 1 356 | 1 701 | 1 995 | 3 341 | 5 161 | 5 936 | 5 534 | 5 879 | 7 931 | 6 822 | 12 006 | 10 043 | |
| Brasil | 810 | 859 | 893 | 994 | 1 016 | 1 425 | 1 595 | 2 031 | 3 542 | 5 559 | 7 610 | 7 206 | |
| Chile | 595 | 838 | 1 161 | 1 769 | 2 688 | 3 109 | 2 844 | 3 301 | 4 831 | 5 840 | 10 916 | 11 405 | |
| Colombia | | | | | | 1 296 | 1 578 | 1 933 | 2 258 | 3 327 | 4 899 | 6 342 | 6 891 |
| México | 722 | 756 | 750 | 1 125 | 1 436 | 1 842 | 1 843 | 2 609 | 4 688 | 7 072 | 8 956 | 9 399 | |
| Perú | | | | | | 1 113 | 2 057 | 2 075 | 2 420 | 3 921 | 3 162 | 5 318 | 5 716 |
| Venezuela (República Bolivariana de) | 585 | 1 139 | 1 070 | 1 616 | 1 058 | 1 779 | 2 593 | 5 116 | 9 467 | 8 470 | 9 591 | 2 912 | |
| Asia | | | | | | | | | | | | | |
| China | 658 | 634 | 686 | 693 | 685 | 695 | 694 | 555 | 810 | 1 657 | 5 542 | 8 213 | |
| India ^b | 708 | 715 | 642 | 681 | 754 | 792 | 723 | 688 | 858 | 1 136 | 2 124 | 2 938 | |
| Indonesia | 580 | 604 | 548 | 584 | 844 | 1 117 | 1 093 | 781 | 1 165 | 2 498 | 4 294 | 5 882 | |
| Japón | 700 | 757 | 784 | 1 075 | 1 439 | 2 102 | 2 411 | 2 045 | 9 985 | 19 243 | 20 573 | 21 584 | |
| Tailandia | 662 | | 706 | 910 | 976 | 921 | 959 | 949 | 1 979 | 4 393 | 7 485 | 8 597 | |
| Türkiye | 749 | | 961 | | 1 414 | 1 414 | 2 009 | 1 891 | 3 555 | 6 454 | 10 121 | 14 555 | |
| África | | | | | | | | | | | | | |
| Egipto | 573 | | 783 | | 1 088 | | | 1 098 | 1 468 | 3 094 | 5 781 | 6 915 | |
| Sudáfrica | 580 | | 1 199 | | 2 239 | | | 3 543 | 5 460 | 4 911 | 6 366 | 6 080 | |

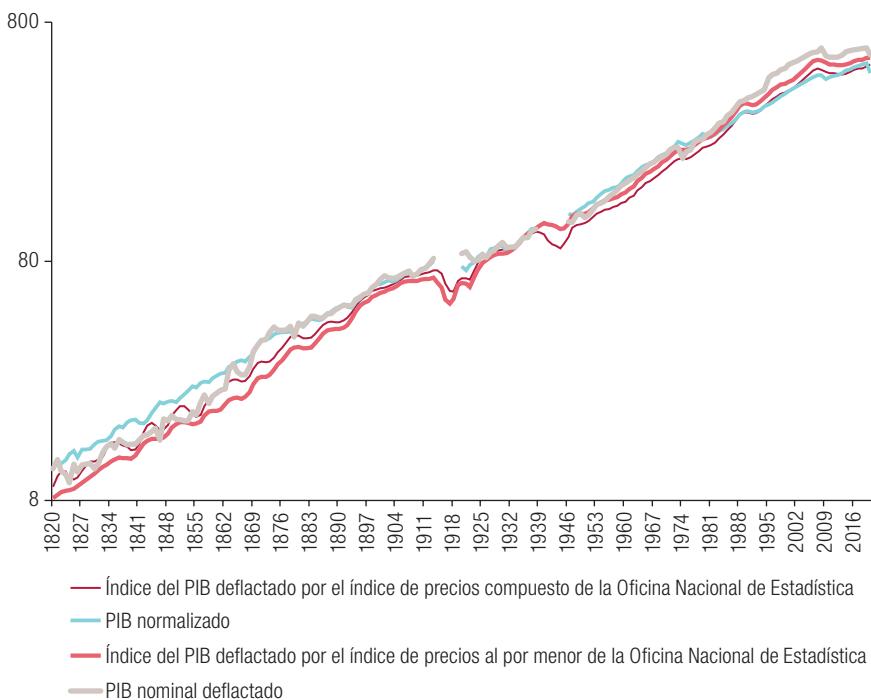
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Nota: En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

^a Para mantener la coherencia, Alemania incluye la República Federal de Alemania y la República Democrática Alemana durante el período 1950-1990.

^b Para mantener la coherencia, la India incluye Bangladesh y Pakistán durante el período 1950-2020.

Gráfico A1.1
Series normalizadas del PIB de la economía de referencia comparadas con series alternativas, 1820-2016



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.2
Gran Bretaña/Reino Unido: tasas de crecimiento anual del PIB per cápita, 1820-2019
(En porcentajes)

| Gran Bretaña 1820-1920/Reino Unido 1921-2019 | Período | | | |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 1820-1880 | 1880-1948 | 1948-2019 | 1820-2019 |
| PIB normalizado | 1,03 | 0,83 | 1,62 | 1,18 |
| PIB deflactado por el índice de precios compuesto (IPC) | 1,13 | 0,74 | 1,89 | 1,27 |
| Serie de ingresos laborales (IPC) | 1,21 | 0,79 | 1,75 | 1,26 |
| Serie de ingresos laborales (índice de precios al por menor (IPM) del Reino Unido) | 1,22 | 1,11 | 1,72 | 1,36 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

3. Series del PIB basadas en ingresos laborales

La heterogeneidad de los métodos y la calidad de los datos utilizados en la estimación de las cuentas nacionales históricas suponen que los niveles del PIB nominal del pasado lejano no son directamente comparables con las estimaciones más recientes. Por lo tanto, este estudio incluye una comprobación adicional de la robustez de la serie estimada del PIB que consiste en una estimación ascendente del crecimiento del PIB basada en los ingresos laborales promedio, la participación de la fuerza de trabajo y una estimación de la parte del PIB que representan los ingresos laborales. Esta estimación ascendente carece de la precisión y la resolución necesarias para describir las tasas de crecimiento del PIB a corto plazo. Sin embargo, como se construye utilizando la misma metodología para toda su duración, puede servir como una comprobación de robustez adicional respecto de la plausibilidad de las estimaciones de crecimiento económico a largo plazo. A partir de las estimaciones disponibles de la población empleada, la participación del trabajo en el ingreso nacional, los ingresos como proporción

de la remuneración del trabajo y los ingresos reales, construimos una serie para Gran Bretaña de 1820 a 2020, que puede utilizarse para comprobar los sesgos en las medidas informadas del producto nominal y que es invariable tanto a los cambios metodológicos en los métodos de contabilidad nacional como a las actualizaciones de rutina de las cifras del PIB nominal.

El índice de producción basado en los ingresos se estima adoptando un enfoque ascendente de la evolución del producto interno que comienza con los ingresos promedio de los trabajadores individuales tomados de Clark (2011). La remuneración total promedio del trabajo se determina a partir de los ingresos y la relación entre estos y la remuneración total del trabajo (que puede incluir, por ejemplo, el seguro de enfermedad, las contribuciones sociales y los impuestos sobre la nómina). El producto interno neto (PIN) nominal por trabajador se determina dividiendo la remuneración total promedio del trabajo por la proporción del trabajo en el PIN calculada por Piketty y Zucman (2014) a partir de cuentas nacionales oficiales y estimaciones históricas. La tasa de depreciación del capital, también calculada por Piketty y Zucman (2014), se utiliza para calcular la relación entre el PIN y el PIB. Esto crea una serie cronológica del PIB nominal que, deflactada por el IPC proporcionado por la Oficina Nacional de Estadística, crea una serie del PIB real por trabajador. La serie del índice del producto agregado se determina a partir de las series del PIB por trabajador y de la población empleada total.

Formalmente, sea $\{Y_t^i\}_{t=1820}^{2018}$ el índice de producción estimado, L_t la población empleada en el tiempo t , α_t la participación del trabajo del PIN, w_t los ingresos laborales nominales promedio, ζ_t la participación de los ingresos en la remuneración del trabajo, δ_t la tasa de depreciación del capital y P_t el índice de precios. Para cada t , el índice de producción Y_t^i cumple con

$$Y_t^i = L_t \left(\frac{w_t}{\alpha_t (1 - \delta_t) \zeta_t P_t} \right) \quad (21)$$

En el gráfico A1.1 se comparan cuatro series (la serie del PIB normalizado, la serie del PIB deflactado por el IPC y las dos series del índice de producción basado en los ingresos) desde 1820 hasta 2020, y en el cuadro A1.2 se presentan las tasas de crecimiento porcentual para el período estadístico moderno (1948-2019) y el período histórico. Las dos series basadas en los ingresos se ajustan más a las estimaciones que las producidas simplemente mediante la deflación de la serie cronológica de estimaciones del PIB nominal, y arrojan tasas de crecimiento similares a las de la serie del PIB normalizado tanto para el período preestadístico como para el período estadístico moderno. medida en términos logarítmicos, la desviación típica de la serie normalizada del PIB de 1820 a 2019 en relación con el índice de producción del IPC basado en los ingresos es de 0,077, en comparación con 0,138 para la estimación elaborada por el Banco de Inglaterra durante el mismo período.

4. Comparación con estimaciones de otros estudios para el Reino Unido

Nuestra serie normalizada muestra un crecimiento más lento a partir de 1950 que la serie cronológica elaborada por el Banco de Inglaterra. Sin embargo, se ajusta a las series cronológicas de producción estimadas por historiadores económicos como Broadberry, Fukao y Zammit (2015), como se muestra en el cuadro A1.3. Series como las del presente estudio y las de Broadberry, Fukao y Zammit (2015) buscan generar estimaciones de producción en períodos prolongados con una metodología coherente.

Cuadro A1.3
Reino Unido: series cronológicas de producción, 1820-2016
(Índice: 1935 = 100)

| Año | Este estudio | Broadberry, Fukao y Zammitt (2015) | Thomas y otros (2017) |
|------|--------------|------------------------------------|-----------------------|
| 1820 | 13,0 | | 13,3 |
| 1850 | 23,9 | | 24,2 |
| 1870 | 39,2 | | 39,6 |
| 1891 | 57,1 | 57,2 | 57,5 |
| 1911 | 80,1 | 79,8 | 80,3 |
| 1935 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| 1950 | 135,3 | 128,8 | 136,7 |
| 1960 | 177,2 | 165,6 | 191,0 |
| 1973 | 252,9 | 238,0 | 297,0 |
| 1990 | 337,7 | 325,5 | 425,4 |
| 2007 | 479,8 | 499,4 | 650,9 |
| 2016 | 516,3 | | 708,8 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de S. Broadberry, K. Fukao y N. Zammitt, "How did Japan catch-up on the west? A sectoral analysis of Anglo-Japanese productivity differences, 1885-2000", *The University of Warwick Working Paper Series*, N° 231, Coventry, Universidad de Warwick, 2015; R. Thomas y otros, "A millennium of macroeconomic data for the UK", *Technical Report*, Londres, Banco de Inglaterra, 2017.

5. Referencias del PIB en paridad del poder adquisitivo utilizadas en este estudio

Cuadro A1.4
Países seleccionados: referencias del PIB, 1840-1870

| Referencia China/Gran Bretaña 1840 | | | | |
|--|---|--|---|--|
| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Convertidor de paridad del poder adquisitivo (PPA) | PIB (En millones de libras esterlinas) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
| Gran Bretaña | 517,7 | 1,00 | 517,7 | 52,32 |
| China | 5 379,6 | 2,03 | 2 650 | 267,86 |
| Referencia Estados Unidos/Reino Unido 1850 | | | | |
| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Convertidor de PPA | PIB (En millones de libras esterlinas) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) Discrepancia respecto de la estimación (En porcentajes) |
| Estados Unidos | 2 537 | 5,63 | 450,4 | 57,24 7,9 |
| Reino Unido | 610,5 | 1,00 | 610,5 | 71,91 |
| Referencia Java/Países Bajos (Reino de los) 1860 | | | | |
| País | PIB per cápita nominal | | Nivel de precios (1858-1862) | Índice del PIB real per cápita |
| | 1839-1841 | 1878-1880 | | Población (En millones) |
| Países Bajos (Reino de los) | 208 | 271 | 100,0 | 100,0 3,33 7,27 |
| Java | 28 | 40 | 55,8 | 25,3 25,78 ^a 14,23 |

| Referencia India/Estados Unidos 1870 | | | |
|--------------------------------------|--------------------------------|-------------------------|---|
| País | Índice del PIB real per cápita | Población (En millones) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
| Estados Unidos | 100,0 | 42,24 | 116,32 |
| India | 23,5 ^b | 253,00 | 171,85 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, "World population GDP and per capita GDP 1-2009 ad", Groninga, Universidad de Groninga, 2010; S. Broadberry, H. Guan y D. Li, "China, Europe, and the great divergence: a study in historical national accounting, 980-1850", *Journal of Economic History*, vol. 78, N° 4, Cambridge, Cambridge University Press, 2018; R. Thomas y otros, "A millennium of macroeconomic data for the UK", *Technical Report*, Londres, Banco de Inglaterra, 2017; S. Carter y otros, *Historical Statistics of the United States: Earliest Times to the Present*, Cambridge, Cambridge University Press, 2006; J. van Zanden, "Rich and poor before the industrial revolution: a comparison between Java and the Netherlands at the beginning of the 19th century", *Explorations in Economic History*, vol. 40, N° 1, Ámsterdam, Elsevier, 2003; A. Heston y R. Summers, "Comparative Indian economic growth: 1870 to 1970", *American Economic Review*, vol. 70, N° 2, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía, 1980.

Nota: El PIB nominal de Gran Bretaña procede de Thomas y otros (2017), y el PIB nominal y la PPA de China para 1840 proceden de Broadberry, Guan y Li (2018). El PIB de los Estados Unidos procede de Carter y otros (2006) y la población es de Maddison (2010). Java y Países Bajos (Reino de los) proceden de Van Zanden (2003). En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

^a La población total incluye otras islas que componen los actuales territorios de Indonesia.

^b Heston y Summers (1980) estiman el PIB per cápita de la India en un 23,5% del PIB per cápita de los Estados Unidos en 1870.

Cuadro A1.5
Países seleccionados: referencias del PIB, 1872

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Tipo de cambio del dólar | Nivel de precios | PIB en paridad del poder adquisitivo (PPA) (En millones de dólares corrientes) | Población (En millones) | PIB per cápita (En dólares corrientes) |
|-----------------------------|--|--------------------------|------------------|--|-------------------------|--|
| Alemania | 17 535 | 3,748 | 83 | 6 193 | 41,19 | 150 |
| Australia | 93,6 | 0,183 | 121 | 424 | 1,74 | 243 |
| Bélgica | 5 586 | 4,609 | 103 | 1 176 | 5,14 | 229 |
| Canadá | 447 | 0,892 | 82 | 612 | 3,87 | 158 |
| Dinamarca | 722 | 3,336 | 79 | 291 | 1,82 | 160 |
| Estados Unidos | 8 163 | 1,000 | 100 | 8 163 | 42,14 | 194 |
| Francia | 24 955 | 4,611 | 84 | 6 443 | 37,64 | 171 |
| Italia | 10 310 | 5,792 | 87 | 2 046 | 26,88 | 76 |
| Nueva Zelanda | 17,1 | 0,183 | 121 | 77 | 0,32 | 242 |
| Noruega | 636 | 3,319 | 95 | 202 | 1,75 | 115 |
| Países Bajos (Reino de los) | 1 121 | 2,232 | 85 | 577 | 3,68 | 157 |
| Reino Unido | 1 312 | 0,183 | 96 | 7 468 | 31,87 | 234 |
| Suecia | 1 209 | 3,267 | 80 | 463 | 4,23 | 109 |
| Suiza | 1 835 | 4,609 | 86 | 463 | 2,70 | 172 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de M. Ward y J. Devereux, "New income comparisons for the late nineteenth and early twentieth century", *The Review of Income and Wealth*, vol. 67, N° 1, Hoboken, Wiley, 2021; M. Curtis y P. Lindert, "Nominal GDP historical series", Davis, Global Price and Income History Group (GPIH), 2018 [en línea] <http://gpih.ucdavis.edu/GDP.htm>; P. Rhode, "Gallman's annual output series for the United States, 1834-1909", *NBER Working Paper*, N° 8860, Cambridge, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas (NBER), 2002; M. Hiestand, M. Müller y U. Woitek, "A.1 statistische grundlagen und methoden", *Wirtschaftsgeschichte der Schweiz im 20. Jahrhundert*, P. Halbeisen, M. Müller y B. Veyrassat (eds.), Basilea, Schwabe Verlag, 2012; L. Schön y O. Krantz, "New Swedish historical national accounts since the 16th century in constant and current prices", *Lund Papers in Economic History*, N° 140, Lund, Universidad de Lund, 2015.

Nota: Niveles de precios estimados en Ward y Devereux (2021), utilizando los Estados Unidos como economía de referencia. La estimación del nivel de precios para Francia se obtuvo de la versión del documento de trabajo de Ward y Devereux (2021), ya que la versión publicada del documento tiene un nivel de precios inverosímilmente elevado y mucho más alto que la versión del documento de trabajo. El PIB nominal se obtuvo de Curtis y Lindert (2018), excepto para los Estados Unidos, donde se obtuvo de Rhode (2002) (se supone que la renta de los factores extranjeros es irrelevante, con estimaciones que la sitúan en menos del 1% del producto nacional bruto (PNB), por lo que el PIB y el PNB son aproximadamente iguales); en Suiza procede de Curtis y Lindert (2018), ajustado por la discrepancia promedio de Hiestand, Müller y Woitek (2012) en el período 1890-1913, y en Suecia procede de Schön y Krantz (2015). La estimación de Alemania es el producto nacional neto (PNN) a precios de mercado, mientras que la de Dinamarca es el PIB al costo de los factores. El PNN y el PIB al costo de los factores se convirtieron en PIB a precios de mercado utilizando, respectivamente, la relación entre el PNN y el PIB para los Estados Unidos y la estimación de Thomas y otros (2017) para la relación entre el PIB a precios de mercado y el costo de los factores en el Reino Unido. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.6
Países seleccionados: referencias del PIB, 1910

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Tipo de cambio del dólar | Nivel de precios | PIB en paridad del poder adquisitivo (PPA) (En millones de dólares corrientes) | Población (En millones) | PIB per cápita (En dólares corrientes) |
|-----------------------------|---|--------------------------|------------------|---|----------------------------|---|
| Alemania | 47 300 | 4,200 | 71 | 17 764 | 64,57 | 275 |
| Australia | 312,7 | 0,206 | 98 | 1 549 | 4,43 | 350 |
| Bélgica | 7 735 | 5,170 | 61 | 2 453 | 7,44 | 330 |
| Canadá | 2 023 | 1,000 | 99 | 2 043 | 7,19 | 284 |
| Dinamarca | 1 922 | 3,739 | 73 | 760 | 2,74 | 277 |
| Estados Unidos | 31 304 | 1,000 | 100 | 31 304 | 92,77 | 337 |
| Francia | 40 218 | 5,170 | 75 | 10 372 | 39,68 | 261 |
| Italia | 19 676 | 5,324 | 75 | 5 126 | 34,38 | 149 |
| Nueva Zelanda | 66,5 | 0,206 | 98 | 329 | 1,05 | 315 |
| Noruega | 1 469 | 3,738 | 70 | 562 | 2,38 | 236 |
| Países Bajos (Reino de los) | 2 000 | 2,484 | 60 | 1 342 | 5,95 | 226 |
| Reino Unido | 2 224 | 0,206 | 80 | 13 495 | 44,90 | 301 |
| Suecia | 3 298 | 3,740 | 73 | 1 208 | 5,50 | 220 |
| Suiza | 4 817 | 5,170 | 72 | 1 294 | 3,74 | 346 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de M. Ward y J. Devereux, "New income comparisons for the late nineteenth and early twentieth century", *The Review of Income and Wealth*, vol. 67, N° 1, Hoboken, Wiley, 2021; M. Curtis y P. Lindert, "Nominal GDP historical series", Davis, Global Price and Income History Group (GPIH), 2018 [en línea] <http://gpih.ucdavis.edu/GDP.htm>; M. Hiestand, M. Müller y U. Woitek, "A.1 statistische grundlagen und methoden", *Wirtschaftsgeschichte der Schweiz im 20. Jahrhundert*, P. Halbeisen, M. Müller y B. Veyrassat (eds.), Basilea, Schwabe Verlag, 2012; T. Piketty y G. Zucman, "Capital is back: wealth-income ratios in rich countries 1700-2010", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 129, N° 3, Oxford, Oxford University Press, 2014; L. L. Schön y O. Krantz, "New Swedish historical national accounts since the 16th century in constant and current prices", *Lund Papers in Economic History*, N° 140, Lund, Universidad de Lund, 2015; J. Smits, E. Horlings y J. van Zanden, "Dutch GNP and its components, 1800-1913", *Groningen Growth and Development Centre Monograph Series*, N° 5, Groninga, Universidad de Groninga, 2000; C. Romer, "The prewar business cycle reconsidered: new estimates of gross national product, 1869-1908", *Journal of Political Economy*, vol. 97, N° 1, Chicago, The University of Chicago Press, 1989.

Nota: Niveles de precios estimados en Ward y Devereux (2021). El PIB nominal se obtuvo de Curtis y Lindert (2018), excepto para Suiza donde procede de Hiestand, Müller y Woitek (2012); Francia, de Piketty y Zucman (2014) (enfoque de ingreso); Suecia, de Schön y Krantz (2015), y Países Bajos (Reino de los), donde se utiliza el cálculo del producto nacional neto (PNN) de Smits, Horlings y Van Zanden. La estimación de Dinamarca es el PIB al costo de los factores, y en Alemania se utiliza el PNN en lugar del PIB. Esta referencia de los niveles de producto real comparativo utiliza la estimación del PNB de Balke y Gordon y resta la renta de los factores extranjeros para llegar a una estimación del PIB. Los cálculos del producto de los Estados Unidos varían desde la estimación del PNB de 31.240 millones de dólares de Balke y Gordon (1989) y la estimación del PIB de 31.609 millones de dólares de *Historical Statistics of the United States* (Carter y otros, 2006), hasta valores sustancialmente más altos del PNB, de 33.360 y 33.187 millones de dólares, en Smits, Woltjer y Ma (2009) y Romer (1989), respectivamente, con una divergencia de apenas un 6% respecto de Balke y Gordon (1989). En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.7
Países seleccionados: referencias del PIB, 1927

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | PIB (En millones de dólares de 1990) | | |
|-------------------------------------|--|---|------------|--------------|
| | | Paridad del poder adquisitivo (PPA) | Referencia | Este estudio |
| Alemania (1927) | 80 466 | 18,08 | 302 021 | 354 610 |
| Argentina (1938) | 11 000 | 9,27 | 71 274 | 71 274 |
| Australia (1927) | 795,6 | 1,27 | 37 628 | 39 307 |
| Bélgica (1927) | 70 110 | 117,6 | 35 809 | 47 479 |
| Brasil (1937) | 41 288 | 42,29 | 58 641 | 58 641 |
| Canadá (1927) | 5 561 | 5,67 | 58 910 | 56 315 |
| Dinamarca (1927) | 5 318 | 16,86 | 21 203 | 20 335 |
| España (1927) | 33 485 | 25,58 | 78 626 | 78 626 |
| Estados Unidos (1927) | 96 802 | 7,57 | 768 081 | 923 504 |
| Francia (1927) | 321 281 | 89,1 | 224 112 | 242 041 |
| Irlanda (1927) | 172,2 | 0,90 | 11 493 | 11 493 |
| Italia (1927) | 154 089 | 73,21 | 132,68 | 122,89 |
| Noruega (1926) | 4 573 | 22,08 | 12 440 | 13 384 |
| Países Bajos (Reino de los) (1927) | 6 032 | 8,99 | 40 301 | 42 865 |
| Portugal (1927) | 13 886 | 74,97 | 11 125 | 11 125 |
| Reino Unido (1927) | 4 500 | 1,00 | 270 292 | |
| Reino Unido (costo de factores) | 4 021 | | | |
| Reino Unido (producto interno neto) | 3 983 | | | |
| Suecia (1927) | 9 497 | 20,45 | 27 894 | 32 043 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de M. Curtis y P. Lindert, "Nominal GDP historical series", Davis, Global Price and Income History Group (GPIH), 2018 [en línea] <http://gpih.ucdavis.edu/GDP.htm>; R. Thomas y otros, "A millennium of macroeconomic data for the UK", *Technical Report*, Londres, Banco de Inglaterra, 2017; T. Piketty y G. Zucman, "Capital is back: wealth-income ratios in rich countries 1700-2010", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 129, N° 3, Oxford, Oxford University Press, 2014; J. Williamson, "The evolution of global labor markets since 1830: background evidence and hypotheses", *Explorations in Economic History*, vol. 32, N° 2, Ámsterdam, Elsevier, 1995.

Nota: El PIB en unidades de moneda nacional se obtuvo de Curtis y Lindert (2018), excepto para los Estados Unidos, donde se obtuvo de las series *Historical Statistics of the United States*. Thomas y otros (2017) se usó para el PIB nominal del Reino Unido y Piketty y Zucman (2014) (enfoque de ingresos) para los de Francia y los Estados Unidos. La estimación de Dinamarca es el PIB al costo de los factores, y en Alemania se utiliza el PNN en lugar del PIB. Esta referencia se construye utilizando los convertidores de PPA de Williamson (1995), que son PPA de Fisher para consumo privado que toman el Reino Unido como país principal, por lo que deben considerarse menos precisos a la hora de representar los niveles de precios relativos de toda la economía que las referencias del producto real de 1872 y 1910. Estas referencias no se han empleado para los países en los que se dispone de esas referencias anteriores más precisas. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.8
Países seleccionados: referencias del PIB, 1935

| Referencia China/Estados Unidos | | | |
|---|---|--------------------------------------|--------------------------------|
| País | PIB per cápita | | |
| | Referencia (En dólares de 1935) | Este estudio (En dólares de 1990) | Diferencia (En porcentajes) |
| Estados Unidos | 574,7 | 6 794 | |
| China | 63,6 | 693 | 4,9 |
| Referencia Japón/Estados Unidos | | | |
| País | PIB per cápita en paridad del poder adquisitivo (PPA) (En dólares de 1935) | | Población (En millones) |
| | | | Índice del PIB |
| Estados Unidos | 574,7 | 127,86 | 100,00 |
| Japón | 180,8 | 69,24 | 17,04 |
| Referencia Japón/Reino Unido | | | |
| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | | PPA |
| | | | Índice del PIB |
| Reino Unido | 4 619 | 1,00 | 100,00 |
| Japón | 18 104 | 8,12 | 48,27 |
| Referencia Japón/República de Corea/Taiwán (Provincia China de) | | | |
| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | | PPA |
| | | | Índice del PIB |
| Japón | 18 104 | 1,00 | 100,00 |
| República de Corea | 2 233 | 0,87 | 14,17 |
| Taiwán (Provincia China de) | 796 | 0,86 | 5,11 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de K. Fukao, D. Ma y T. Yuan, “Real GDP in pre-war east Asia: a 1934-36 benchmark purchasing power parity comparison with the U.S.”, *The Review of Income and Wealth*, vol. 53, N° 3, Hoboken, Wiley, 2007; “International comparison in historical perspective: reconstructing the 1934-1936 benchmark purchasing power parity for Japan, Korea, and Taiwan”, *Explorations in Economic History*, vol. 43, N° 2, Ámsterdam, Elsevier, 2006; S. Broadberry, K. Fukao y N. Zammitt, “How did Japan catch-up on the west? A sectoral analysis of Anglo-Japanese productivity differences, 1885-2000”, *The University of Warwick Working Paper Series*, N° 231, Coventry, Universidad de Warwick, 2015.

Nota: Para la referencia relacionada con los Estados Unidos, las estimaciones del PIB nominal y el nivel de precios se obtuvieron de Fukao, Ma y Yuan (2007). Para la referencia relacionada con el Reino Unido, la PPA se obtuvo de Broadberry, Fukao and Zammitt (2015). Las estimaciones de nivel de precios de la República de Corea y Taiwán (Provincia China de) en relación con el Japón se obtuvieron de Fukao, Ma y Yuan (2006). En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.9

Referencias de la industria de origen para el PIB en paridad del poder adquisitivo (PPA), 1935-1937

| País | Referencia Alemania/Reino Unido | | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) | | |
|---------------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|--|------------|--------------------------------|
| | Población empleada (En millones) | Índice del PIB por trabajador | Referencia | Estimación | Diferencia (En porcentajes) |
| | | | | | |
| Alemania (1935) | 29 382 | 75,7 | 351,40 | 367,85 | 4,7 |
| Reino Unido (1935) | 19 079 | 100,0 | 301,41 | | |
| Referencia Estados Unidos/Reino Unido | | | | | |
| País | Población empleada (En millones) | Índice del PIB por trabajador | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) | | |
| | | | Referencia | Estimación | Diferencia (En porcentajes) |
| Estados Unidos (1937) | 45 683 | 132,6 | 993,69 | 1 032,76 | 3,9 |
| Reino Unido (1937) | 19 942 | 100,0 | 327,13 | 327,13 | |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de S. Broadberry, "Anglo-German productivity differences 1870-1990: a sectoral analysis", *European Review of Economic History*, vol. 1, N° 2, Oxford, Oxford University Press, 1997; "Forging ahead, falling behind and catching-up: a sectoral analysis of Anglo-American productivity differences, 1870-1990", *Research in Economic History*, vol. 17, Bradford, Emerald Insight, 1997; J. Williamson, "The evolution of global labor markets since 1830: background evidence and hypotheses", *Explorations in Economic History*, vol. 32, N° 2, Ámsterdam, Elsevier, 1995.

Nota: Referencia de la industria de origen estimada a partir de Broadberry (1997a) para la productividad relativa de Alemania y el Reino Unido en 1935, y de Broadberry (1997b) para la productividad relativa de Alemania y el Reino Unido en 1937. Obsérvese que están mucho más cerca de las estimaciones producidas en este estudio que la referencia construida utilizando las PPA de Williamson (1995) para el consumo privado en 1927. La referencia de 1937 no se utilizó para el conjunto de datos porque la desviación de la serie cronológica interpolada de los Estados Unidos con respecto a la referencia era demasiado pequeña. La desviación entre el valor de referencia y las series cronológicas interpoladas del Reino Unido en el conjunto de datos de la economía estadounidense de referencia era sustancialmente mayor, por lo que se utilizó el valor de referencia para corregir la estimación del nivel de producto de entreguerras del Reino Unido en ese conjunto de datos. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.10
Estados Unidos y Reino Unido: referencia del PIB, 1950

| País | Población empleada (En millones) | Índice del PIB por trabajador | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|-----------------------|-------------------------------------|----------------------------------|---|
| Reino Unido (1950) | 23 232 | 100,0 | 407,90 |
| Estados Unidos (1950) | 61 477 | 162,5 | 1 753,98 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *The World Economy: A Millennial Perspective*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2001.

Cuadro A1.11
Cuba y Estados Unidos: referencia del PIB, 1953

| País | Índice de PIB per cápita | Población (En millones) | Coeficiente del PIB agregado | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|-----------------------|-----------------------------|----------------------------|---------------------------------|---|
| Cuba (1953) | 27 | 6,13 | 0,0103 | 20,82 |
| Estados Unidos (1953) | 100 | 160,18 | 1,000 | 2 014,91 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de M. Ward y J. Devereux, "The road not taken: pre-revolutionary Cuban living standards in comparative perspective", *The Journal of Economic History*, vol. 72, N° 1, Cambridge, Cambridge University Press, 2012; A. Maddison, *The World Economy: A Millennial Perspective*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2001.

Nota: El PIB per cápita relativo de Cuba se obtuvo de Ward y Devereux (2012).

Cuadro A1.12

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 1975

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Gini-Ététö-Kóves-Szulc (GEKS) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|-------------|--|---|---|
| Irán | 3 485 052 | 39,70 | 243,81 |
| México | 1 007 036 | 7,53 | 370,40 |
| Reino Unido | 115 176 | 0,406 | 738,21 |
| Siria | 20 617 | 1,243 | 47,30 |
| Tailandia | 303 312 | 7,86 | 109,97 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *The World Economy: A Millennial Perspective*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2001.

Nota: Maddison (2001) ajustó un 12,2% a la baja las estimaciones de las cuentas nacionales oficiales de México, con el argumento de que sobreestimaban el tamaño del sector informal, por lo que en esta referencia se hace lo mismo. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.13

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 1980

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|--------------------------------------|--|--|---|
| Argentina | 3 840 000 | 26,04 | 237,51 |
| Brasil | 12 805 000 | 29,55 | 697,82 |
| Chile* | 1 132 432 | 26,67 | 59,34 |
| Colombia | 1 579 084 | 21,99 | 115,66 |
| Estados Unidos | 2 686 154 | 1,000 | 4 439,7 |
| Estados Unidos* | 2 857 307 | 1,000 | 4 439,7 |
| Hungría | 720 956 | 14,78 | 78,43 |
| India* | 1 451 011 | 3,88 | 586,54 |
| Indonesia | 48 913 811 | 294 | 267,78 |
| Irlanda* | 10 596 | 0,461 | 34,74 |
| México* | 4 142 579 | 13,18 | 475,08 |
| Noruega* | 318 279 | 6,16 | 78,56 |
| Perú | 5 920 159 | 137,0 | 74,19 |
| Polonia | 2 482 452 | 17,42 | 232,47 |
| Rumanía | | | 126,82 |
| Reino Unido* | 259 962 | 0,487 | 806,79 |
| Uruguay | 89 654 | 6,491 | 22,25 |
| Venezuela (República Bolivariana de) | 297 800 | 3,14 | 152,75 |
| Yugoslavia | 1 800 000 | 19,35 | 149,55 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *Monitoring the World Economy, 1820-1992*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 1995.

Nota: Para el sector informal de la Argentina, el Brasil y México se utilizan datos de Maddison (1995) con estimaciones del PIB ajustadas. No se utiliza la estimación para México en relación con los Estados Unidos, ya que se prefiere la referencia de 1975 (la divergencia entre ambas referencias es de solo un 4%). Los niveles de PIB de los países que utilizan cifras antiguas (no marcadas con *) se estiman en relación, en primer lugar, con las cifras de cuentas nacionales antiguas de los Estados Unidos y, a continuación, con las cifras del Reino Unido, utilizando la relación entre el PIB de los Estados Unidos y el del Reino Unido implícita en las cifras más recientes de las cuentas nacionales. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.14

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 1985

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|---------------------|--|--|---|
| Egipto | 33 130 | 0,2828 | 156,22 |
| Estados Unidos | 3 962 217 | 1,000 | 5 073,2 |
| Estados Unidos* | 4 346 734 | 1,000 | 5 073,2 |
| Pakistán* | 472 157 | 3,761 | 152,60 |
| Reino Unido* | 414 329 | 0,568 | 886,66 |
| República de Corea* | 87 239 600 | 459,5 | 230,77 |
| Sri Lanka | 157 763 | 5,288 | 39,78 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *Chinese Economic Performance in the Long Run, 960-2030 AD, Second Edition, Revised and Updated*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2007; *Chinese Economic Performance in the Long Run*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 1998.

Nota: Los niveles de PIB de los países que utilizan cifras antiguas (no marcadas con *) se estiman en relación, en primer lugar, con las cifras de cuentas nacionales antiguas de los Estados Unidos y, a continuación, con las cifras del Reino Unido, utilizando la relación entre el PIB de los Estados Unidos y el del Reino Unido implícita en las cifras más recientes de las cuentas nacionales. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.15

China y Estados Unidos: referencia del PIB, 1986

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|----------------|--|--|---|
| China | 1 156 140 | 0,7926 | 1 651,8 |
| Estados Unidos | 4 590 155 | 1,000 | 5 197,9 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *Chinese Economic Performance in the Long Run, 960-2030 AD, Second Edition, Revised and Updated*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2007; *Chinese Economic Performance in the Long Run*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 1998.

Nota: Los niveles de PIB de los países que utilizan cifras antiguas (no marcadas con *) se estiman en relación, en primer lugar, con las cifras de cuentas nacionales antiguas de los Estados Unidos y, a continuación, con las cifras del Reino Unido, utilizando la relación entre el PIB de los Estados Unidos y el del Reino Unido implícita en las cifras más recientes de las cuentas nacionales. El PIB nominal de China se obtuvo de la referencia de Maddison (2007) para China actualizada por las estimaciones de este estudio para el PIB de los Estados Unidos en dólares internacionales de 1929 y el PIB de los Estados Unidos en unidades de moneda nacional corrientes de los indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial. El convertidor de PPA de Geary-Khamis se obtuvo de Maddison (1998).

Cuadro A1.16

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 1990

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|--|--|--|---|
| Alemania | 2 851 678 | 2,052 | 1 348,7 |
| Australia | 403 934 | 1,352 | 289,95 |
| Austria | 1 888 097 | 13,899 | 131,84 |
| Bélgica | 6 898 418 | 38,362 | 174,52 |
| Canadá | 692 997 | 1,274 | 527,91 |
| Checoslovaquia | 1 027 897 | 6,120 | 163,00 |
| Dinamarca | 855 557 | 8,700 | 95,44 |
| España | 54 544 966 | 105,71 | 500,77 |
| Estados Unidos | 5 979 589 | 1,000 | 5 803,2 |
| Finlandia | 541 121 | 6,219 | 84,44 |
| Francia | 6 910 809 | 6,450 | 1 039,8 |
| Grecia | 15 517 392 | 129,55 | 116,25 |
| Irlanda | 29 840 | 0,688 | 42,09 |
| Italia | 1 410 629 836 | 1 384,11 | 989,10 |
| Japón | 453 608 500 | 185,27 | 2 376,1 |
| Nueva Zelanda | 76 167 | 1,5574 | 47,46 |
| Países Bajos (Reino de los) | 572 258 | 2,084 | 266,50 |
| Portugal | 11 222 139 | 91,737 | 118,72 |
| Reino Unido | 615 673 | 0,587 | 1 017,9 |
| Suecia | 1 527 964 | 8,979 | 165,15 |
| Suiza | 357 608 | 2,160 | 161,08 |
| Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) | 644 200 | 0,520 | 2 076,5 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Maddison, *The World Economy: A Millennial Perspective*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 2001; *Monitoring the World Economy, 1820-1992*, París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), 1995.

Nota: La actualización de las cifras del PIB nominal con los datos más recientes suele suponer un PIB per cápita relativo a los Estados Unidos más cercano al de Maddison (1995) que al de Maddison (2001), cuyas cifras por lo general son más elevadas. Nos planteamos la hipótesis de que, entre 1995 y 2001, las cuentas nacionales de los Estados Unidos se actualizaron e incorporaron cambios metodológicos más rápidamente que las de otros países y, por tanto, existe un ligero sesgo al alza en la referencia de Maddison (2001) de 1990 para los niveles relativos del PIB de los Estados Unidos. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.17

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 1996

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|-----------------|--|--|---|
| Estados Unidos | 7 544 268 | 1,000 | 6 638,23 |
| Estados Unidos* | 8 100 201 | 1,000 | 6 638,23 |
| Líbano* | 21 512 808 | 1 026 | 16,77 |
| Reino Unido* | 903 029 | 0,652 | 1 108,0 |
| Siria | 663 457 | 15,68 | 36,35 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Nota: Los niveles de PIB de los países que utilizan cifras antigua (no marcadas con *) se estiman en relación, en primer lugar, con las cifras de cuentas nacionales antiguas de los Estados Unidos y, a continuación, con las cifras del Reino Unido, utilizando la relación entre el PIB de los Estados Unidos y el del Reino Unido implícita en las cifras más recientes de las cuentas nacionales. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.18

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 2011

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Geary-Khamis | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|--------------------------------------|--|--|---|
| Estados Unidos | 15 517 930 | 1,000 | 8.935,1 |
| Japón | 491 408,50 | 107,454 | 2 793,3 |
| Reino Unido | 1 635 060 | 0,698 | 1 430,5 |
| Venezuela (República Bolivariana de) | 1 357 500 | 2,713 | 305,59 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Nota: Los niveles de PIB de los países que utilizan cifras antiguas (no marcadas con *) se estiman en relación, en primer lugar, con las cifras de cuentas nacionales antiguas de los Estados Unidos y, a continuación, con las cifras del Reino Unido, utilizando la relación entre el PIB de los Estados Unidos y el del Reino Unido implícita en las cifras más recientes de las cuentas nacionales. En la medida de lo posible, los nombres de los países y territorios reflejan las denominaciones utilizadas durante el período de análisis.

Cuadro A1.19

Países seleccionados: referencias del PIB del Programa de Comparación Internacional del Banco Mundial, 2017

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Gini-Éltetö-Kőves-Szulc (GEKS) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|---|--|--|---|
| Alemania | 3 244 990 | 0,741 | 2 278,4 |
| Antigua Checoslovaquia | | | 299,44 |
| Antigua Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) | | | 2 960,68 |
| Antigua Yugoslavia | | | 204,62 |
| Argentina | 10 936 200 | 10,254 | 539,62 |
| Armenia | 6 241 800 | 158,82 | 18,56 |
| Australia | 1 808 607 | 1,466 | 641,55 |
| Austria | 370 296 | 0,770 | 249,93 |
| Azerbaiyán | 65 600 | 0,491 | 72,38 |
| Bangladesh | 6 528 900 | 37,94 | 369,49 |
| Belarús | 105 500 | 0,602 | 90,27 |
| Bélgica | 446 365 | 0,773 | 300,30 |
| Bosnia y Herzegovina | 31 376 | 0,676 | 24,12 |
| Brasil | 6 536 000 | 2,185 | 1 569,1 |
| Bulgaria | 102 308 | 0,674 | 78,91 |
| Canadá | 2 141 981 | 1,205 | 924,47 |
| Chequia | 5 047 267 | 12,38 | 212,03 |
| Chile | 180 211 290 | 411,3 | 227,84 |
| China | 82 075 400 | 4,184 | 10 200,4 |
| Colombia | 920 194 000 | 1,315 | 363,91 |
| Croacia | 366 426 | 3,327 | 57,26 |
| Dinamarca | 2 175 106 | 6,852 | 165,06 |
| Egipto | 4 127 100 | 3,267 | 656,93 |
| Eslovaquia | 84 517 | 0,503 | 87,41 |
| Eslovenia | 42 987 | 0,568 | 39,38 |
| España | 1 161 878 | 0,630 | 958,78 |
| Estados Unidos | 19 519 423 | 1,000 | 10 149,3 |
| Estonia | 22 800 | 0,528 | 23,19 |
| Federación de Rusia | 87 180 000 | 23,64 | 1 991,2 |
| Finlandia | 225 785 | 0,863 | 135,96 |
| Francia | 2 295 063 | 0,766 | 1 557,0 |
| Georgia | 45 200 | 0,810 | 26,36 |

| País | PIB (En millones de unidades de moneda nacional) | Paridad del poder adquisitivo (PPA) de Gini-Éltető-Köves-Szulc (GEKS) | PIB (En miles de millones de dólares de 1990) |
|-----------------------------|--|--|---|
| Grecia | 180 218 | 0,576 | 162,67 |
| Hungría | 38 835 221 | 134,4 | 150,29 |
| India | 166 225 600 | 20,65 | 4 186,0 |
| Indonesia | 13 587 212,6 | 4,696 | 1 504,6 |
| Irán | 16 954 812 | 13,06 | 674,97 |
| Iraq | 206 530 100 | 560,76 | 191,50 |
| Irlanda | 297 131 | 0,791 | 195,29 |
| Italia | 1 736 602 | 0,687 | 1 315,3 |
| Kazajstán | 50 044 800 | 118,12 | 233,21 |
| Kirguistán | 700 800 | 18,313 | 16,28 |
| Letonia | 26 800 | 0,479 | 28,75 |
| Lituania | 41 300 | 0,435 | 49,76 |
| Macedonia del Norte | 618 106 | 19,04 | 16,88 |
| México | 21 911 894 | 8,871 | 1 284,3 |
| Moldavia | 220 800 | 5,827 | 16,69 |
| Montenegro | 4 299 | 0,351 | 6,38 |
| Noruega | 3 295 382 | 9,922 | 172,70 |
| Nueva Zelanda | 282 741 | 1,453 | 101,15 |
| Países Bajos (Reino de los) | 738 146 | 0,778 | 493,02 |
| Pakistán | 4 942 900 | 44,05 | 515,03 |
| Perú | 688 000 | 1,749 | 204,50 |
| Polonia | 1 989 351 | 1,737 | 595,38 |
| Reino Unido | 2 071 667 | 0,682 | 1 579,1 |
| República de Corea | 1 835 698 237 | 871,7 | 1 095,0 |
| Rumanía | 857 896 | 8,94 | 278,026 |
| Serbia | 4 754 369 | 40,80 | 60,60 |
| Sri Lanka | 13 317 300 | 49,39 | 140,18 |
| Sudáfrica | 4 715 200 | 6,427 | 381,50 |
| Suecia | 4 621 046 | 8,719 | 275,56 |
| Suiza | 669 542 | 1,180 | 295,05 |
| Tailandia | 15 452 000 | 12,845 | 625,52 |
| Taiwán (Provincia China de) | 17 501 200 | 15,73 | 578,52 |
| Tayikistán | 61 200 | 2,359 | 14,25 |
| Türkiye | 3 110 650 | 1,373 | 1 178,0 |
| Turkmenistán | 132,7 | 1,623 | 42,53 |
| Ucrania | 2 983 900 | 5,905 | 262,27 |
| Uruguay | 1 707 100 | 23,29 | 38,11 |
| Uzbekistán | 302 536 800 | 1 432,9 | 109,77 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de cifras oficiales.

Crecimiento económico y sectores productivos: algunos datos empíricos sobre países de renta media en el período reciente

Aline de Souza Vicente, Luciano Ferreira Gabriel
y Luciano Dias de Carvalho

Recibido:15/05/2022

Aceptado: 26/09/2024

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar cómo afectó el proceso de cambio estructural al crecimiento económico de los países en desarrollo de renta media entre 1960 y 2019, especialmente del Brasil (entre 1948 y 2020). Para ello, se utilizaron el modelo de autorregresión vectorial (VAR) y los datos de panel. El modelo VAR sugiere que el proceso de cambio estructural brasileño provocó el aumento de la influencia del sector de los servicios en el crecimiento económico debido a la transferencia de recursos de sectores de alta productividad a sectores de menor productividad, lo que redujo la tasa de crecimiento económico. Con respecto a los datos de panel, los resultados sugieren que el crecimiento económico de la muestra de países sigue muy influido por el sector industrial y que la pérdida de dinamismo del sector industrial en el Brasil es uno de los factores que explican su situación de rezago.

Palabras clave

Crecimiento económico, estructura económica, ajuste estructural, productividad, sector industrial, países de ingreso medianos, Brasil.

Clasificación JEL

L6, L8, O1, O11, O14

Autores

Aline de Souza Vicente tiene una Maestría en Economía del Programa de Posgrado Stricto Sensu de la Universidad Federal de Viçosa (UFV) (Brasil). Correo electrónico: alinnetr@hotmail.com.

Luciano Ferreira Gabriel es Profesor e Investigador del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad Federal de Juiz de Fora (UFJF), Profesor de Posgrado en Economía (DEE) en la Universidad Federal de Viçosa (UFV) y del Posgrado en Economía Aplicada de la UFJF, además de becado de Productividad del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) (Brasil). Correo electrónico: lucianofg@gmail.com.

Luciano Dias de Carvalho es Profesor e Investigador del Departamento de Economía y Profesor de Posgrado en Economía (DEE) en la Universidad Federal de Viçosa (UFV) (Brasil). Correo electrónico: lucianodc@gmail.com.

I. Introducción

La literatura clásica de la economía del desarrollo así como la literatura estructuralista (Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL))¹ establecen una estrecha relación entre la composición sectorial de una economía y su tasa de crecimiento económico. Existen sólidos argumentos en la literatura económica a favor de la especificidad sectorial en el comportamiento del crecimiento económico. Esto implica que una unidad de valor agregado, en cuanto a sus efectos instigadores o potenciadores del crecimiento, no equivale necesariamente a otra de otro sector económico (Tregenna, 2009).

Porcile, Spinola y Yajima (2023) explican que la composición sectorial de un país puede deducirse de su patrón de especialización internacional, expresado en la elasticidad-renta de sus exportaciones e importaciones. Así pues, las dimensiones institucionales, las relaciones de poder entre las clases y el gobierno y, principalmente, las estructuras productivas desempeñan un papel fundamental en los resultados económicos.

En las últimas décadas, la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico se ha convertido en un tema importante para la economía y ha despertado el interés de varios autores como Kaldor (1966), Kuznets (1966), Baumol (1967), Pasinetti (1993) y, más recientemente, Ngai y Pissarides (2007), Rodrik (2013a y 2013b), Nassif, Feijó y Araújo (2015), Vu (2017), Lavopa y Szirmai (2018), y Gabriel y Ribeiro (2019), entre otros.

Rodrik (2013a) sostiene que una de las dinámicas que afectan al crecimiento económico es el cambio estructural, es decir, la aparición y expansión de nuevos sectores y la transferencia de mano de obra de las actividades tradicionales a las modernas². De forma más específica, Su y Yao (2016) exploran el papel concreto de la industria manufacturera como principal motor de crecimiento económico de las economías de renta media. Los autores hallaron que la industria presenta tres características principales muy significativas para el crecimiento económico: que la industria tira de los servicios, no al revés; que existe una fuerte relación entre la disminución o el aumento de la tasa de crecimiento del sector manufacturero y la disminución o el aumento del sector de los servicios a corto y largo plazo, y que el desarrollo de la industria manufacturera promueve incentivos al ahorro, acelera el ritmo de acumulación tecnológica y, en comparación con otros sectores, aumenta el uso de capital humano y de las instituciones nacionales.

En Felipe y otros (2012) queda patente que la literatura clásica sobre el desarrollo económico defiende que lo que diferencia a los países, y lo que determina su riqueza, es su estructura productiva y las características específicas de los productos que exportan, principalmente bienes comercializables como los productos manufacturados. Además, Gala (2017) explica que el desarrollo económico y el nivel de renta per cápita dependen en gran medida de las capacidades productivas del país y de su capacidad de producir bienes más complejos y sofisticados.

Este trabajo investiga empíricamente cómo afectó el proceso de cambio estructural entre 1960 y 2019 al crecimiento económico de 31 países en desarrollo considerados de renta media, es decir, cuya renta per cápita se sitúa entre 3.996 y 12.375 dólares (a precios de 2019). Se presta especial atención al caso brasileño, en situación de rezago en las últimas décadas³. En el caso del Brasil, debido a la disponibilidad de datos, el período analizado se amplía de 1948 a 2020. Para lograr dicho objetivo, se utilizan herramientas económétricas de datos de panel para la muestra heterogénea de

¹ Véanse ejemplos de autores clásicos del desarrollo económico en Myrdal (1957), Rosenstein-Rodan (1943) y Hirschman (1958), entre otros.

² En la industria manufacturera o en el sector de los servicios más sofisticados, como las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC), la ingeniería de software y las finanzas, entre otros.

³ Véase Nassif, Feijó y Araújo (2015).

países y la metodología de vectores autorregresivos (VAR) para el caso brasileño. Al aplicar estas dos metodologías, se pueden contrastar los resultados del Brasil con una muestra representativa de países en desarrollo en el mismo tramo de ingresos.

Ante el elevado número de países que están experimentando una desindustrialización prematura, algunos autores han afirmado recientemente que el desarrollo a través del crecimiento de la industria se ha vuelto más difícil (Eichengreen y Gupta, 2013; Rodrik, 2016). A pesar de la importancia de la manufactura, cada vez hay más literatura que da una mayor importancia al sector de los servicios como el nuevo motor de crecimiento económico de las economías en desarrollo (Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura, 2009; Szirmai y Verspagen, 2015). El sector de los servicios representa, en promedio, más del 60% del producto interno bruto (PIB) de las economías avanzadas, y algunas actividades como el desarrollo de software, los servicios financieros y el turismo, entre otras, desempeñan un papel importante como actividades económicas líderes e impulsoras del crecimiento económico, como en el caso de la India (Dasgupta y Singh, 2005).

A la vista de los recientes debates sobre el grado de importancia del sector manufacturero y sus implicaciones para el crecimiento sostenido de los países en desarrollo, así como la creciente influencia del sector de los servicios en esta dinámica, este artículo contribuye a la literatura con un entendimiento renovado del papel del sector manufacturero en relación con otros sectores, tanto en el Brasil como en una muestra heterogénea de países de renta media. Las relaciones dinámicas presentadas en el artículo complementan la literatura empírica en varias cuestiones relativas a la importancia del sector manufacturero para las economías en desarrollo y para el Brasil en particular.

II. Sectores económicos y crecimiento: breve revisión de la literatura y los datos empíricos

Desde las primeras contribuciones a la literatura sobre el desarrollo económico (como Chenery, 1960, y Kuznets, 1966) hasta los estudios más recientes sobre las fuentes de crecimiento y recuperación económicas (como McMillan, Rodrik y Verduzco-Gallo, 2014), existe una larga tradición en el pensamiento económico que vincula el desarrollo económico al proceso de cambio estructural, es decir, a la evolución progresiva de la economía desde la producción de bienes simples —que requieren típicamente un uso intensivo de mano de obra o recursos naturales— hacia la manufactura de bienes complejos y más sofisticados —como los que hacen un uso intensivo de capital y tecnología—.

Sobre la base de algunos autores clásicos de este debate, como Kaldor (1966) y Kuznets (1966), se puede constatar que el crecimiento económico y el cambio estructural están estrechamente interrelacionados. Esto puede observarse cuando hay transferencia de recursos y mano de obra de un sector menos productivo, como la agricultura, a un sector más productivo, como el sector manufacturero, a lo largo de las diferentes etapas de desarrollo. Kaldor (1967) en particular demostró empíricamente la influencia predominante del sector manufacturero en la tasa de crecimiento económico y presentó varios argumentos empíricos sobre el papel especial que desempeña la industria en el crecimiento económico, como la alta productividad del sector (Kaldor, 1967, pág. 12), sus efectos de encadenamiento hacia delante y hacia atrás (Kaldor, 1967, pág. 23), y su influencia sobre la demanda en virtud de la ley de Engel⁴ (Kaldor, 1967, pág. 29).

Partiendo de este contexto, casi ningún país ha logrado alcanzar y mantener un alto nivel de vida sin lograr avances significativos en su industria manufacturera, a excepción de unos pocos países ricos

⁴ Según la ley de Engel, cuanto menor sea la renta de una familia, la proporción de gastos en alimentos tenderá a ser mayor mientras que la proporción de gastos en otros bienes de consumo, como la salud y el ocio, entre otros, tenderá a ser menor.

en petróleo y pequeños paraísos financieros (Chang, 2016). El sector comercializable de la industria manufacturera es una de las principales vías para que una economía en desarrollo reduzca su brecha tecnológica. El principal vehículo de aprendizaje y adopción de tecnología es la inversión. La industria manufacturera requiere un alto nivel de capital e inversión, lo que genera importantes externalidades para otros sectores. Además, el mayor potencial de crecimiento de la productividad del sector manufacturero se ve beneficiado por la mayor capacidad del sector para alcanzar niveles más altos de acumulación de capital, economías de escala y progreso tecnológico en comparación con la agricultura y algunos servicios (Haraguchi, Cheng y Smeets, 2017; Lavopa y Szirmai, 2018; Szirmai, 2012).

Según Haraguchi, Cheng y Smeets (2017), los efectos de encadenamiento son especialmente marcados en la industria, pues presenta encadenamientos hacia atrás mucho mayores (en general) así como mayores encadenamientos hacia adelante en industrias basadas en recursos que el sector agrícola y el de los servicios. Es decir, el aumento de la producción industrial potencia aún más la producción tanto en el propio sector industrial como en otros sectores, a través de vínculos directos de producción y efectos multiplicadores indirectos, de modo que el sector manufacturero impulsa el crecimiento de toda la economía (Gabriel y Ribeiro, 2019). En países con un nivel de renta relativamente alto en particular, las industrias de alta tecnología —como los productos químicos y los vehículos de motor— contribuyen significativamente al empleo en servicios relacionados con la industria, especialmente los servicios empresariales, debido al efecto de encadenamiento (ONUDI, 2013).

Lo que es aún más importante: los servicios modernos como las telecomunicaciones, los servicios financieros, el desarrollo de software, la logística y el transporte también tienen un dinamismo tecnológico considerable, por lo que también se consideran potenciales impulsores del crecimiento económico. Según Lavopa y Szirmai (2018), el desarrollo próspero de los servicios en países como la India, entre otros, ha llevado a que se consideren otras vías de desarrollo posibles, y no exclusivamente el sector manufacturero.

En cuanto al sector de los servicios, Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) explican que los servicios empresariales se están convirtiendo cada vez más en una parte integral de las actividades manufactureras. El desarrollo de la industria manufacturera y el cambio estructural desempeñan, por lo tanto, un papel clave en el desarrollo de estos servicios modernos. Sin embargo, a medida que avanza la globalización, la producción manufacturera ha tenido lugar cada vez más dentro de las cadenas globales de valor. Este desplazamiento, que se ha acelerado particularmente en ciertas industrias desde finales de la década de 1980, puede reducir los vínculos de producción nacional y los efectos de inducción para estimular la economía. A pesar de esto, el mayor potencial de crecimiento de la productividad del sector manufacturero se sigue beneficiando de su mayor capacidad para lograr niveles más altos de acumulación de capital, economías de escala y progreso tecnológico en comparación con la agricultura y los servicios tradicionales menos productivos⁵ (Szirmai, 2012).

Szirmai (2012) y Szirmai y Verspagen (2015), a partir de análisis empíricos y hechos estilizados, presentan argumentos que apoyan la hipótesis de que la industria funciona como motor de crecimiento, al igual que en Haraguchi, Cheng y Smeets (2017). Según ellos, los países emergentes muestran una correlación positiva y significativa entre el nivel de desarrollo de su sector manufacturero y su renta per cápita. La transferencia de recursos de la agricultura al sector manufacturero supone una ventaja para el cambio estructural, particularmente para los países en desarrollo. Sin embargo, la transferencia de recursos de la industria al sector de los servicios puede suponer una desventaja para el cambio estructural, si este último trae consigo pocas actividades con una productividad mayor (Baumol, 1967). Según Szirmai y Verspagen (2015, pág. 47), el sector manufacturero brinda oportunidades especiales para la acumulación de capital, una de las fuentes agregadas de crecimiento económico, y mayores

⁵ Los servicios tradicionales menos productivos son los relacionados, por ejemplo, con restaurantes y burocracias específicas del sector público, entre otros.

economías de escala. Las inversiones productivas en el sector manufacturero requieren un uso intensivo de capital, como la minería y la construcción civil. Además, la industria manufacturera o de transformación tiende a abarcar actividades más avanzadas tecnológicamente, lo que facilita las externalidades y la difusión indirecta de tecnología.

En cuanto al progreso tecnológico, Lima, Gabriel y Jayme (2022) analizan empíricamente cómo influye la industria manufacturera —dividida en subsectores en función de su intensidad en investigación y desarrollo (I+D)— en el nivel de complejidad económica de una muestra de 28 países entre 1963 y 2012. Los resultados empíricos sugieren que la asignación de trabajadores a las actividades manufactureras con una mayor inversión en I+D tiene un impacto positivo en el nivel de sofisticación productiva de todos los países de la muestra analizada, mientras que en los sectores con menor I+D el impacto positivo es mayor en los países emergentes, y menor (e incluso negativo) en los países avanzados.

En el mismo ámbito que Szirmai (2012) y Szirmai y Verspagen (2015), Marconi, Reis y Araújo (2016) examinan la hipótesis de la industria manufacturera como motor de crecimiento a partir de las leyes de Kaldor con una muestra de 63 países: 32 países de renta baja y media a baja (de entre 1.036 y 4.085 dólares de renta per cápita) y 31 países de renta alta y media a alta (más de 4.085 dólares de renta per cápita). El período estudiado abarca de 1990 a 2011. Los resultados confirmán la validez de las dos leyes de Kaldor, pues demuestran que un mayor aumento de la producción industrial conduce a un mayor crecimiento económico (primera ley de Kaldor) y a una mayor productividad industrial (segunda ley de Kaldor) en ambos grupos de renta. El efecto fue mayor en los países de renta baja y media a baja.

Rodrik (2013a) destaca dos dinámicas principales que influyen en el crecimiento económico a largo plazo. En primer lugar, el crecimiento depende de la acumulación de capacidades fundamentales en forma de capital humano e instituciones, como subrayan Romer (1990) y Acemoglu, Johnson y Robinson (2005), respectivamente. Sin embargo, dichas capacidades tienen altos costos de configuración y muestran complementariedades ya que tienden a generar un crecimiento lento hasta alcanzar cierto nivel de acumulación. El segundo punto importante es que el crecimiento económico proviene del cambio estructural, de la transferencia de trabajo de actividades de menor productividad a actividades económicas modernas de mayor productividad, como señala la literatura estructuralista.

Según Rodrik (2013a, pág. 5), el crecimiento de alto rendimiento es posible porque los efectos positivos de la industrialización pueden darse aun en presencia de niveles bajos de capacidades fundamentales, es decir, un país puede experimentar cambios estructurales importantes incluso con niveles bajos de capital humano e instituciones poco desarrolladas. Sin embargo, como señala Rodrik (2013a), existe un solapamiento entre las políticas necesarias para acumular capacidades fundamentales y las necesarias para promover cambios estructurales. Las primeras requieren una gama más amplia de inversiones y tiempo para lograr resultados positivos, y las segundas pueden darse mediante políticas mucho más limitadas, como la forma de promover la exportación de productos manufacturados.

Rodrik (2013b) demostró empíricamente que en la industria manufacturera hay fuertes relaciones de convergencia incondicional⁶: las industrias que comenzaron con niveles bajos de valor agregado inicial de manufactura por trabajador experimentaron un crecimiento de la productividad significativamente más rápido. Como es natural, la tasa de convergencia condicional es más rápida en países con instituciones mejores, capital humano, mayores vínculos comerciales y mayores niveles de desarrollo financiero, pero la industria sigue ejerciendo su cualidad de motor de crecimiento incluso en países con una mala gobernanza y menores niveles de desarrollo del capital humano (Rodrik, 2013a y 2013b).

En la misma línea que Rodrik (2013a y 2013b), Szirmai y Verspagen (2015) pusieron a prueba la relación entre la participación en el valor agregado de la industria manufacturera y el crecimiento del PIB per cápita con un panel de 92 países. Esta relación se examinó durante tres períodos (de

⁶ La muestra de Rodrik (2013b) abarca hasta 118 países desde 1965 hasta 2005.

1950 a 1970, de 1970 a 1990 y de 1990 a 2005) y se comparó con los resultados del sector de los servicios. El estudio, centrado principalmente en los resultados de las estimaciones conservadoras de Hausman y Taylor (1981), presenta la contribución de la industria manufacturera al crecimiento del PIB per cápita condicional al nivel de educación y la etapa de desarrollo. Los autores muestran que la industria manufacturera actúa como motor de crecimiento en los países de renta baja y media siempre que tengan un nivel suficiente de capital humano. El sector de los servicios no demostró poseer la cualidad de motor de crecimiento. En períodos más recientes, los resultados indican que se requiere un mayor nivel de capital humano (al menos de siete a ocho años de educación) para que la industria manufacturera ejerza de motor de crecimiento en los países en desarrollo.

Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) analizaron empíricamente si la importancia de la industria manufacturera en los países en desarrollo ha cambiado en cuanto a la calidad del desarrollo del sector (papel del sector manufacturero como motor de crecimiento) y a su cantidad (participación relativa del valor agregado manufacturero y del empleo en el PIB y en el empleo total, respectivamente). Al evaluar estos factores, los autores argumentan que la importancia en sí de la industria manufacturera en el desarrollo económico no cambió en los dos períodos analizados: de 1970 a 1990 y de 1990 a 2013.

Incluso después de 1990, según Haraguchi, Cheng y Smeets (2017), el sector manufacturero en los países en desarrollo continúa cumpliendo las condiciones necesarias para ser descrito como un motor de desarrollo económico, especialmente al tratarse de un alto crecimiento sostenido que mantiene al menos el mismo PIB y empleo total de 1970 a 1990. Así pues, los autores concluyen que la desindustrialización prematura en muchos países en desarrollo no se debió a cambios en la capacidad del sector como motor de crecimiento, ni siquiera a la cantidad de actividades manufactureras (en cuanto a empleo y valor agregado), sino que es atribuible principalmente a fallos en el desarrollo de la industria manufacturera⁷ en un número alto y relevante de estos países ante el rápido desarrollo del sector en un número reducido de países, que ha dado lugar a la concentración de las actividades manufactureras en países como China.

A diferencia de Rodrik (2016) y Eichengreen y Gupta (2013), Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) no son pesimistas en cuanto a las posibilidades de los países emergentes de desarrollarse económicamente a través del sector industrial. Según los autores, es probable que China, tras su éxito en las industrias que requieren mucha mano de obra, actualice su estructura industrial siguiendo los pasos de los países de renta alta, que están más centrados en el capital. Cuando esto suceda, es posible que se creen oportunidades para que los actuales países de renta baja y media busquen actividades manufactureras en las cadenas globales de valor y recuperen su importancia a pesar de su desindustrialización prematura.

Por último, los autores reconocen que a pesar de estas oportunidades, la mayor liberalización del comercio internacional y el creciente papel de las cadenas globales de valor en la producción y en el comercio de manufacturados pueden haber intensificado la competencia de precios en el comercio internacional y haber dado claras ventajas a determinados países con economías de escala y aglomeración.

Según Lavopa y Szirmai (2018), los países que caen en la trampa de la pobreza o de la renta media son países que no han logrado sostener su transformación estructural en lo relativo al cambio estructural y la reducción de la brecha tecnológica⁸. En el caso concreto de los países de renta media, la trampa sería no lograr pasar de la competitividad en actividades de baja remuneración y tareas rutinarias a la competitividad en la producción basada en el conocimiento mediante el uso de innovaciones tecnológicas de vanguardia.

⁷ A través de políticas industriales defectuosas o efectos adversos de las ventajas comparativas, por ejemplo.

⁸ Para este análisis, los autores proponen un nuevo índice que captura las características destacadas de esta transformación estructural al observar dos variables de las cuales se dispone de datos de varios países a largo plazo: la proporción de la mano de obra empleada en sectores modernos (dimensión estructural) y la productividad laboral en los sectores modernos en relación con la productividad laboral en la frontera internacional (dimensión tecnológica). El nuevo índice combina ambas variables en una sola medida de modernización estructural.

En cuanto a los países de renta media a alta, Lavopa y Szirmai (2018) explican que el mayor desafío es reducir la brecha de productividad (promoviendo la innovación y el cambio estructural que aumenta la productividad) en lugar de aumentar el tamaño del sector moderno⁹ en sí. A medida que la producción distribuida en las cadenas globales de valor se vuelve más importante, reducir las brechas de productividad implica actualizarse dentro de estas cadenas y capturar segmentos dentro de ellas con un potencial de ventaja competitiva mayor.

Los países que han superado la trampa de la renta media, como la República de Corea, se sirvieron de políticas comerciales, industriales y tecnológicas con una competitividad internacional creciente¹⁰. En este caso, la expansión del sector moderno estuvo acompañada de una disminución de la brecha tecnológica. Según Lavopa y Szirmai (2018), esta trayectoria contrasta con la observada en el Brasil, donde la reducción de la brecha tecnológica no pudo sostenerse y, además, se produjo una intensa desindustrialización después de la década de 1980.

Doré y Teixeira (2023), al analizar el caso específico del crecimiento económico a largo plazo del Brasil (de 1822 a 2019), encontraron que el cambio estructural reviste una importancia crítica como elemento explicativo de la industrialización del país. Según los autores, si bien los abundantes recursos naturales brasileños han contribuido a impulsar el sector primario de la economía a lo largo de su historia, las políticas e inversiones específicas han sido las impulsoras de las actividades manufactureras, especialmente después de la década de 1930, y han ayudado a aumentar el desarrollo industrial y, en consecuencia, el crecimiento económico. Por último, los resultados de Doré y Teixeira (2023) sugieren que la desindustrialización prematura del Brasil observada después de la década de 1980 contribuyó en gran medida al semiestancamiento del país en las décadas siguientes.

III. Metodología

1. Modelo econométrico

El primer método utilizado en esta investigación fue el modelo de autorregresión vectorial (VAR), como se explica y se justifica a continuación, teniendo en cuenta las pruebas económicas realizadas. Este método se utiliza para analizar los efectos del cambio estructural en la economía brasileña sobre su propio desarrollo. El modelo VAR es apropiado cuando se duda de cómo identificar las variables endógenas y exógenas. En el sistema VAR (p), el comportamiento de las variables, a grandes rasgos, se explica por p rezagos de la propia variable explicada y por p rezagos de las variables explicativas. De acuerdo con la metodología de los vectores autorregresivos, tenemos la siguiente especificación para el PIB real (la principal variable de interés):

$$\Delta y_t = \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta \text{sector}_{t-k+1} \dots \sum_{k=1}^p \sigma_{késimo} \Delta n.\text{sector}_{t-k+1} + \mu_t \quad (1)$$

donde Δy_t es la tasa de variación real del PIB del Brasil de un año a otro; Δy_{t-k} es la tasa de variación del PIB real en el período t rezagado en hasta k períodos (años); $\Delta \text{sector}_{t-k+1}$ es la tasa de variación real del sector de interés en el período t rezagado en hasta $t - k + 1$ años; $\Delta n.\text{sector}_{t-k+1}$ representa la tasa de variación real del enésimo sector ($n.\text{sector}$) en el período t rezagado en hasta $t - k + 1$ años, y μ_t representa el término de error aleatorio. Además, α_k , β_k , $\sigma_{késimo}$ son los parámetros que estimar hasta

⁹ En Lavopa y Szirmai (2018), los sectores modernos son la minería, la industria manufacturera, los servicios públicos, la construcción y los servicios comercializables (es decir, transporte y telecomunicaciones, y servicios financieros y profesionales).

¹⁰ Porcile, Spinola y Yajima (2023) desarrollan un modelo formal de crecimiento económico limitado por la balanza de pagos, en el que uno de los posibles contextos es de políticas desarrollistas, como las implementadas en la República de Corea. En este caso, el objetivo es un tipo de cambio competitivo al tiempo que se implementa una fuerte política industrial para promover el aprendizaje y el cambio estructural.

el enésimo sector ($n.\text{sector}_{t-k+1}$). Los sectores económicos se presentan en el cuadro 1. Para realizar la prueba de estacionariedad se utilizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y la prueba de Phillips-Perron (PP). Dado que la prueba de ADF puede presentar problemas por su mayor propensión a no rechazar una hipótesis nula cuando es falsa, se optó por aplicar también la prueba de PP. En el cuadro 1 se presentan las variables del modelo VAR.

Además de las pruebas de estacionariedad y la elección del mejor rezago del modelo VAR (véase la sección IV.1), se realizaron análisis de cointegración entre las series económicas brasileñas. Se encontró que tanto para el modelo completo en logaritmo (en nivel) como sin ninguna transformación (series en términos reales), las pruebas de cointegración de Johansen no indicaron cointegración entre las series temporales. Los cuadros A2.1 y A2.2 muestran los resultados de las pruebas para el modelo completo con los resultados de la traza y el valor propio, respectivamente. Dado que las series temporales, en nivel, no estaban cointegradas, sino solo estacionarias en primera diferencia, el método VAR (p) es el más apropiado (Enders, 2004)¹¹.

Para identificar cómo puede afectar el proceso de cambio estructural al crecimiento económico de un país, se decidió utilizar el modelo econométrico con datos de panel con una muestra de 31 países de renta media (economías con una renta per cápita de 3.996 a 12.375 dólares a precios de 2019) en el período de 1960 a 2019. De este modo, los resultados del Brasil se pueden contrastar con una muestra heterogénea de países en desarrollo.

La especificación utilizada fue la siguiente:

$$\begin{aligned} \text{realgdppc}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{aggdps}_{it} + \beta_2 \text{indshare}_{it} + \beta_3 \text{servshare}_{it} + \beta_4 \text{gfkforshare}_{it} + \\ & \beta_5 \text{ttrade}_{it} + \beta_6 \text{openness}_{it} + \beta_7 \text{inflationrate}_{it} + \mu_t + \eta_i + u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

donde β_j son los parámetros que estimar; μ_t es el efecto específico del tiempo; η_i captura los efectos no observados de cada país i que no varían con el tiempo, y u_{it} es el término de error idiosincrásico.

En la ecuación (2), realgdppc_{it} representa la tasa de crecimiento del PIB per cápita; aggdps_{it} es la variable explicativa y representa la participación del sector agrícola; indshare_{it} representa la participación del sector industrial (manufacturero), y servshare_{it} representa la participación del sector de los servicios. Todas las participaciones sectoriales están en términos reales y como proporción del PIB real de cada país. Además, se agregaron variables de control como gfkforshare_{it} , que representa la formación bruta de capital fijo; ttrade_{it} , que representa los términos de intercambio; openness_{it} , que representa el grado de apertura de la economía, e $\text{inflationrate}_{it}$, que representa la inflación. Por último, cabe señalar que el subíndice i representa los países y el subíndice t , los años.

2. Descripción de los datos

Para la aplicación del modelo VAR, los datos relativos a la economía brasileña se obtuvieron a través del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN), disponible en la plataforma del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA). El SCN tiene como objetivo poner a disposición información básica sobre el desarrollo económico del país. Los datos anuales disponibles abarcan de 1948 a 2020, por lo que este fue el período elegido para el análisis.

El cuadro 1 presenta la descripción de las variables que se utilizaron en los dos enfoques del modelo VAR. El modelo se estimó en dos partes: en la primera parte, un modelo reducido con las tasas de variación del crecimiento económico y la tasa de variación de los tres sectores de la economía (agricultura, industria y servicios); en la segunda parte se utilizaron variables más específicas. En total,

¹¹ Según Enders (2004), si no estuvieran estacionarias sino cointegradas, el vector de corrección de errores (VEC) debería ajustarse.

se utilizaron ocho variables: *FBKF* - formación bruta de capital fijo; *PIBA* - PIB agrícola; *PIBI* - PIB del sector industrial; *FBKFME* - formación bruta de capital fijo: máquinas herramientas; *PIBS* - PIB del sector de los servicios; *PIBIT* - PIB de la industria de transformación; *PIBC* - PIB del comercio; *PIB* – PIB total.

Cuadro 1
Descripción de las variables utilizadas en el modelo VAR

| Variable | Descripción | Fuente |
|-----------------|---|---|
| $\Delta FBKF$ | Variación porcentual anual de la formación bruta de capital fijo | Cálculos basados en datos del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA, 2021) y el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE, 2020), año base 2010. |
| $\Delta PIBA$ | Variación real anual del PIB agrícola | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| $\Delta PIBI$ | Variación porcentual anual del PIB del sector industrial | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| $\Delta FBKFME$ | Variación porcentual anual de la formación bruta de capital fijo: máquinas herramientas | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| $\Delta PIBS$ | Variación porcentual anual del PIB del sector de los servicios | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| $\Delta PIBIT$ | Variación real anual del PIB de la industria de transformación | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| $\Delta PIBC$ | Variación real anual del PIB del comercio | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |
| ΔPIB | Variación real anual del PIB total | Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010. |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), IPEADATA [en línea] [www.ipeadata.gov.br](http://ipeadata.gov.br) [fecha de consulta: 17 de diciembre de 2021] e Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "SCN - Sistema de Contas Nacionais", 2020 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?edicao=35337>.

Nota: Todas las variables se obtuvieron a través de datos de la encuesta de cuentas nacionales entre 1948 y 2020, disponible en el IBGE (2020) y el IPEA (2021).

Por su parte, los datos sobre los países para la aplicación del modelo de datos de panel se obtuvieron de la base de datos World Development Indicators (WDI) del Banco Mundial¹² y la Penn World Table 10.01 (PWT)¹³. La WDI presenta una serie de indicadores de desarrollo del Banco Mundial mientras que la PWT es un conjunto de datos nacionales desarrollado por Feenstra, Inklaar y Timmer (2015). Los datos anuales abarcan el período de 1960 a 2019, para una muestra de 31 países de renta media¹⁴. En el cuadro 2 se presenta un resumen de la descripción de todas las variables que se utilizaron en el modelo de datos de panel.

Cuadro 2
Descripción de las variables utilizadas en el modelo de datos de panel

| Variable | Descripción | Fuente |
|----------------------|--|------------------------------------|
| <i>realgdppc</i> | Producto interno bruto (PIB) per cápita (dólares estadounidenses a precios constantes de 2010) | Penn World Table 10.01 |
| <i>aggdps</i> | Valor agregado de la agricultura, la silvicultura y la agropecuaria (En porcentajes del PIB) | Penn World Table 10.01 |
| <i>indshare</i> | Valor agregado del sector industrial (En porcentajes del PIB) | Penn World Table 10.01 |
| <i>servshare</i> | Valor agregado del sector de los servicios (En porcentajes del PIB) | Penn World Table 10.01 |
| <i>gfkforshare</i> | Formación bruta de capital fijo (En porcentajes del PIB) | World Development Indicators (WDI) |
| <i>ttrade</i> | Ajuste de los términos de intercambio | WDI |
| <i>openness</i> | Grado de apertura de la economía (En porcentajes del PIB) | WDI |
| <i>inflationrate</i> | Inflación, precios al consumidor (En porcentajes anual) | WDI |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, "World Development Indicators (WDI)" [base de datos en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> y R. C. Feenstra, R. Inklaar y M. P. Timmer, "The next generation of the Penn World Table", *The American Economic Review*, vol. 105, N° 10, 2015.

¹² Véase [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

¹³ Véase [en línea] <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>.

¹⁴ Albania, Argentina, Belarús, Belice, Botswana, Brasil, Bulgaria, China, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Federación de Rusia, Gabón, Georgia, Guatemala, Indonesia, Irán, Jamaica, Jordania, Líbano, Libia, Malasia, México, Namibia, Paraguay, Perú, República Bolivariana de Venezuela, República Dominicana, Sudáfrica, Tailandia y Türkiye.

IV. Resultados y discusión

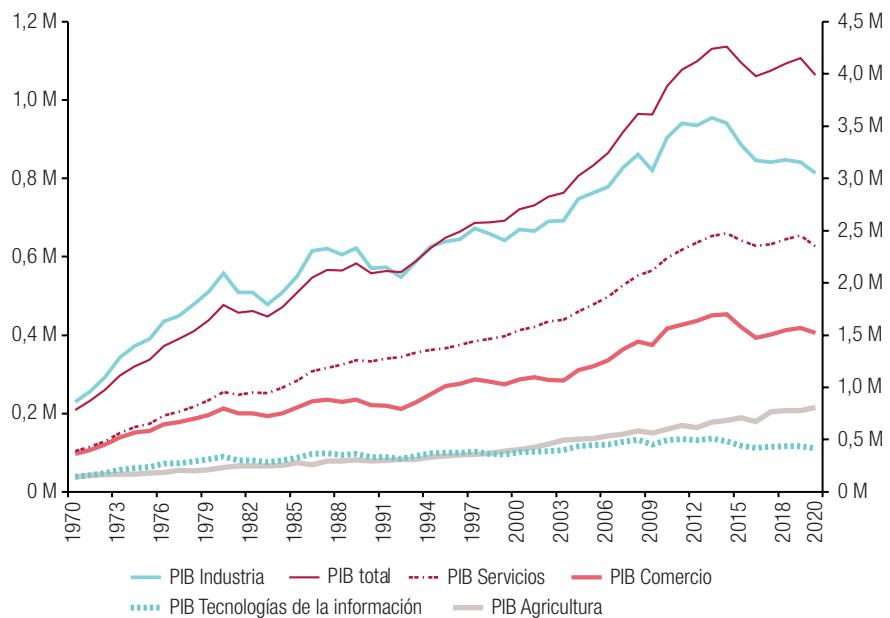
1. El modelo VAR para el Brasil

El modelo VAR se utilizó para evaluar los efectos del cambio estructural de la economía brasileña en su propio desempeño durante el período de 1948 a 2020. Para ello, el análisis del modelo se dividió en dos partes: la primera es un modelo reducido con solo cuatro variables y la segunda, un modelo más completo con ocho variables.

A continuación, el gráfico 1 muestra la trayectoria del PIB de algunos sectores y de la economía total. Se puede observar que, en los últimos años, ha habido un aumento del PIB en todos los sectores y subsectores, así como del PIB total. El PIB de la agricultura y del comercio han experimentado un crecimiento constante, en contraste con el crecimiento acelerado del PIB del sector de los servicios. Sin embargo, el sector industrial y su subsector de la industria de la transformación no han logrado el mismo resultado: se observa una pérdida en su participación en el PIB total de la economía.

Gráfico 1

Brasil: trayectoria de los PIB de diversos sectores y del conjunto de la economía, 1970 a 2020



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Nota: Se utilizaron variables reales a precios constantes (año de base 2010). El período elegido fue de 1970 a 2020 debido a la falta de datos relativos al PIB de la industria y de los servicios.

Según Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010), el crecimiento del sector de los servicios y el comercio se aceleró exactamente cuando la industria perdió fuerza en la economía brasileña en la década de 1980, como se puede observar en el gráfico 1. Según Arbache (2015), a partir de 1985, hubo una aceleración de la tasa de crecimiento del PIB del sector de los servicios en el Brasil, en detrimento tanto del sector industrial como del sector agrícola, que perdieron participación en el PIB total de la economía. Esta aceleración, no obstante, también puede estar vinculada al aumento de la urbanización y a la transformación demográfica del país, tanto que a partir de 2013 la participación del sector de los servicios en el PIB ya era del 70%.

Inicialmente, la prueba de estacionariedad se realizó con los datos anuales utilizando la prueba de ADF, ya que una de las condiciones previas del modelo VAR es que las series utilizadas en los modelos sean estacionarias. La elección del rezago y la inclusión o no de una constante o tendencia se realizó utilizando el criterio de información de Schwarz (CIS), con un límite de cuatro rezagos. En el cuadro 3, podemos observar que todas las series son estacionarias al 1%, por lo que no hay problema en utilizar el modelo de autorregresión vectorial (VAR)¹⁵.

Cuadro 3

Brasil: pruebas de estacionariedad de las series, prueba de Dickey-Fuller aumentada

| Variable | Número de rezagos | Constante y tendencia | Nivel |
|-----------------|-------------------|-----------------------|---------|
| $\Delta FBKF$ | 0 rezagos | Constante y tendencia | -4,41* |
| $\Delta PIBA$ | 0 rezagos | Constante | -13,16* |
| $\Delta PIBI$ | 1 rezago | Constante | -11,26* |
| $\Delta PIBS$ | 1 rezago | Constante | -7,86* |
| $\Delta PIBIT$ | 0 rezagos | Constante y tendencia | -7,21* |
| $\Delta PIBC$ | 0 rezagos | Constante | -5,08* |
| $\Delta FBKFME$ | 0 rezagos | Constante y tendencia | -6,04* |
| ΔPIB | 0 rezagos | Constante | -4,17* |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Hipótesis nula: la variable tiene raíz unitaria, no es estacionaria. El rechazo de la hipótesis nula se indica con un asterisco (1%).

Sin embargo, la prueba de Dickey-Fuller aumentada puede presentar algunos problemas, como una mayor propensión a no rechazar una hipótesis nula cuando es falsa, por lo que también se optó por aplicar la prueba de Phillips-Perron (PP). Como se muestra en el cuadro 4, una vez más todas las series son estacionarias al 1%, por lo que no hay problema en utilizar el modelo de autorregresión vectorial (VAR).

Cuadro 4

Brasil: pruebas de estacionariedad de las series, prueba de Phillips-Perron

| Variable | Número de rezagos | Constante y tendencia | Nivel |
|-----------------|-------------------|-----------------------|---------|
| $\Delta FBKF$ | 0 rezagos | Constante y tendencia | -4,41* |
| $\Delta PIBA$ | 0 rezagos | Constante | -14,68* |
| $\Delta PIBI$ | 1 rezago | Constante | -11,41* |
| $\Delta PIBS$ | 1 rezago | Constante | -7,86* |
| $\Delta PIBIT$ | 0 rezagos | Constante | -5,51* |
| $\Delta PIBC$ | 0 rezagos | Constante | -5,05* |
| $\Delta FBKFME$ | 0 rezagos | Constante | -5,21* |
| ΔPIB | 0 rezagos | Constante | -4,08* |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Hipótesis nula: la variable tiene raíz unitaria, no es estacionaria. El rechazo de la hipótesis nula se indica con un asterisco (1%).

Para saber cuántos rezagos considerar durante la estimación del modelo VAR, se utilizaron los siguientes criterios: criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información de Schwarz (CIS), criterio de información de Hannan-Quinn (HQ) y el error de predicción final (FPE). El cuadro 5 muestra los criterios de selección para el modelo reducido, es decir, con menos variables. Se puede observar que los criterios de selección solo indicaron uno, dos y cuatro rezagos, por lo que se opta por considerar el

¹⁵ En la sección III.1 se expone por qué es adecuado el uso del VAR en detrimento del VEC y se explican, además, los resultados de la prueba de cointegración de Johansen.

rezago que recibió más criterios, es decir, cuando el número de rezagos determinados por los diferentes criterios es diferente, la elección del modelo se hace por el número de rezagos indicado por la mayoría de ellos. Por lo tanto, en el modelo VAR con menos variables solo se debe considerar un rezago. El cuadro 6, por su parte, muestra los criterios de selección para el modelo completo, es decir, con más variables. Este también indica que los resultados de la estimación solo deben considerar un rezago.

Cuadro 5

Brasil: criterios de selección para el modelo con menos variables: anual, 1948-2020

| Rezago | Error de predicción final | Criterio de información de Akaike | Criterio de información de Hannan-Quinn | Criterio de información de Schwarz |
|--------|---------------------------|-----------------------------------|---|------------------------------------|
| 1 | 1283522 | 25,415 | 25,675* | 26,073* |
| 2 | 1148578* | 25,299 | 25,767 | 26,483 |
| 3 | 1186586 | 25,318 | 25,995 | 27,029 |
| 4 | 1170226 | 25,278* | 26,164 | 27,516 |
| 5 | 1417068 | 25,428 | 26,522 | 28,192 |
| 6 | 1388969 | 25,344 | 26,646 | 28,634 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las variables consideradas en este criterio son: $\Delta FBKF$, $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$. El asterisco indica el número de rezagos seleccionados por el criterio.

Cuadro 6

Brasil: criterios de selección para el modelo con más variables, anual, 1948-2020

| Rezago | Error de predicción final | Criterio de información de Akaike | Criterio de información de Hannan-Quinn | Criterio de información de Schwarz |
|--------|---------------------------|-----------------------------------|---|------------------------------------|
| 1 | 5,50e+09 | 45,118 | 46,043* | 47,450* |
| 2 | 5,09e+09 | 44,970 | 46,717 | 49,373 |
| 3 | 4,87e+09* | 44,733 | 47,302 | 51,209 |
| 4 | 5,69e+09 | 44,486* | 47,877 | 53,034 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las variables consideradas en este criterio son: $\Delta FBKF$, $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta PIBS$, $\Delta PIBIT$, $\Delta PIBC$, $\Delta FBKFME$ y ΔPIB . El asterisco indica el número de rezagos seleccionados por el criterio.

En el primer enfoque se utilizó la formación bruta de capital fijo ($\Delta FBKF$) teniendo en cuenta la tasa de crecimiento de cada uno de los sectores ($\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$). El cuadro 7 muestra los resultados estimados para cada una de estas variables teniendo en cuenta un solo rezago, de acuerdo con los criterios de selección.

Cuadro 7

Brasil: resultados de las estimaciones del modelo VAR, modelo reducido, 1948-2020

| | $\Delta FBKF$ | $\Delta PIBA$ | $\Delta PIBI$ | $\Delta PIBS$ |
|--------------------|------------------|----------------------|-------------------|---------------------|
| $\Delta FBKF$ (L1) | 0,044 (0,220) | -0,068 (0,061) | 0,010 (0,157) | 0,067 (0,120) |
| $\Delta PIBA$ (L1) | 0,085 (0,388) | -0,430 (0,107)*** | 0,058 (0,277) | -0,074 (0,213) |
| $\Delta PIBI$ (L1) | 0,285 (0,535) | 0,297 (0,148)** | 0,371 (0,382) | 0,179 (0,294) |
| $\Delta PIBS$ (L1) | 0,606 (0,441) | -0,208 (0,122)* | 0,538 (0,315)* | 0,670 (0,242)*** |
| Constante | 0,803 (2,544) | 5,1013 (0,706) | 0,690 (1,817) | 1,222 (1,397) |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Desviación estándar entre paréntesis. Significación del 10% (*), del 5% (**) y del 1% (***) . Modelo reducido. Solo considera un rezago según los criterios de selección.

El cuadro 7 muestra que cinco de las variables tienen un nivel de significación estadística del 10%, el 5% y el 1%. Tres de ellas son del primer rezago de $\Delta PIBS$, influido por las variables $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$. En otras palabras, se demuestra que la tasa de crecimiento del PIB del sector de los servicios rezagado en un período tiene un resultado significativo en la tasa de crecimiento del PIB agrícola, industrial, y en su propia tasa de crecimiento. Además, un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de crecimiento del PIBS provoca una disminución de 0,2 puntos porcentuales de la tasa de crecimiento del PIBA y un aumento de 0,53 puntos porcentuales de la tasa de crecimiento del PIBI.

Otros estudios han llegado a conclusiones similares. Cruz y otros (2007), por ejemplo, analizaron la pérdida de participación de la industria en el empleo y en el valor agregado de la economía (PIB) y la expansión del sector de los servicios. Los autores encontraron pruebas de que hubo una pérdida de participación de la industria de transformación en el empleo y un aumento de la participación de subsectores de los servicios, como la administración pública y el comercio.

Otras variables estadísticamente significativas fueron la tasa de crecimiento del PIB de la agricultura, que tuvo un impacto negativo en su propia tasa de crecimiento, y el PIB de la industria, que tuvo un impacto positivo en el PIB de la agricultura.

Así pues, los resultados están de acuerdo con Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010) en que el sector agrícola solo afecta a su propio desempeño y a ningún otro sector. Esto significa que el sector agrícola no ejerció ninguna influencia en la tasa de crecimiento de la economía en su conjunto, es decir, no ejerce ningún efecto indirecto en la tasa de crecimiento de los otros sectores. Sin embargo, el sector industrial sí ejerce un efecto positivo en el sector agrícola.

En el modelo reducido, se puede observar que el sector más importante en cuanto a inducción sobre los demás fue el sector de los servicios. Su efecto fue negativo para el sector agrícola pero positivo para el sector industrial y para su propio comportamiento rezagado. Así, se observa que, en el Brasil, el sector de los servicios tiene un impacto significativo en el sector industrial: un aumento de 1 punto porcentual del sector de los servicios impacta en 0,538 puntos porcentuales al sector industrial.

El cuadro 8 presenta los resultados de las estimaciones del modelo completo, con las siguientes variables adicionales: las tasas de cambio del PIB de la industria de transformación ($\Delta PIBIT$), del PIB del comercio ($\Delta PIBC$), de la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas ($\Delta FBKFME$) y del PIB total (ΔPIB). Este modelo tiende a generar más información para analizar la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico.

Cuadro 8
Resultados de las estimaciones del modelo VAR, modelo completo, 1948 a 2020

| | $\Delta FBKF$ | $\Delta FBKFME$ | ΔPIB | $\Delta PIBA$ | $\Delta PIBC$ | $\Delta PIBI$ | $\Delta PIBIT$ | $\Delta PIBS$ |
|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| $\Delta FBKF$ (L1) | 0,694 (0,309)** | 1,092 (0,435)** | -0,103 (0,077) | -0,154 (0,088)* | -0,095 (0,104) | 0,484 (0,222)** | -0,114 (0,133) | 0,415 (0,170)** |
| $\Delta FBKFME$ (L1) | -0,534 (0,199***) | -0,934 (0,280)*** | 0,050 (0,050) | 0,102 (0,057)* | 0,050 (0,067) | -0,390 (0,143)*** | 0,021 (0,085) | -0,250 (0,109)** |
| ΔPIB (L1) | -1,894 (1,847) | -3,890 (2,597) | 1,271 (0,464)*** | 0,765 (0,530) | 1,121 (0,624)* | -0,603 (1,327) | 1,744 (0,178)** | -0,553 (1,016) |
| $\Delta PIBA$ (L1) | 0,258 (0,414) | 0,210 (0,582) | -0,071 (0,104) | -0,495 (0,119)*** | -0,089 (0,140) | 0,225 (0,297) | 0,027 (0,178) | 0,129 (0,227) |
| $\Delta PIBC$ (L1) | 1,047 (1,151) | 2,337 (1,619) | -0,265 (0,289) | -0,508 (0,330) | -0,250 (0,389) | 0,185 (0,827) | -0,401 (0,495) | -0,297 (0,633) |
| $\Delta PIBI$ (L1) | -0,120 (0,721) | 0,662 (1,014) | 0,223 (0,181) | 0,142 (0,207) | 0,257 (0,243) | 0,428 (0,518) | 0,358 (0,310) | 0,200 (0,396) |
| $\Delta PIBIT$ (L1) | 1,029 (0,939) | 1,257 (1,320) | -0,353 (0,235) | -0,027 (0,269) | -0,253 (0,317) | 0,364 (0,674) | -0,507 (0,403) | 0,542 (0,516) |

| | $\Delta FBKF$ | $\Delta FBKFME$ | ΔPIB | $\Delta PIBA$ | $\Delta PIBC$ | $\Delta PIBI$ | $\Delta PIBIT$ | $\Delta PIBS$ |
|--------------------|------------------|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| $\Delta PIBS$ (L1) | 0,856 (0,596) | 0,046 (0,837) | -0,141 (0,149) | -0,077 (0,177) | -0,188 (0,201) | 0,386 (0,428) | -0,220 (0,256) | 0,547 (0,327)* |
| Constante | 0,784 (3,423) | 5,219 (4,813) | 1,099 (0,860) | 4,145 (0,983)*** | 1,133 (1,157) | 0,875 (2,458) | -0,655 (1,472) | 2,122 (1,889) |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Desviación estándar entre paréntesis. Significación del 10% (*), del 5% (**) y del 1% (***) . Modelo estructural completo. Solo considera un rezago según los criterios de selección.

Según Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010), la tasa de formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas puede ser más interesante para determinar las tasas de crecimiento de los diferentes sectores de la economía; el PIB de la industria manufacturera puede aportar más información sobre la tecnología y la productividad en el sector, y el PIB total puede ser interesante para observar cómo interactúan los otros sectores con la economía y cómo puede interactuar el propio PIB total con cada sector. Además, se incluyó el PIB del comercio para analizar si se comporta de la misma manera que el PIB del sector de los servicios.

En el cuadro 9 podemos ver que el primer rezago de $\Delta FBKF$ ejerce un efecto positivo y significativo sobre $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta FBKFME$ y sobre su propio coeficiente ($\Delta FBKF$), y un efecto negativo y significativo sobre $\Delta PIBA$. Esto sugiere que la formación bruta de capital fijo influyó principalmente en los sectores de la industria y los servicios.

El primer rezago de $\Delta FBKFME$ por su parte, tiene el efecto contrario que $\Delta FBKF$: ejerce un efecto positivo y significativo sobre $\Delta PIBA$ y un efecto negativo y significativo sobre $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta FBKF$ y sobre su propio coeficiente ($\Delta FBKFME$). Esto indica que, entre 1948 y 2020, la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas influyó principalmente en el sector agrícola.

Otro resultado importante es el comportamiento del PIB total de la economía. Además de que su propio rezago tiene un impacto positivo con una significación del 1% sobre su propio coeficiente, también influye en $\Delta PIBC$ y $\Delta PIBIT$: un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de crecimiento del PIB total eleva la tasa de crecimiento del PIB comercial en 1,12 puntos porcentuales y la del PIB manufacturero en 1,74 puntos porcentuales. Esto sugiere que la tasa de crecimiento del PIB total de la economía logra influir positivamente en dos subsectores de la economía de forma más importante: el comercio y la industria manufacturera.

Además de la constante, otras variables significativas fueron la tasa de crecimiento de $\Delta PIBA$ sobre su propio coeficiente y la tasa de crecimiento de $\Delta PIBS$ sobre su propio coeficiente. Los otros, y ($\Delta PIBC$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBIT$) no presentaron ningún coeficiente significativo, lo que sugiere que no influyeron en el crecimiento de la economía brasileña entre 1948 y 2020.

Cabe destacar que $\Delta PIBI$ Y $\Delta PIBIT$ no presentaron ningún coeficiente significativo, lo que puede representar la pérdida de su participación en el PIB total de la economía en los últimos años. Bonelli y Pessôa (2010) hallaron el mismo resultado.

Por último, en el modelo reducido, los resultados mostraron la importancia del sector de los servicios en su propia tasa de crecimiento, además de demostrarse que es relevante en la determinación de la tasa de crecimiento del PIB agrícola y del PIB industrial. Es decir, el sector de los servicios funcionó como motor de crecimiento económico en el período comprendido entre 1947 y 2020. En el modelo completo, por su parte, la formación bruta de capital fijo ejerció una influencia positiva en el sector de los servicios y en la industria principalmente, en especial en esta última, mientras que la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas ejerció un efecto positivo y estadísticamente significativo en el PIB de la agricultura. El PIB total se presentó como un motor de crecimiento para los subsectores de la economía de la industria de transformación y del comercio.

Este último resultado sugiere que el crecimiento económico (o su expectativa) puede generar más oportunidades de inversión para la industria manufacturera en particular, es decir, el crecimiento del sector es endógeno al comportamiento de la economía y no logra ser el sector más importante desde el punto de vista de su influencia en ΔPIB .

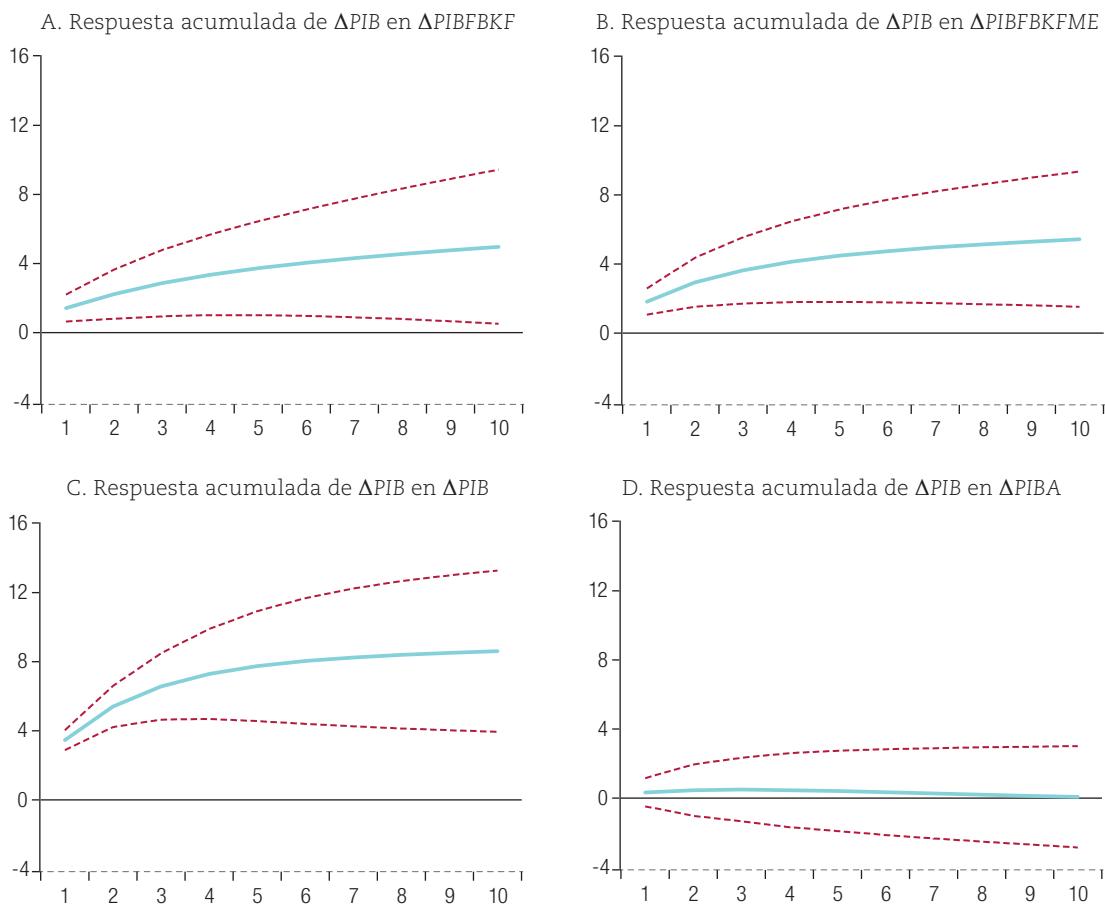
Entre los resultados relativos al Brasil, se puede observar que el proceso de cambio estructural verificado a lo largo del período redujo la importancia del sector industrial en el crecimiento económico, ya que la transferencia de mano de obra de los sectores de alta productividad (industria) a los sectores de menor productividad (principalmente comercio y servicios) redujo la tasa de crecimiento económico (véase el gráfico 1), así como la influencia del sector en los demás sectores (como muestran los análisis del VAR).

El gráfico 2 muestra el análisis del VAR (1) a partir de las funciones de respuesta al impulso (FRI). Las FRI revelan el comportamiento de las series temporales estudiadas cuando los residuos de alguna variable cambian de valor a partir de un choque exógeno (una desviación estándar). En este sentido, es posible observar el comportamiento y las interrelaciones de las series temporales relativas al PIB del Brasil¹⁶.

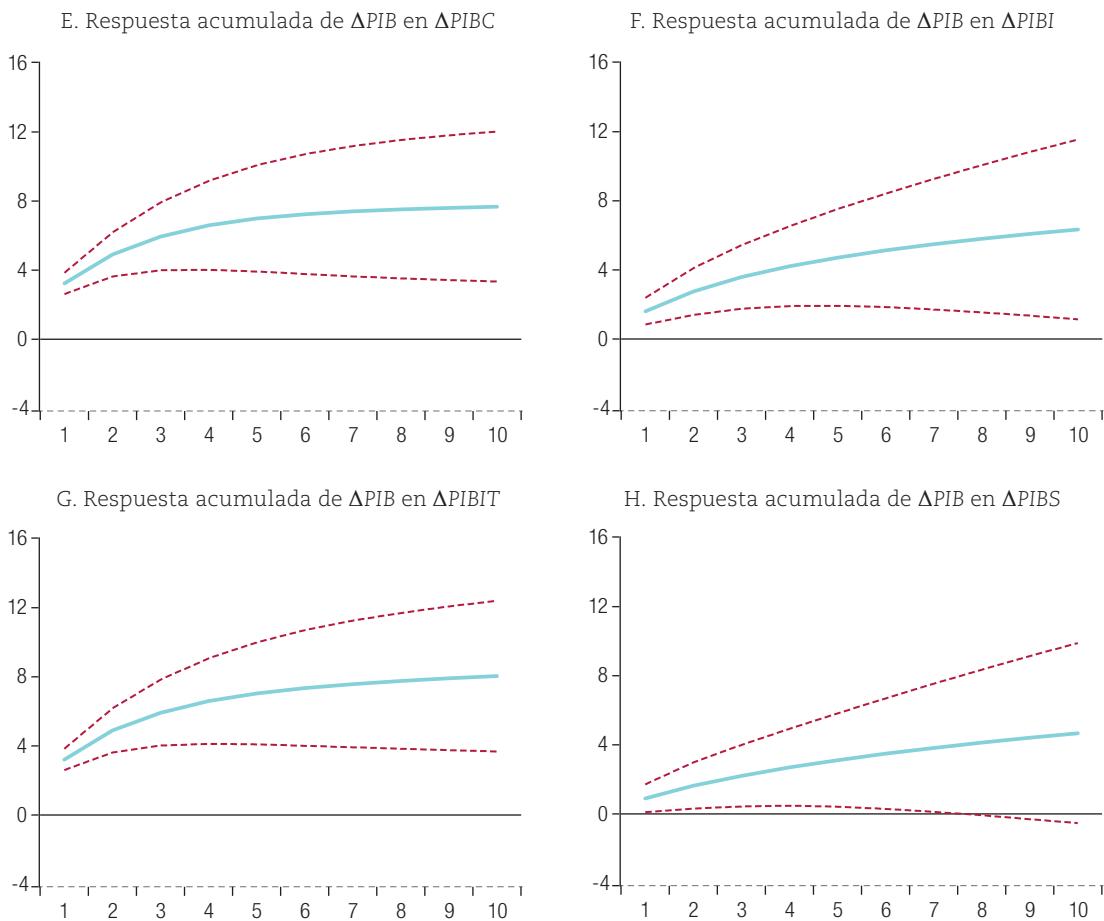
Gráfico 2

Brasil: funciones de respuesta al impulso, modelo de autorregresión vectorial (1), modelo completo

Respuesta acumulada de una desviación estándar. Innovaciones con un error estándar ± 2



¹⁶ Véase en Spinola (2020) un análisis de cómo afectan a la Argentina, el Brasil, Colombia y México los choques exógenos de la balanza comercial, el crecimiento externo, el tipo de cambio real y la renta nacional. Además, véase en Teixeira, Missio y Dathein (2022) un examen de la relación entre las funciones de distribución de la renta, la demanda agregada y la utilización de la capacidad en la economía brasileña entre 2000 y 2015. En ambos casos se utilizan los métodos VAR y VEC.



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Para estimar las funciones de respuesta al impulso de los subgráficos del gráfico 2 se eligió el método de función generalizada de respuesta al impulso, en el que, en este caso, los resultados no se ven afectados por la ordenación de las variables en los sistemas de vectores autorregresivos. Se consideraron períodos acumulados de diez años. Teniendo en cuenta los macrosectores, el choque de una desviación estándar en ΔPIBS produce un efecto positivo acumulado del 4% como máximo sobre ΔPIB , mientras que el mismo choque en ΔPIBIT produce un efecto positivo acumulado del 8% sobre ΔPIB . Además, un choque de una desviación estándar en ΔPIBI produce un efecto acumulado del 5% después de diez períodos. Se puede observar que el choque de una desviación estándar en ΔPIBA produce un efecto acumulado muy bajo y cercano a cero al final del período (0,1%) sobre ΔPIB . Asimismo, el impacto acumulado de un choque ΔPIBC en ΔPIB fue del 7,47% después de diez períodos. Por último, los choques en ΔFBKF y ΔFBKFME tienen un impacto similar en ΔPIB , en concreto un efecto acumulado del 4% aproximadamente.

Los resultados de las funciones de respuesta al impulso sugieren que los estímulos (choques exógenos) en la industria de transformación (ΔPIBIT) tienen un efecto considerable (el más fuerte) en el comportamiento del producto a lo largo del tiempo, de acuerdo con la estimación del modelo VAR (1).

El análisis de estabilidad del VAR (1) se puede ver en el gráfico A1.1, donde se constata que todas las raíces están dentro del círculo unitario. Los valores propios resultantes confirman que las estimaciones son estables. Dado que todos los valores propios están dentro del círculo unitario, el modelo VAR (1) estimado cumple la condición de estabilidad.

Para la prueba de autocorrelación serial, se utilizó la prueba de Breusch-Godfrey o multiplicador de Lagrange, cuyo valor p resultante fue de 0,4373. Considerando una significación del 5%, no se rechaza la hipótesis nula de que no existe autocorrelación, es decir, los residuos no están autocorrelacionados. Para la prueba de heterocedasticidad se utilizó la prueba de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) y se consideró un rezago máximo de ocho rezagos. Mediante esta prueba, la hipótesis no nula de homocedasticidad al 5% de significación no se rechazó hasta el tercer rezago (con un valor p de 0,87).

En vista de estos resultados, la pregunta fundamental que cabe hacerse —principalmente para contrastarla con los resultados positivos del sector de los servicios, como se ha visto— es si la industria ha dejado de ser importante desde el punto de vista del crecimiento económico en una muestra representativa de países de renta media, como lo es el Brasil. La sección IV.2 aborda esta cuestión.

2. Estimaciones de los datos de panel

Para tomar la decisión de estimar los modelos en datos de panel con efectos fijos o con efectos aleatorios se utilizó la prueba de Hausman. Partiendo de la hipótesis nula de que los modelos son iguales, los modelos de efectos fijos y aleatorios son congruentes si se especifican correctamente, pero los modelos de efectos fijos son inefficientes en relación con el modelo de efectos aleatorios (Wooldridge, 2010).

A partir de la prueba de Hausman, el modelo de efectos fijos resultó ser el más adecuado, con un 5% de significación. No obstante, también se utilizó la prueba de Wald modificada para heteroscedasticidad en un modelo de regresión con efectos fijos y la prueba de Wooldridge para la correlación serial en el modelo de panel, así como la prueba de Colin para observar la existencia o no de multicolinealidad. Con el fin de detectar la heteroscedasticidad y la autocorrelación al 5% de significación, se utilizó el método de mínimos cuadrados con errores estándar corregidos por panel (PCSE). La prueba del factor de inflación de la varianza (VIF) no detectó problemas de multicolinealidad.

La regresión lineal con errores estándar corregidos por panel calcula las estimaciones para modelos de series temporales de corte transversal lineal donde los parámetros se estiman mediante regresión de mínimos cuadrados ordinarios o regresión de Prais-Winsten. Al calcular los errores estándar y las estimaciones de varianza y covarianza, la regresión presupone que las perturbaciones son, por defecto, heterocedásticas y que están correlacionadas simultáneamente entre los paneles. Para resolver este problema, se utilizó el método de mínimos cuadrados con PCSE. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la sección IV.2.

En el cuadro 9 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (1) mediante el método de mínimos cuadrados con PCSE para los datos de panel de la muestra de países de renta media. Se puede observar que en todas las estimaciones, la participación del sector agrícola (*aggdps*) ejerce un impacto negativo y significativo en la tasa de crecimiento del PIB per cápita (*realgdppc*). Esto sugiere que el sector agrícola influye negativamente en la tasa de crecimiento del PIB per cápita en las economías de renta media.

Por otro lado, la participación del sector industrial manufacturero (*indshare*) en relación con la tasa de crecimiento del PIB per cápita (*realgdppc*) fue positiva y significativa en todas las estimaciones. Esto sugiere que el sector industrial —cuyo impacto en la tasa de crecimiento del PIB per cápita fue casi un 100% mayor que el del sector de los servicios (véase la estimación 5)—, como motor de crecimiento de la economía, influyó positivamente en la tasa de crecimiento del PIB per cápita. El sector de los servicios (*servshare*) tuvo una influencia positiva en todas las estimaciones, pero solo fue estadísticamente significativa en las especificaciones (3), (4) y (5).

En cuanto a las variables de control, se puede observar que la formación bruta de capital fijo (*gfkforshare*) —indicador indirecto de la inversión— presentó un coeficiente positivo y significativo en

todas las estimaciones. Según Vieira y Veríssimo (2009), la tasa de inversión es importante para el crecimiento de cualquier país. Los autores destacan la relevancia de aumentar la tasa de inversión a mediano y largo plazo para alcanzar y sostener mayores tasas de crecimiento económico.

Cuadro 9

Muestra de países de renta media (31 países):
estimación PCSÉ para los datos de panel, 1960 a 2019

| | (1) <i>realgdppc</i> | (2) <i>realgdppc</i> | (3) <i>realgdppc</i> | (4) <i>realgdppc</i> | (5) <i>realgdppc</i> |
|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>aggdps</i> | -63,22*** (-8,56) | -66,71*** (-8,07) | -114,7*** (-13,09) | -119,2*** (-13,89) | -119,4*** (-16,89) |
| <i>indshare</i> | 21,55*** (5,35) | 20,84*** (5,41) | 30,45*** (5,59) | 28,62*** (5,43) | 31,22*** (6,78) |
| <i>servshare</i> | 3,557 (0,96) | 4,448 (1,20) | 10,65* (2,06) | 13,04** (2,68) | 15,86*** (3,86) |
| <i>gfkforshare</i> | | 37,54*** (9,39) | 43,08*** (10,26) | 43,92*** (9,83) | 45,36*** (10,50) |
| <i>ttrade</i> | | | -2,34e-13 (-1,56) | -1,69e-13 (-1,10) | -2,51e-13* (-1,71) |
| <i>openness</i> | | | | -4,286* (-2,57) | 0,0845 (0,06) |
| <i>inflationrate</i> | | | | | 0,0518 (0,44) |
| <i>_cons</i> | 5 353,7*** (14,51) | 4 405,2*** (13,41) | 5 075,0*** (11,25) | 5 217,1*** (12,31) | 4 432,1*** (13,39) |
| <i>N</i> | 1 211 | 1 166 | 1 029 | 1 029 | 860 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estadística t entre paréntesis. Asteriscos: * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Los resultados para la variable de términos de intercambio (*ttrade*) varían en función de las diferentes estimaciones. En el modelo estimado más completo (véase la quinta columna), esta variable es negativa y estadísticamente significativa. Esto sugiere que los términos de intercambio afectan negativamente a la tasa de crecimiento económico. Este efecto puede estar asociado con las posibles sobrevaloraciones del tipo de cambio causadas por la mejora de los términos de intercambio en este tipo de economías. Aun así, es necesario llevar a cabo más investigaciones empíricas al respecto.

Cabe destacar que el grado de apertura de la economía (*openness*) y la inflación (*inflationrate*) no presentaron coeficientes significativos en el modelo más completo (véase la quinta columna). Esto puede indicar la pérdida de importancia de estas dos variables en la tasa de crecimiento del PIB per cápita de la economía cuando se tienen en cuenta otras variables de control.

V. Consideraciones finales

Ante los estudios empíricos que sugieren que el proceso de cambio estructural a lo largo del tiempo ha tenido lugar de forma diferente en los países desarrollados y los emergentes —lo que ha conducido a diferentes patrones de crecimiento económico—, el objetivo de este estudio ha sido identificar cómo ha afectado el proceso de cambio estructural de los países en desarrollo entre 1960 y 2019 a su crecimiento económico de modo que países como el Brasil se encuentren hoy en una situación de rezago.

El presente trabajo contribuye a la literatura existente al analizar empíricamente la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico mediante dos métodos estadísticos principales: i) el modelo de autorregresión vectorial (VAR), y ii) la microeconometría de datos de panel.

El primer método se utilizó para analizar los efectos del cambio estructural de la economía brasileña en su propio desarrollo. Para ello se utilizó el modelo VAR aplicado al período entre 1948 y 2020.

Los resultados encontrados relativos al Brasil sugieren que, en el proceso de cambio estructural analizado, la importancia del sector industrial en el crecimiento económico se vio reducida debido a la transferencia de mano de obra de los sectores de alta productividad de la economía, como la propia industria, a los sectores de baja productividad, como el sector de los servicios y el comercio (de forma agregada). Esto conllevó una disminución de la influencia del sector industrial en la tasa de crecimiento de la economía. En cualquier caso, ante un choque exógeno en el sector manufacturero, este tiende a tener respuestas acumuladas más intensas que los demás, especialmente comparado con el sector de los servicios.

Por otra parte, el objetivo del segundo método era analizar los efectos del cambio estructural en una muestra de economías de renta media mediante datos de panel, en el período de 1960 a 2019. Se observaron resultados importantes: la participación del sector industrial en relación con la tasa de crecimiento del PIB per cápita resultó positiva y significativa en todas las estimaciones. Así pues, los resultados indican que, entre 1960 y 2019, la industria de transformación fue el sector que más influyó en la tasa de crecimiento del PIB per cápita de los países de renta media de la muestra analizada.

La diferencia de los resultados hallados mediante cada método sugiere que el aumento de la brecha de ingresos del Brasil (su situación de rezago) en relación con otros países de renta media y con los países desarrollados se debe en parte a un cambio estructural excesivamente concentrado en el sector de los servicios y el comercio, sectores que tienen un impacto menor en la tasa de crecimiento de la renta per cápita.

Por último, en una futura investigación empírica se llevará a cabo el mismo ejercicio de los datos de panel con una muestra de países de renta alta. A la vista de la literatura investigada, se parte de la hipótesis de que el impacto de la industria en su crecimiento económico será heterogéneo: se espera que el sector de los servicios sea predominante en una parte de la muestra, pero en economías más cercanas a la frontera tecnológica y con un mayor número de registros de patentes, la hipótesis es que el sector industrial será aún más relevante.

Bibliografía

- Acemoglu, D., S. Johnson y J. A. Robinson (2005), "Institutions as a fundamental cause of long-run growth", *Handbook of Economic Growth*, vol. 1, P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), North-Holland.
- Arbache, J. (2015), "Produtividade no setor de serviços", F. De Negri y L. R. Cavalcante (coords.), *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, vol. 2, Brasilia, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Agencia Brasileña de Desarrollo Industrial (ABDI).
- Baumol, W. J. (1967), "Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis", *The American Economic Review*, vol. 57, junio.
- Bonelli, R. y S. A. Pessôa (2010), "Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência", *Texto para Discussão*, Nº 7, Fundación Getulio Vargas (FGV).
- Chang, H.-J. (2016), *Economics: The User's Guide*, Londres, Penguin.
- Chenery, H. B. (1960), "Patterns of industrial growth", *The American Economic Review*, vol. 50, Nº 4, septiembre.
- Cruz, M. J. V. y otros (2007), "Uma análise do impacto da composição ocupacional sobre o crescimento da economia brasileira", *Revista EconomiA*, Nº 8, diciembre.
- Dasgupta, S. y A. Singh (2005), "Will services be the new engine of Indian economic growth?", *Development and Change*, vol. 36, Nº 6, noviembre.
- Doré, N. I. y A. A. C. Teixeira (2023), "The role of human capital, structural change, and institutional quality on Brazil's economic growth over the last two hundred years (1822–2019)", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 66, septiembre.

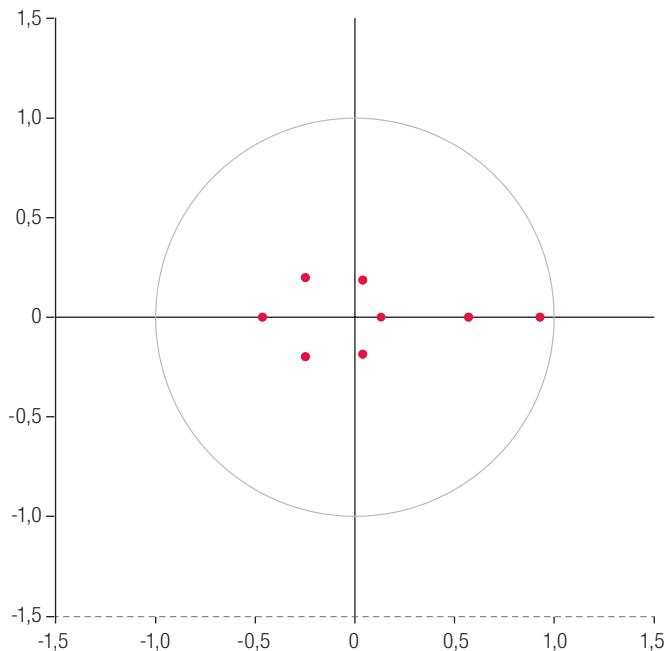
- Eichengreen, B. y P. Gupta (2013), "The two waves of service-sector growth", *Oxford Economic Papers*, vol. 65, N° 1, enero.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2^a edición, Nueva York, Wiley.
- Felipe, J. y otros (2012), "Product complexity and economic development", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 23, N° 1, marzo.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar y M. P. Timmer (2015), "The next generation of the Penn World Table", *The American Economic Review*, vol. 105, N° 10.
- Gabriel, L. F. y L. C. S. Ribeiro (2019), "Economic growth and manufacturing: an analysis using Panel VAR and intersectoral linkages", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 49, junio.
- Gala, P. (2017), "Desenvolvimento econômico: divisão do trabalho, retornos crescentes e complexidade", *Complexidade econômica: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações*, Rio de Janeiro, Centro Internacional Celso Furtado de Políticas para el Desarrollo/Contraponto.
- Haraguchi, N., C. F. C. Cheng y E. Smeets (2017), "The importance of manufacturing in economic development: has this changed?", *World Development*, vol. 93, mayo.
- Hausman, J. A. y W. E. Taylor (1981), "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, vol. 49, N° 6, noviembre.
- Hirschman, A. O. (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press.
- IBGE (Instituto Brasileño de Geografía y Estadística) (2020), "SCN - Sistema de Contas Nacionais" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?edicao=35337>.
- IPEA (Instituto de Investigación Económica Aplicada) (2021), IPEADATA [en línea] www.ipeadata.gov.br [fecha de consulta: 17 de diciembre de 2021].
- Kaldor, N. (1967), *Strategic Factors in Economic Development*, Escuela de Relaciones Industriales y Laborales del Estado de Nueva York, Universidad Cornell.
- (1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kuznets, S. (1966), *Modern Economic Growth: Rate, Structure and Spread*, Londres, Yale University Press.
- Lavopa, A. y A. Szirmai (2018), "Structural modernisation and development traps: an empirical approach", *World Development*, vol. 112, diciembre.
- Lima, R. M. N., L. F. Gabriel y F. G. Jayme Jr. (2022), "Manufacturing and economic complexity: a multisectoral empirical analysis", *Investigación Económica*, vol. 81, N° 322, octubre-diciembre.
- Marconi, N., C. F. B. Reis y E. C. Araújo (2016), "Manufacturing and economic development: the actuality of Kaldor's first and second laws", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 37, junio.
- Maroto-Sánchez, A. y J. Cuadrado-Roura (2009), "Is growth of services an obstacle to productivity growth? A comparative analysis", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 20, N° 4, diciembre.
- McMillan, M., D. Rodrik y Í. Verduzco-Gallo (2014), "Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa", *World Development*, vol. 63.
- Myrdal, G. (1957), *Economic Theory and Under-Developed Regions*, Londres, Gerald Duckworth & Co.
- Nakabashi, L., F. D. Scatolin y M. J. V. Cruz (2010), "Impactos da mudança estrutural da economia brasileira sobre o seu crescimento", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 14, N° 2, agosto.
- Nassif, A., C. Feijó y E. Araújo (2015), "Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind?", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 39, N° 5, septiembre.
- Ngai, L. R. y C. A. Pissarides (2007), "Structural change in a multi-sector model of growth", *The American Economic Review*, vol. 97, N° 1, marzo.
- ONUDI (Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial) (2013), *Industrial Development Report 2013. Sustaining Employment Growth: The Role of Manufacturing and Structural Change*, Viena.
- Pasinetti, L. (1993), *Structural Economic Dynamics: A Theory of the Economic Consequences of Human Learning*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Porcile, G., D. Spinola y G. Yajima (2023), "Growth trajectories and political economy in a Structuralist open economy model", *Review of Keynesian Economics*, vol. 11, N° 3.
- Rodrik, D. (2016), "Premature deindustrialization", *Journal of Economic Growth*, vol. 21, N° 1, marzo.
- (2013a), "The past, present, and future of economic growth", *Working Paper*, N° 1, Global Citizen Foundation.
- (2013b), "Unconditional convergence in manufacturing", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 128, N° 1, febrero.
- Romer, P. M. (1990), "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, vol. 98, N° 5, parte 2, octubre.

- Rosenstein-Rodan, P. N. (1943), "Problems of industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe", *The Economic Journal*, vol. 53, N° 210/211, junio-septiembre.
- Spinola, D. (2020), "Debating the assumptions of the Thirlwall model: a VECM analysis of the balance of payments for Argentina, Brazil, Colombia, and Mexico", *Working Paper Series*, N° #2020-001, Instituto de la Universidad de las Naciones Unidas de Investigación Económica y Social sobre Innovación y Tecnología en Maastricht (UNU-MERIT).
- Su, D. y Y. Yao (2016), "Manufacturing as the key engine of economic growth for middle-income economies", *ADBI Working Paper Series*, N° 573, Instituto del Banco Asiático de Desarrollo.
- Szirmai, A. (2012), "Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950–2005", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 23, N° 4, diciembre.
- Szirmai, A. y B. Verspagen (2015), "Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 34, septiembre.
- Teixeira, F. O., F. J. Missio y R. Dathein (2022), "Distribution and demand in Brazil: empirical evidence from the structural and aggregative approaches", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 45, N° 4.
- Tregenna, F. (2009), "Characterising deindustrialisation: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 33, N° 3.
- Vieira, F. V. y M. P. Veríssimo (2009), "Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul", *Economia e Sociedade*, vol. 18, N° 3, diciembre.
- Vu, K. M. (2017), "Structural change and economic growth: Empirical evidence and policy insights from Asian economies", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 41, junio.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2^a edición, The MIT Press.

Anexo A1

Condiciones de estabilidad del modelo de autorregresión vectorial (1)

Gráfico A1.1
Raíces inversas del polinomio autorregresivo característico



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Anexo A2

Pruebas de cointegración de Johansen

Cuadro A2.1

Prueba de clasificación de cointegración de Johansen sin restricciones
(Traza)

| Hipotetizado | | Traza | 0,05 | |
|-------------------------|--------------|-------------|---------------|---------------|
| Número de cointegrantes | Valor propio | Estadística | Valor crítico | Probabilidad* |
| Ninguna | 0,389364 | 83,86497 | 83,93712 | 0,0706 |
| Máximo 1 | 0,276651 | 49,33715 | 60,06141 | 0,2875 |
| Máximo 2 | 0,171011 | 26,66675 | 40,17493 | 0,5457 |
| Máximo 3 | 0,097525 | 13,53834 | 24,27596 | 0,5760 |
| Máximo 4 | 0,080255 | 6,355372 | 12,32090 | 0,3940 |
| Máximo 5 | 0,007107 | 0,499267 | 4,129906 | 0,5428 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La prueba de traza indica que no hay ninguna cointegración al 0,05. *Valores de p de J. G. MacKinnon, A. A. Haugand y L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, 1999.

Cuadro A2.2

Pruebas de rango de cointegración de Johansen sin restricciones
(Valor propio)

| Hipotetizado | | Estadística máxima | 0,05 | |
|-------------------------|--------------|--------------------|---------------|---------------|
| Número de cointegrantes | Valor propio | Valor propio | Valor crítico | Probabilidad* |
| Ninguna | 0,389364 | 34,52783 | 36,63019 | 0,0862 |
| Máximo 1 | 0,276651 | 22,67040 | 30,43961 | 0,3363 |
| Máximo 2 | 0,171011 | 13,12841 | 24,15921 | 0,6814 |
| Máximo 3 | 0,097525 | 7,182963 | 17,79730 | 0,7926 |
| Máximo 4 | 0,080255 | 5,856106 | 11,22480 | 0,3663 |
| Máximo 5 | 0,007107 | 0,499267 | 4,129906 | 0,5428 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Nota: La prueba de valor propio máximo indica que no hay ninguna cointegración al 0,05. * Valores de p de J. G. MacKinnon, A. A. Haugand y L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, 1999.

Efectos a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional en la complejidad económica

Rafael Moraes de Sousa y Michele Polline Veríssimo

Recibido:15/06/2023
Aceptado:12/08/2024

Resumen

Este artículo analiza si la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional, combinadas como variables condicionantes de la especialización productiva de las economías, pueden tener un impacto negativo en la capacidad de un país para alcanzar una mayor complejidad económica, especialmente en países con una canasta exportadora dominada por los productos básicos y basada en recursos naturales. La metodología utilizada en la investigación consistió en estimar un panel de cointegración (grupo de medias agrupadas) con datos de 1995 a 2018 en una muestra de 54 países. Los resultados obtenidos indican que la volatilidad del tipo de cambio real supone efectivamente un obstáculo para la aplicación de medidas estructurales dirigidas a diversificar y hacer más sofisticado el tejido productivo de un país, mientras que la calidad de sus instituciones ejerce un efecto positivo en su complejidad económica y mejora sus posibilidades de desarrollar las capacidades locales.

Palabras clave

Mercados de divisas, productos básicos, recursos naturales, comercio internacional, producción, estudios económicos

Códigos JEL

F14; O13

Autores

Rafael Moraes de Sousa es Profesor de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Federal de Pará (Brasil). Correo electrónico: rafaelmsousa1@hotmail.com.

Michele Polline Veríssimo es Profesora del Programa de Posgrado en Economía del Instituto de Economía y Relaciones Internacionales de la Universidad Federal de Uberlândia (Brasil). Correo electrónico: micheleverissimo@ufu.br.

I. Introducción

Partiendo del argumento de que la clave de la prosperidad económica radica en la eficiencia de un país o región para reunir capacidades variadas que permitan la diversificación de su estructura productiva y exportadora, Hidalgo y Hausmann (2009) desarrollaron el concepto de la complejidad económica, que ha ganado una amplia aceptación en diferentes corrientes de pensamiento de la literatura económica. Esta metodología, que tiene por objetivo medir la complejidad y diversidad de la economía de un lugar, se basa en la percepción, a partir de los datos de comercio internacional, de los productos con mayor participación en el perfil de exportación de dicho lugar que permiten obtener un mayor grado de diversidad (número de productos que el país o región exporta con ventaja comparativa) y menor ubicuidad (número de países o regiones que exportan un determinado producto con ventaja comparativa), y define qué tipos de habilidades son necesarias para lograr determinado perfil productivo. Para ello, el índice de complejidad económica (ICE) se ha aplicado extensamente como herramienta analítica en estudios sobre comercio internacional y cambios estructurales desde diferentes perspectivas: como indicador indirecto (*proxy*) de la adquisición de capacidades productivas, en el análisis de los aspectos que determinan la complejidad de economías con bajo grado de sofisticación productiva, y en la explicación del crecimiento de economías con diferentes grados de desarrollo, entre otras.

Considerando el amplio abanico de aplicaciones de esta metodología, este artículo tiene por objetivo dialogar con dos enfoques que asocian el comercio internacional al perfil de especialización productiva de las economías y al potencial de crecimiento económico que se puede lograr a largo plazo. El primero consiste en la metodología de la complejidad económica (Hidalgo y Hausmann, 2009), que relaciona el crecimiento económico con el desarrollo de capacidades locales que permitan la diversificación y sofisticación de la estructura productiva y exportadora. El segundo se refiere a la literatura sobre la maldición de los recursos naturales, que presupone una relación negativa entre la especialización en recursos naturales de un país y su crecimiento económico (Sachs y Warner, 1995), observada principalmente en economías exportadoras de petróleo y minerales y con una calidad institucional baja.

El propósito de esta investigación es comprobar cuáles son los efectos de dos de los canales de transmisión de la maldición de los recursos naturales asociados a cambios estructurales en las economías —a saber, la volatilidad del tipo de cambio real efectivo y la calidad institucional— sobre el grado de complejidad económica que puede alcanzar un país. Se parte de la hipótesis de que la volatilidad del tipo de cambio real y la baja calidad institucional ejercen un efecto negativo en países cuya estructura productiva y exportadora se centra en los productos básicos y en manufacturas de bajo contenido tecnológico, pues se acaban convirtiendo en obstáculos a largo plazo para reorientar la economía hacia una estructura productiva más compleja. Esto se debe a que dichos canales dificultan los esfuerzos por implementar y difundir capacidades en el tejido productivo con vistas a establecer una estructura productiva y exportadora más sofisticada.

La metodología utilizada consiste en el análisis de cointegración con datos de panel (grupo de medias agrupadas) de una muestra de 54 países entre 1995 y 2018. Los modelos se estiman considerando el índice de complejidad económica (ICE) del Observatorio de Complejidad Económica (OEC), la volatilidad cambiaria elaborada a partir de modelos de heteroscedasticidad condicional regresiva (ARCH) y heteroscedasticidad condicional regresiva generalizada (GARCH) con datos del Banco de Pagos Internacionales (BPI), y los indicadores de calidad institucional proporcionados por el Banco Mundial, además de otras variables de control relacionadas con las características de los países analizados.

El artículo contribuye a la literatura mediante pruebas de que las teorías de la complejidad económica y la maldición de los recursos naturales presentan aspectos complementarios y pueden constituir una interesante agenda de investigación dirigida a debatir sobre los obstáculos al crecimiento

económico a largo plazo de los países con economías basadas en recursos naturales. Además, como novedad, el artículo analiza empíricamente —mediante el uso de medidas de volatilidad cambiaria e indicadores indirectos alternativos para medir la calidad institucional— los efectos de variables que pueden contribuir a impulsar cambios estructurales que afectan al grado de complejidad económica.

Para llevar a cabo la investigación propuesta, el artículo se organiza en cinco secciones, incluidas la introducción y las consideraciones finales. En la segunda sección se sistematizan los aspectos teóricos que sustentan la elaboración del modelo econométrico estimado. La tercera sección presenta las estrategias empíricas adoptadas. En la cuarta sección se exploran los resultados obtenidos.

II. Complejidad económica, tipo de cambio, instituciones y crecimiento económico

Una de las grandes cuestiones que impregna el pensamiento económico es la relativa a los factores que explican la disparidad de ingresos entre las diferentes economías y la influencia del comercio internacional en el crecimiento económico. El debate también alude al papel de las exportaciones como fuente de demanda externa en la determinación del producto (Kaldor, 1957; Thirlwall, 1979), así como la importancia del perfil de especialización de la estructura productiva y exportadora (Krugman, 1994; Sachs y Warner, 1995; Rodrik, 2009).

En este sentido, cabe destacar el desarrollo relativamente reciente de una herramienta analítica ampliamente difundida por los estudiosos de las relaciones entre el crecimiento económico, los cambios estructurales y el comercio internacional, a saber, la teoría de la complejidad económica, propuesta por Hidalgo y Hausmann (2009). Estos autores parten de la hipótesis de que la estructura productiva de una economía está determinada por el conjunto de capacidades que son necesarias para producir un bien determinado. Cuanto más complejas sean estas capacidades, es decir, cuanto más diversas y exclusivas sean, más posibilidades habrá de que la economía desarrolle nuevos productos a partir de ellas (espacio de productos).

Así, el proceso de crecimiento económico de un país se ve afectado de forma diferente en función de su especialización productiva, puesto que algunos productos tienen una densa red de conexiones, lo que ayuda al país o región a desarrollar diversas capacidades, mientras que otros no tienen el mismo efecto. Partiendo del supuesto de que las ventajas comparativas revelan el grado de especialización productiva, Hidalgo y Hausmann (2009) observan que, si una economía puede exportar un determinado producto con ventaja comparativa es porque tiene las capacidades necesarias para su producción. Por lo tanto, la complejidad económica de dicho país está relacionada con la complejidad de los productos que exporta.

Teniendo en cuenta que, a pesar de los beneficios de las relaciones comerciales, la disparidad de ingresos entre las diferentes economías ha seguido acentuándose con el tiempo, es razonable suponer que existen características que influyen en el desempeño económico de un país que no se pueden importar, sino que se deben desarrollar internamente —como infraestructura, regulación y habilidades especiales de la mano de obra, entre otras—. Así pues, se presume que el desempeño de un país está directamente relacionado con su eficiencia a la hora de diversificar sus capacidades locales no comercializables, en vista de lo cual, la disparidad de ingresos entre países puede explicarse por las diferencias en su complejidad económica, medida a través de la diversidad de capacidades presentes en un país y sus interacciones (Hidalgo y Hausmann, 2009, pág. 10570).

La gran contribución de esta perspectiva es la creación de un instrumento matemático, denominado método de la reflexión, que permite derivar, a partir de datos del comercio internacional, el denominado índice de complejidad económica (ICE). Según el OEC (2021), estimar la complejidad

económica implica medir la complejidad del lugar (país, región, ciudad) y de las actividades presentes en él (productos, industrias, tecnologías). Se parte del supuesto de que las actividades producidas o exportadas desde un lugar concreto contienen información sobre la complejidad de dicho lugar, mientras que los lugares donde está presente una actividad determinada contienen información sobre la complejidad requerida para realizar dicha actividad.

A partir de la matriz de adyacencia M_{cp} —que representa las actividades (p) presentes en un lugar (c)—, el método de la reflexión consiste en calcular de manera interactiva el valor promedio de los vecinos de un nodo, es decir, hace interactuar simultáneamente los datos del comercio internacional (exportaciones e importaciones) de los países relacionados de la matriz, de modo que el método produce un conjunto simétrico de variables para los dos tipos de nodos de la red: países y productos. Solo se consideran los productos en los que el país tenga una ventaja comparativa revelada, representada por $VCR_{cp} = (X_{cp}^{local}/X_c^{local})/(X_p^{mundo}/X^{mundo})$, donde X_{cp}^{local} son las exportaciones locales de la actividad p en el lugar c ; X_c^{local} , las exportaciones totales en lugar c ; X_p^{mundo} , las exportaciones mundiales de la actividad p , y X^{mundo} , las exportaciones mundiales totales.

Se define la matriz $M_{cp} = 1$ cuando la producción local de una actividad es superior a lo esperado en un lugar del mismo tamaño y una actividad con la misma producción total. Así, se pueden obtener las dos medidas de interés:

$$K_c = \frac{1}{M_c} \sum_p M_{cp} K_p \quad (1)$$

$$K_p = \frac{1}{M_p} \sum_c M_{cp} K_p \quad (2)$$

donde K_c es la complejidad del lugar y K_p , la complejidad del producto. Sustituir (2) por (1) equivale a diagonalizar la siguiente matriz:

$$\tilde{M}_{cc} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{cp}}{M_c M_p} \quad (3)$$

donde $M_c = \sum_p M_{cp}$ representa el número de actividades (diversidad) del lugar, y $M_p = \sum_c M_{cp}$ expresa la ubicuidad de una actividad.

Hidalgo y Hausmann (2009) observan que los productos complejos son el resultado de la combinación de capacidades diversas y exclusivas. La diversidad se mide por el número de productos exportados por un país, presuponiendo que cuantos más productos se exporten mayor será la diversidad de capacidades disponibles. La exclusividad se mide por el número de países que exportan el mismo producto: cuanto menor sea el número de países, más exclusivas serán las capacidades disponibles. Así pues, la complejidad del producto se obtiene a través de la interacción entre las medidas de diversidad y exclusividad.

El índice de complejidad económica (ICE) se mide a partir de la participación de productos complejos en su perfil de exportación. Por lo tanto, se obtiene que:

$$ICP = \frac{K_p - \bar{k}_p}{\sigma(K_p)} \quad (4)$$

$$ICE = \frac{K_c - \bar{k}_c}{\sigma(K_c)} \quad (5)$$

donde ICP es el índice de complejidad del producto; ICE , el índice de complejidad económica; \bar{k}_p y \bar{k}_c son promedios, y $\sigma(K_c)$ y $\sigma(K_p)$ representan la desviación estándar.

Cabe destacar el carácter predictivo que los autores atribuyen a los indicadores de la complejidad económica, de tal modo que la sofisticación productiva de un país o región se correlaciona con su nivel

de renta, y las desviaciones de esta relación son factores predictivos de su crecimiento económico futuro. Esto sugiere que los países o regiones tienden a converger hacia un nivel de renta asociado a las capacidades locales disponibles (Hidalgo y otros, 2007; Hidalgo y Hausmann, 2009). Sin embargo, hay que reconocer que la metodología mide la disponibilidad de capacidades de un determinado lugar sin hacer ningún tipo de propuesta sobre el proceso necesario para alcanzar la sofisticación en cuanto a la trayectoria tomada, los obstáculos superados y cómo se acumularon dichas capacidades. El indicador representa una medida de resultado para un período de tiempo determinado, prestando atención a la diversidad y exclusividad de los productos exportados e intuyendo el nivel de habilidades requeridas para su producción. Así pues, el uso habitual del ICE en estudios empíricos significa utilizarlo como indicador indirecto de las características de los cambios estructurales, la adquisición de sofisticación productiva, el impacto en la disparidad de ingresos, y la trayectoria para una producción más sostenible, entre otras.

El análisis de las circunstancias y factores que pueden actuar como obstáculos para alcanzar estructuras productivas más dinámicas y sofisticadas abre un espacio de diálogo, en el debate sobre la complejidad económica, con la literatura sobre los efectos de la especialización productiva y exportadora en el crecimiento económico. Se destaca aquí la literatura relativa a la denominada maldición de los recursos naturales, cuya propuesta central establece una relación negativa entre la abundancia (especialización) de recursos naturales y el crecimiento económico a largo plazo (Sachs y Warner, 1995).

Considerando que el perfil exportador de una economía refleja la orientación de su estructura productiva y la concentración de sus capacidades locales (conocimientos, intensidad tecnológica, sistemas de innovación, entre otras), pueden destacarse, en el ámbito de la teoría de la maldición de los recursos naturales, los elementos que vinculan las estructuras productivas basadas en recursos naturales con el bajo crecimiento económico a través de algunos canales de transmisión. Entre estos se cuentan la tendencia desfavorable a largo plazo para los precios de los productos básicos, los obstáculos al desarrollo del sector industrial, los efectos del síndrome holandés y la fragilidad de las instituciones (Frankel, 2010; Van der Ploeg, 2011).

La literatura relativa a la maldición de los recursos naturales vincula el bajo crecimiento de las economías basadas en recursos naturales con la hipótesis de Prebisch-Singer del bajo valor agregado y la volatilidad de los precios de los productos básicos, que conducen a la caída de los términos de intercambio de los productos básicos en relación con los productos manufacturados. Esto provoca que las ganancias comerciales se distribuyan de manera desigual, lo que se traduce en la ausencia de igualamiento de la remuneración laboral en el centro y la periferia, que a su vez afianza la disparidad de ingresos entre los países especializados en productos primarios (periferia) y los países industrializados (centro).

Asimismo, la literatura relativa a la maldición de los recursos naturales señala que los episodios de mejora de los términos de intercambio o el descubrimiento de nuevas fuentes de recursos pueden obstruir el desarrollo industrial al desplazar los medios de producción (capital y trabajo) a los sectores primarios (Sachs y Warner, 1997), situación que abre el camino al síndrome holandés y a la desindustrialización. El síndrome holandés surge cuando el descubrimiento de nuevas fuentes de recursos naturales o el aumento de su precio incrementan la exportación de productos básicos, lo que promueve la entrada de divisas que inducen la sobrevaloración del tipo de cambio real a niveles que son inadecuados para que la exportación de bienes manufacturados sea rentable, ya que no tienen ventaja comparativa en el mercado internacional y requieren un tipo de cambio más competitivo para garantizar la rentabilidad a sus productores (Corden y Neary, 1982; Bresser-Pereira, 2009).

La reorientación de las exportaciones hacia productos básicos, bienes primarios o manufacturas de bajo valor agregado, junto con los efectos del síndrome holandés, es vista como un proceso negativo que, en última instancia, puede provocar la desindustrialización del país, esto es, la reducción de la participación industrial en el empleo y en el producto (Oreiro y Feijó, 2010). Partiendo de los supuestos

kaldorianos de que el sector industrial goza de una mayor elasticidad-renta de las exportaciones, mayores economías de escala y una mayor transferencia tecnológica a otros sectores de la economía, la especialización en productos básicos contribuye a que las tasas de crecimiento económico sean más bajas a largo plazo.

El debilitamiento del sector industrial debido al síndrome holandés tiene efectos estructurales verificados por medio de cambios significativos del tipo de cambio real, por lo que la inestabilidad de este precio macroeconómico puede ser un obstáculo para toda estrategia de crecimiento sostenido. En este sentido, las variaciones cambiarias pueden provocar cambios no despreciables en las exportaciones, como que las devaluaciones reales estimulen la entrada de nuevos sectores en el perfil de exportación, además de abrir oportunidades para explotar economías de escala, promover el aumento de la productividad y posibilitar transformaciones permanentes en el perfil de especialización internacional. Por otro lado, las apreciaciones reales del tipo de cambio pueden contribuir a la retracción de ciertas actividades, la degradación de las capacidades técnicas, la pérdida de externalidades, la disminución de la productividad y la reducción de la competitividad de ciertos sectores. La volatilidad cambiaria también repercute en la inestabilidad de la balanza de pagos de los países cuya economía se basa en los recursos naturales, lo que dificulta la obtención de divisas para financiar las importaciones (Oreiro y Feijó, 2010).

Los efectos que ejerce el tipo de cambio real (en cuanto a su nivel, desalineación y volatilidad) sobre el crecimiento económico se han investigado en varios estudios empíricos. Razin y Collins (1997), por ejemplo, extrajeron pruebas con una muestra de 93 países en el período de 1975 a 1992 de que solo las grandes valorizaciones cambiarias están asociadas a un menor crecimiento económico, mientras que las depreciaciones moderadas reflejan un crecimiento más rápido. Vieira y Damasceno (2016), al analizar la economía brasileña en el período de 1995 a 2011, encontraron que la subvaloración (sobrevaloración) del tipo de cambio estimula (desestimula) el crecimiento económico y que esta dinámica que se ve perjudicada ante una mayor volatilidad cambiaria. Pereira y Missio (2019), al investigar la relación entre el tipo de cambio real y el cambio estructural en América Latina, observaron que la sobrevaloración cambiaria perjudica el crecimiento económico a largo plazo, pero un tipo de cambio depreciado no necesariamente impulsa el crecimiento por medio de efectos indirectos sobre el cambio estructural hacia la industria. En general, las pruebas empíricas parecen corroborar la conclusión de Eichengreen (2008) de que mantener el tipo de cambio real a un nivel competitivo y evitar la volatilidad excesiva son acciones importantes para estimular el crecimiento económico.

Las pruebas empíricas también corroboran la relación entre el tipo de cambio real y el grado de sofisticación del perfil de exportación. Oreiro, D'Agostini y Gala (2020), por ejemplo, investigaron los determinantes de la desindustrialización de la economía brasileña en el período que va de 1998 a 2017 e identificaron que la caída de la participación de la manufactura nacional y, en consecuencia, de su sofisticación productiva, estaba vinculada a la fuerte sobrevaloración del tipo de cambio real. Por lo tanto, los autores señalan la necesidad de adoptar un régimen de política macroeconómica con algún objetivo cambiario real para evitar sobrevaloraciones perjudiciales, además de adoptar políticas industriales destinadas a aumentar la complejidad económica brasileña.

Gabriel y Missio (2017) analizaron la relación entre el tipo de cambio real y la complejidad económica en un modelo con dos regiones —el norte (desarrollado) y el sur (en desarrollo)—, basándose en el argumento de que el nivel del tipo de cambio es importante para la participación de la industria en la economía y la obtención de una tasa de crecimiento del producto compatible con el equilibrio de la balanza de pagos. Los autores encontraron que un tipo de cambio real excesivamente sobrevalorado afecta negativamente al sector industrial, lo que puede traducirse en una especialización productiva regresiva, especialmente en las economías en desarrollo. Además, en la muestra de los países en desarrollo, la subvaloración cambiaria y la mayor participación del sector manufacturero influyen positivamente en su complejidad económica.

Hooy, Baharumshah y Brooks (2016) investigaron el efecto de la volatilidad del tipo de cambio real en las exportaciones de los países de la Asociación de Naciones de Asia Sudoriental (ASEAN) a China y registraron efectos negativos en las exportaciones de alta y media tecnología. El trabajo de Thorbecke (2008) también demuestra que hubo una reducción del flujo de componentes electrónicos en Asia Oriental al aumentar la incertidumbre debido a la volatilidad cambiaria, lo que apunta a una caída de los beneficios regionales de la fragmentación transfronteriza. En la misma línea, Tang (2014) registró efectos desfavorables de la volatilidad cambiaria en las exportaciones intraasiáticas de productos intermedios y equipos, lo que, según el autor, respalda empíricamente el infeliz efecto de la inestabilidad cambiaria en los componentes utilizados como insumos productivos.

Avom, Kamguia y Ngameni (2021) también registraron que la volatilidad del producto y los términos de intercambio influyó negativamente en la complejidad económica de un grupo de 119 países en el período 1998-2017. Las variables relacionadas con el desarrollo financiero, la inversión extranjera directa (IED), Internet y la renta per cápita ejercen un efecto positivo en la complejidad económica, mientras que los recursos naturales ejercen un efecto negativo.

Jun y otros (2020) examinaron los vínculos comerciales bilaterales de más de 1.200 productos y encontraron que los países analizados tienen más probabilidades de aumentar su exportación de un producto a un determinado destino cuando ya exportan productos relacionados. Por lo tanto, además de las dotaciones y las ventajas, diversificar implica el aprendizaje y la transferencia entre actividades relacionadas, así como la superación de las dificultades de información para acceder a cada destino de exportación. En este sentido, los riesgos y la incertidumbre derivados de la volatilidad cambiaria pueden frustrar las oportunidades de sofisticación de la estructura productiva.

Las pruebas mencionadas hasta ahora sugieren que la volatilidad del tipo de cambio puede repercutir en factores relacionados con el proceso de sofisticación de una economía y tener efectos adversos en su crecimiento económico ya que tiende a acentuar el riesgo y la incertidumbre, lo que, a su vez, aumenta los costos asociados al proceso de producción, especialmente en sectores que dependen de insumos, maquinaria y tecnología importados. Además, la relación negativa entre la volatilidad cambiaria y la complejidad económica se puede ver en los esfuerzos por minimizar los riesgos que conlleva el desarrollo de actividades más sofisticadas, pues están asociados a altos costos —como la investigación y el desarrollo (I+D) y la ejecución efectiva de inversiones y proyectos en actividades de mayor contenido tecnológico—. Dichos riesgos pueden verse acentuados por la incertidumbre derivada de la volatilidad cambiaria e inhibir la expansión de un mayor número de actividades en la estructura productiva (diversificación) así como la progresión de actividades que requieren habilidades y capacidades exclusivas (no ubicuidad).

Una volatilidad cambiaria acentuada implica una reducción de las exportaciones más complejas, seguida de la especialización en exportaciones basadas en ventajas comparativas, debido a que la incertidumbre sobre los rendimientos futuros dificulta la expansión de una estructura productiva más diversa y sofisticada. En un contexto de sofisticación productiva basado en la probabilidad de coexportación de actividades relacionadas, según Hidalgo y Hausmann (2009), la incertidumbre puede operar como un factor limitante a la transferencia de una actividad a otra, ya que, aunque un país o región haya desarrollado capacidades internas suficientes para realizar una actividad determinada, la posibilidad de transferencia a una actividad relacionada que requiera habilidades similares puede verse limitada ante la incertidumbre provocada por la volatilidad cambiaria.

Además de los efectos relacionados con el contexto cambiario, otro obstáculo señalado por los estudiosos de la maldición de los recursos naturales al analizar los efectos negativos de la especialización en recursos naturales en el crecimiento económico de un país es la calidad de sus instituciones, a la vista de los fallos en la conducción de las políticas y el desempeño institucional asociados. Según Robinson, Torvik y Verdier (2006), diversas naciones con abundantes recursos naturales exhiben actuaciones inadecuadas en cuanto a la apropiación de las posibles ventajas de sus recursos. Esto está ligado a una

mala gestión de los contratos; a la elaboración de políticas incapaces de promover el desarrollo debido a la protección de los sectores primarios dominantes; a la corrupción, y a la asignación de recursos a actividades no productivas, entre otros factores. Así, la debilidad institucional tiende a contribuir al mantenimiento del poder y el privilegio de los sectores primarios, lo que obstaculiza el desarrollo industrial y el aumento del grado de diversificación y sofisticación de la estructura productiva y exportadora.

En relación con esta cuestión, Mehlum, Moene y Torvik (2006) investigaron la relación entre el crecimiento económico y la calidad de las instituciones en una muestra de 42 países exportadores de recursos naturales entre 1962 y 2000, y encontraron una relación negativa entre la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) y la dependencia de los recursos naturales, especialmente en países con instituciones de baja calidad. Zhu y otros (2010), por su parte, analizaron los determinantes de la sofisticación exportadora de los países en el período de 1992 a 2006 y encontraron que el impacto de la abundancia de recursos naturales de un país parece estar moderado por la calidad de sus instituciones: en ausencia de instituciones efectivas, la abundancia de recursos naturales dificulta la mejora de la calidad estructural de las exportaciones, pero el efecto puede ser positivo cuando hay buenas instituciones presentes.

Al investigar hasta qué punto ayuda la calidad de las instituciones a moldear las diferencias internacionales en cuanto a complejidad económica, Vu (2021) sostiene que la presencia de instituciones mejores tiende a generar un mayor grado de complejidad económica, ya que posibilitan los incentivos al emprendimiento innovador, fomentan la acumulación de capital humano y asignan recursos humanos a actividades productivas. Utilizando los datos de 115 países, la autora registró efectos positivos de la calidad institucional (medida mediante el índice de libertad económica) en la complejidad económica, por lo que enfatiza la importancia de establecer instituciones que funcionen bien para llevar a cabo la transformación estructural hacia actividades productivas más complejas, lo que contribuiría a aliviar la persistencia del subdesarrollo.

Sobre la base de los argumentos planteados por la literatura sobre la complejidad económica y la maldición de los recursos naturales, las siguientes secciones del artículo analizan empíricamente los efectos de la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad de las instituciones (canales de la maldición de los recursos naturales) sobre la complejidad de las exportaciones.

III. Metodología y base de datos

Este artículo tiene como objetivo verificar si dos canales de transmisión de la maldición de los recursos naturales —la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional— pueden tener un efecto negativo en la capacidad de un país para lograr una mayor complejidad económica, especialmente los países con un perfil de exportación con predominio de los productos básicos o basados en recursos naturales.

En este sentido, la estrategia empírica ideal es la que permita realizar estimaciones a largo plazo para un amplio grupo de países, y que combine un modelo de cointegración con una estructura de datos de panel. La metodología adoptada en el presente artículo contempla estas dos conveniencias, pues se basa en los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos para la cointegración —propuestos por Pesaran y Shin (1999) y Pesaran y otros (2001)— combinados con la estimación de datos de panel, que permite controlar la heterogeneidad individual e identificar características no observables (Baltagi, 2005).

Pesaran, Shin y R. P. Smith (1999) desarrollaron el modelo de grupo de medias agrupadas, que se basa en una estructura de modelos autorregresivos de rezagos distribuidos adaptada a los datos de panel. Los estimadores de probabilidad del modelo se utilizan para obtener coeficientes de largo plazo y también para obtener estimaciones de corto plazo y corrección de errores a partir de restricciones de homogeneidad por la media del grupo.

El modelo autorregresivo de rezagos distribuidos fue elegido debido a las ventajas que presenta sobre las pruebas de cointegración tradicionales —como las desarrolladas por Engle y Granger (1987) y Johansen (1991)—, ya que tiende a ser más eficiente a la hora de capturar relaciones a largo plazo en muestras de datos pequeñas y se puede aplicar a un conjunto de variables con diferentes órdenes de integración, tanto estacionarias, I(0), como no estacionarias, I(1) (Pesaran y Shin, 1999).

El modelo autorregresivo de rezagos distribuidos verifica la existencia de vectores a largo plazo entre un conjunto de variables. Una vez confirmada esta relación, se estiman los coeficientes a largo y corto plazo de los modelos, así como la velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo. Para ello, el modelo de grupo de medias agrupadas - autorregresivo de rezagos distribuidos se estima en forma de vectores de corrección de errores, que se puede especificar de la siguiente manera:

$$\Delta(y)_{it} = \phi_i \Delta(y)_{it-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta(y)_{it-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* \Delta(x)_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde ($\Delta(y)_{it}$) es la variable dependiente, Δ es la primera diferencia, y (x) son las variables independientes; $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right)$ representa el mecanismo de corrección de errores para el i -ésimo grupo; $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$ son los parámetros a largo plazo para el i -ésimo grupo; $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im} j = 1, 2, \dots, p-1$ son los parámetros a corto plazo para el i -ésimo grupo, y (ε_t) son las perturbaciones de tipo ruido blanco.

Por lo tanto, el panel de rezagos distribuidos se convierte en un método eficiente y superior a otros métodos de cointegración, pues permite que los regresores subyacentes exhiban órdenes de integración I(0) e I(1), o una mezcla de ambos (Pesaran y Shin, 1999). Otra ventaja, que justifica su aplicación en este trabajo, es que el modelo de grupo de medias agrupadas permite la estimación de datos de panel macro con un intervalo de tiempo de al menos 20 años (Asteriou, Pilbeam y Pratiwi, 2021) y es menos sensible a la existencia de valores atípicos en una sección transversal relativamente pequeña de datos (Pesaran, Shin y R. P. Smith, 1999), además de corregir simultáneamente los problemas de autocorrelación serial y endogeneidad que pueden darse al utilizar la metodología de datos de panel (Pesaran, Shin y R. P. Smith, 1999). El modelo de grupo de medias agrupadas limita el equilibrio a largo plazo para que sea homogéneo entre países, al tiempo que permite la heterogeneidad específica de cada país para la relación a corto plazo —que puede centrarse, por ejemplo, en diferentes políticas de infraestructura, respuestas a choques externos y crisis financieras, entre otros factores—.

En este artículo, los modelos autorregresivo de rezagos distribuidos - grupo de medias agrupadas se aplican al análisis de los efectos a largo plazo de la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional en la complejidad económica. También se adoptan algunas variables de control para lograr una especificación mejor de los modelos. A continuación, se presenta la descripción de las variables utilizadas en las estimaciones.

La variable dependiente es el ICE obtenido del OEC. A partir de los métodos computacionales, basados en los instrumentos matemáticos descritos en la sección anterior, el OEC proporciona los indicadores del ICE de una amplia lista de países. El indicador normalizado oscila entre -2,5 y +2,5. Los valores positivos (negativos) y más cercanos al extremo positivo (negativo) representan una mayor (menor) complejidad. La base de datos abarca el período que va de 1995 a 2018.

La primera variable explicativa de interés es la volatilidad del tipo de cambio real efectivo (*volatreal*), que se adopta como medida de inestabilidad macroeconómica y posible obstáculo para la diversificación y sofisticación de la estructura productiva. La volatilidad cambiaria de cada país de la muestra se midió mediante modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, diseñados para modelar y predecir variaciones condicionales, en los que la varianza de la variable dependiente

se modela como una función de los valores pasados de sí misma y de las variables independientes o exógenas. Estos modelos fueron introducidos por Engle (1982) y generalizados como modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizados por Bollerslev (1986) y Taylor (1986).

Los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva y heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizados¹ se utilizan ampliamente en el análisis de series temporales con una marcada fluctuación de los valores. También se emplean como medida de incertidumbre, donde el investigador puede optar por considerar un amplio conjunto de especificaciones disponibles para modelar la volatilidad. Este documento analiza una muestra de 54 países con estimaciones mensuales —de enero de 1995 a diciembre de 2018, transformadas posteriormente en promedios anuales— del tipo de cambio real efectivo tomado de la base de datos del BPI (2021). El cuadro 1 resume las especificaciones de volatilidad cambiaria significativas de cada país de la muestra. La estructura GARCH (1,1) es la más común, con algunos EGARCH² (0,1). En cuanto al aspecto autorregresivo de las estimaciones, la estructura de AR(2) fue la más común.

Cuadro 1

Países de la muestra (54 países): estimaciones de la volatilidad del tipo de cambio real efectivo en el modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) y de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH), 1995 a 2018

| Países | Plantillas seleccionadas | Países | Plantillas seleccionadas |
|---------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
| Alemania | AR(2) EGARCH(0,1) | India | AR(2) GARCH(1,2) |
| Arabia Saudita | AR(3) GARCH(0,2) | Indonesia | AR(2) GARCH(2,1) |
| Argelia | AR(2) GARCH (2,2) | Irlanda | AR(2) GARCH(1,1) |
| Argentina | AR(1) ARCH(1) | Islandia | AR(3) GARCH(1,3) |
| Australía | AR(3) ARCH(2) | Israel | AR(3) GARCH(1,1) |
| Austria | AR(3) GARCH(1,4) | Italia | AR(3) GARCH(1,2) |
| Bélgica | AR(2) GARCH(1,4) | Japón | AR(2) GARCH(2,1) |
| Brasil | AR(3) ARCH(1) | Letonia | AR(2) GARCH(1,2) |
| Bulgaria | AR(4) ARCH(1) | Lituania | AR(3) ARCH(1) |
| Canadá | AR(2) GARCH(1,1) | Luxemburgo | AR(2) GARCH(1,3) |
| Chequia | AR(2) ARCH(2) | Malasia | AR(2) GARCH(1,1) |
| Chile | AR(2) ARCH(2) | Malta | AR(1) GARCH(1,2) |
| China | AR(2) GARCH(1,1) | México | AR(3) GARCH(2,1) |
| Chipre | AR(1) GARCH(1,3) | Noruega | AR(3) GARCH(3,1) |
| Colombia | AR(2) GARCH(1,2) | Nueva Zelanda | AR(2) GARCH(2,1) |
| Croacia | AR(2) GARCH(1,2) | Paises Bajos (Reino de los) | AR(3) GARCH(1,1) |
| Dinamarca | AR(3) GARCH(0,2) | Perú | AR(2) GARCH(0,3) |
| Eslavaquia | AR(2) GARCH(1,1) | Polonia | AR(2) GARCH(1,1) |
| Eslovenia | AR(3) GARCH(2,2) | Portugal | AR(3) GARCH(1,1) |
| España | AR(3) EGARCH(0,1) | Reino Unido | AR(1) GARCH(2,1) |
| Estados Unidos | AR(3) GARCH(1,0) | República de Corea | AR(2) GARCH(1,1) |
| Estonia | AR(4) MA(2) GARCH(1,1) | Rumanía | AR(3) ARCH(2) |
| Federación de Rusia | AR(3) GARCH(1,1) | Singapur | AR(3) GARCH(0,2) |
| Filipinas | AR(3) GARCH(1,3) | Sudáfrica | AR(2) ARCH(2) |
| Finlandia | AR(2) GARCH(0,1) | Suecia | AR(3) GARCH(1,3) |
| Francia | AR(2) GARCH(1,2) | Suiza | AR(2) GARCH(1,3) |
| Grecia | AR(3) GARCH(1,2) | Tailandia | AR(2) GARCH(2,1) |
| Hungría | AR(2) GARCH(1,1) | Türkiye | AR(3) GARCH(1,1) |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews.

¹ Véanse más detalles de las ecuaciones en Engle (1982).

² Estructura que considera una especificación exponencial.

La segunda variable explicativa de interés es la calidad institucional, que tiene como objetivo capturar el posible efecto positivo de la presencia de instituciones mejores y más efectivas en el proceso de sofisticación productiva. La medida utilizada para calibrar la calidad de las instituciones es la gobernanza, que, según el Banco Mundial (2021), consiste en las tradiciones e instituciones mediante las cuales se ejerce la autoridad en un país. Aquí se incluyen el proceso por el cual los gobiernos son seleccionados, supervisados y reemplazados; la capacidad del gobierno de formular e implementar políticas sólidas de manera efectiva, y el respeto a los ciudadanos y al Estado por parte de las instituciones que rigen las interacciones económicas y sociales entre ellos. A partir de este concepto, el Banco Mundial elaboró los indicadores mundiales de buen gobierno, elaborados a partir de un amplio conjunto de datos de investigación que resumen las opiniones sobre la calidad de la gobernanza proporcionadas por un gran número de empresas, ciudadanos y expertos entrevistados en varios países. Uno de los puntos fuertes de los indicadores es su multitud de fuentes de datos, obtenidos de diversos institutos de investigación, grupos de estudio, organizaciones no gubernamentales, organizaciones internacionales y empresas del sector privado.

El producto final de los indicadores mundiales de buen gobierno son seis dimensiones de la gobernanza, pero para el propósito de este trabajo, se eligieron tres de ellas: eficiencia del gobierno, calidad regulatoria y control de la corrupción. Los indicadores tienen asignados valores de 0 a 100: cuanto más se acerque a 100, mejor será la percepción de los agentes sobre la calidad institucional del país en cuestión. Estas tres dimensiones institucionales se describen de la siguiente manera:

- La eficiencia del gobierno (*Efigob*) se refiere a la percepción sobre la calidad de los servicios públicos y el grado de independencia del gobierno para hacer frente a las presiones políticas, la calidad de la formulación e implementación de políticas, y la credibilidad del compromiso del gobierno con las políticas propuestas.
- La calidad regulatoria (*Qalireg*) recoge la percepción sobre la capacidad del gobierno para formular e implementar políticas y reglamentos sólidos que promuevan el desarrollo del sector privado.
- El control de la corrupción (*Corrup*) capta la percepción de hasta qué punto se ejerce el poder público para beneficio privado, e incluye tanto las formas grandes de corrupción como las pequeñas, así como el “secuestro” del Estado por parte de las élites y los intereses privados.

Las variables de control de las estimaciones reflejan características de los países de la muestra, como se presenta en el cuadro 2. Para ello se utiliza la participación del empleo industrial en el empleo total (*Emp*) con el fin de estimar el grado de cualificación de la fuerza laboral. Se presupone que las actividades industriales son más complejas y requieren una mano de obra más cualificada que las actividades basadas en recursos naturales, por lo que son una fuente de capacidades para la sofisticación de la estructura productiva. El PIB per cápita (*PIB*) se utiliza para controlar el tamaño de la economía, ya que, en general, las economías más ricas (desarrolladas) tienden a desarrollar estructuras productivas más sofisticadas. Por último, se crea una variable de interacción entre la volatilidad del tipo de cambio real efectivo y el PIB per cápita (*Volat*PIB*), con el fin de estimar si los posibles efectos negativos de la volatilidad cambiaria en la complejidad económica siguen siendo los mismos combinados con el tamaño de la economía. Esta variable tiene como objetivo capturar la posibilidad de que el tamaño de la economía (*PIB*) actúe como amortiguador de los efectos de la inestabilidad cambiaria, pues comprueba si las economías más avanzadas y con estructuras productivas y exportadoras más complejas son menos sensibles a la inestabilidad del tipo de cambio.

Cuadro 2
Resumen de las variables

| Variables | Definición y unidad | Fuente | Señal esperada |
|------------------|---|---|----------------------|
| <i>ICE</i> | Índice de Complejidad Económica (rango normalizado de -2,5 a +2,5) | Observatorio de Complejidad Económica (OEC) | Variable dependiente |
| <i>Volatreal</i> | Estimada mediante el modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) y de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH) | Banco de Pagos Internacionales (BPI) Elaboración propia | Negativa |
| <i>Efigob</i> | Percepción de la eficiencia del gobierno (índice de 0 a 100) | Banco Mundial | Positiva |
| <i>Qalireg</i> | Percepción de la calidad regulatoria del gobierno (índice de 0 a 100) | Banco Mundial | Positiva |
| <i>Corrup</i> | Percepción de "secuestro" del gobierno (índice de 0 a 100) | Banco Mundial | Positiva |
| <i>Emp</i> | Participación de empleo industrial en el empleo total (porcentaje) | Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO) | Positiva |
| <i>PIB</i> | PIB per cápita (en dólares en paridad del poder adquisitivo) | Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), base datos OECD.Stat | Positiva |
| <i>Volat*PIB</i> | Interacción de la volatilidad cambiaria con el PIB per cápita del país | Elaboración propia | Negativa |

Fuente: Elaboración propia.

El enfoque del modelo autorregresivo de rezagos distribuidos - grupo de medias agrupadas de Pesaran, Shin y R. J. Smith (2001) se utiliza para especificar algunas versiones del modelo con las variables que se observarán para los efectos a corto y largo plazo. La ecuación general del modelo se representa de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta(ICE)_{it} = & \alpha + \alpha_1 T + \beta_1 (Volatreal)_{it-1} + \beta_2 (Efigob)_{it-1} + \beta_3 (Qalireg)_{it-1} + \beta_4 (Corrup)_{it-1} + \\ & \beta_5 (Emp)_{it-1} + \beta_6 (PIB)_{it-1} + \beta_7 (Volat * PIB)_{it-1} + \sum_{j=1}^p \beta_8 \Delta(ICE)_{it-j} + \sum_{j=1}^q \beta_9 \Delta(Volatreal)_{it-j} + \\ & + \sum_{j=1}^r \beta_{10} \Delta(Efigob)_{it-j} + \sum_{j=1}^r \beta_{11} \Delta(Qalireg)_{it-j} + \sum_{j=1}^r \beta_{12} \Delta(Corrup)_{it-j} + \sum_{j=1}^r \beta_{13} \Delta(Emp)_{it-j} + \\ & + \sum_{j=1}^r \beta_{14} \Delta(PIB)_{it-j} + \sum_{j=1}^r \beta_{15} \Delta(Volat * PIB)_{it-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Se estiman dos modelos con dos conjuntos distintos de datos. El primer modelo incluye a los 54 países de la muestra (véase el anexo A1), con el objetivo de verificar si, independientemente de su perfil de exportación, los canales de volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional funcionan como obstáculo para el aumento de la complejidad económica. El segundo modelo limita los países de la muestra a 31, pues adopta el criterio de clasificación de la composición tecnológica de las exportaciones de Lall (2000) y considera solo los países cuya cesta exportadora contiene productos básicos o manufacturas basadas en recursos naturales entre sus principales productos exportados (en valor y orden). El objetivo es estimar si el efecto de los canales mencionados es más fuerte en países con un perfil exportador intensivo (especializado) en recursos naturales.

IV. Resultados

Antes de estimar los coeficientes de los modelos especificados en este artículo, se averiguó el orden de integración de las variables utilizadas mediante pruebas de raíz unitaria de panel: prueba de Levin, Lin y Chu (2002) (LLC); prueba de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS), y prueba IPS de segunda generación (CIPS) de Pesaran (2007). La prueba LLC se basa en el supuesto de no heterogeneidad

del parámetro autorregresivo, la prueba IPS permite la heterogeneidad, y la unidad CIPS (más segura) relaja el supuesto de independencia transversal de la correlación contemporánea. Todas las pruebas presumen como hipótesis nula la no estacionariedad. La longitud del retardo se eligió utilizando el criterio de información de Bayesian-Schwarz. Las pruebas son relevantes para evitar el uso de series con un orden de integración distinto a I(0) e I(1). El cuadro 3 muestra los resultados de las pruebas realizadas y confirma que las series son adecuadas para la aplicación del método propuesto.

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria

| | Levin-Lin-Chu | Im-Pesaran-Shin | Fisher basada en la prueba de Dickey-Fuller aumentada | Fisher basada en la prueba de Phillips-Perron | Decisión |
|------------------|----------------------|----------------------|---|---|-----------------|
| <i>ICE</i> | -2,60095 [0,0046] | -3,90199 [0,0000] | 182,450 [0,0000] | 367,266 [0,0000] | Estacionaria |
| <i>Volatreal</i> | 1,3E+13 [1,000] | -72,9635 [0,0000] | 619,748 [0,0000] | 2 384,57 [0,000] | Estacionaria |
| <i>Efigob</i> | -1,71789 [0,0429] | -0,60183 [0,2736] | 111,093 [0,3998] | 143,584 [0,0125] | No estacionaria |
| <i>Qalireg</i> | -2,07570 [0,0190] | 1,50555 [0,0661] | -121,718 [0,1732] | 112,790 [0,3570] | No estacionaria |
| <i>Corrup</i> | 3,67000 [0,0001] | -4,29350 [0,0000] | 173,373 [0,0001] | 259,611 [0,0000] | Estacionaria |
| <i>Emp</i> | -4,35443 [0,0000] | 0,97351 [0,8349] | 94,1031 [0,8273] | 115,765 [0,2873] | No estacionaria |
| <i>PIB</i> | -1,58756 [0,052] | -0,36763 [0,3566] | 115,245 [0,2989] | 62,7850 [0,9998] | No estacionaria |
| <i>Volat*PIB</i> | 4,54606 [1,000] | -2,77007 [0,0028] | 176,765 [0,000] | 693,457 [0,000] | Estacionaria |

Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones de Eviews.

Posteriormente, se estimaron las pruebas de cointegración con datos de panel utilizando la prueba de cointegración de Pedroni (1996). La prueba de cointegración de Engle y Granger (1987) se basa en un examen de los residuos de una regresión espuria realizada utilizando las variables I(1). Si las variables están cointegradas, los residuos serán I(0). Por otro lado, si las variables no están cointegradas, los residuos serán I(1). Pedroni (1999) extiende la estructura de Engle y Granger a las pruebas con datos de panel y propone varias pruebas de cointegración que permiten interceptos heterogéneos y coeficientes de tendencia en secciones transversales. Considérese la siguiente regresión:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_m x_{mit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde y , x son variables I(1) por suposición; t es el número de observaciones temporales ($t = 1, 2, \dots, T$); i es el número de individuos que forman parte del panel ($i = 1, 2, \dots, N$); m es el número de variables ($m = 1, 2, \dots, M$); α_i se refiere a efectos individuales, que pueden ser cero, y los parámetros $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$, que pueden variar entre los individuos del panel permitiendo interceptos heterogéneos y coeficientes de tendencia en secciones transversales.

Una vez estimada la ecuación (6), los residuos obtenidos se prueban para determinar la no estacionariedad I(1) estimando la siguiente regresión auxiliar para cada sección transversal:

$$\varepsilon_{it} = \rho_{it} \varepsilon_{it-1} + \sum_{k=1}^{k_i} \rho_{ik} \Delta(\varepsilon)_{it-k} + \mu_{it} \quad (9)$$

Pedroni (1999) expone diversos métodos para elaborar estadísticas que permitan evaluar la hipótesis nula de no cointegración ρ_i de la ecuación de los residuos. El cuadro 4 muestra los resultados de las estadísticas dentro del grupo (*Within*) y entre grupos (*Between*) aplicadas a la prueba de dimensión. Se observa que, al menos en una de las estadísticas, se detecta cointegración en los modelos estimados. Por lo tanto, los resultados sugieren la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la variable de complejidad económica (ICE) y las demás variables del modelo.

Cuadro 4
Prueba de cointegración de Pedroni

| | Dimensión dentro del grupo (<i>Within</i>) | | | |
|--|--|--------------|---------------------|--------------|
| | Muestra completa | | Muestra restringida | |
| | Estadística | Probabilidad | Estadística | Probabilidad |
| Estadística diferencia de panel | -3,86011 | 0,9999 | -1,57100 | 0,9419 |
| Estadística rho de Spearman de panel | 1,28747 | 0,9010 | 0,596040 | 0,7244 |
| Estadística Phillips-Perron de panel | -22,8909 | 0,0000 | -16,7327 | 0,0000 |
| Estadística Dickey-Fuller aumentada de panel | -6,39406 | 0,0000 | -4,42804 | 0,0000 |
| Dimensión entre grupos (<i>Between</i>) | | | | |
| | Muestra completa | | Muestra restringida | |
| | Estadística | Probabilidad | Estadística | Probabilidad |
| | 5,256928 | 1,0000 | 4,590222 | 1,0000 |
| Estadística Phillips-Perron de grupo | -25,5421 | 0,0000 | -12,0269 | 0,0000 |
| Estadística Dickey-Fuller aumentada de grupo | -3,75944 | 0,0001 | -2,287785 | 0,0111 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews.

Nota: Hipótesis nula = sin cointegración.

Cabe señalar que cada modelo estimado contó con seis especificaciones diferentes, ya que la inclusión de las variables indicadoras de la calidad institucional (*Corrup*, *Efigob* y *Qalireg*) requieren una entrada en ecuaciones distintas. Por otro lado, las variables *Volatreal* y *Volat*PIB* presentan una fuerte correlación. Así, la especificación I estima el impacto individual de la volatilidad del tipo de cambio real efectivo en la complejidad económica (ICE), mientras que las especificaciones II, III y IV incluyen las variables representativas de la calidad institucional. La especificación V, por su parte, estima el impacto combinado de la volatilidad del tipo de cambio real y la variable *Corrup*, elegida como indicador relevante de la calidad institucional³. Por último, la especificación VI mide el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real efectivo ponderado por el tamaño de la economía. Todas las especificaciones están controladas por la participación del empleo industrial en el empleo total (*Emp*) y por el PIB per cápita (*PIB*).

Los cuadros 5 y 6 presentan los resultados de las estimaciones de los coeficientes a largo plazo y los mecanismos de corrección de errores a corto plazo para la muestra completa de países y la muestra restringida, respectivamente.

³ Se eligió el indicador de la corrupción (*Corrup*) porque obtuvo coeficientes más altos en las especificaciones II, III y IV que los otros dos indicadores de la calidad institucional.

Cuadro 5

Muestra completa de países (54 países): coeficientes a largo plazo y mecanismos de corrección de errores (índice de complejidad económica: variable dependiente)

| | I | II | III | IV | V | VI |
|---|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|
| <i>Volatreal</i> | -0,62044* | | | | -1,658784* | |
| | (0,104816) | | | | (0,356341) | |
| <i>Volat*PIB</i> | | | | | | 7,45E-08* |
| | | | | | | (2,56E-08) |
| <i>Efigob</i> | | 0,572263* | | | | |
| | | (0,069690) | | | | |
| <i>Qalireg</i> | | | 0,302528* | | | |
| | | | (0,54688) | | | |
| <i>Corrup</i> | | | | 0,929427* | 4,514914* | 2,027227* |
| | | | | (0,189260) | (0,277563) | (0,371823) |
| <i>Emp</i> | 0,044591* | 0,032211* | 0,009835* | 0,079156* | 0,202313* | 0,377927* |
| | (0,011649) | (0,011143) | (0,003583) | (0,018869) | (0,031321) | (0,050036) |
| <i>PIB</i> | 0,000142* | 0,173294* | 0,475174* | 0,513363* | 0,057164 | |
| | (1,88E-05) | (0,056501) | (0,015681) | (0,069407) | (0,182238) | |
| Rezagos (Modelo autorregresivo de rezagos distribuidos) | [3,3,3,3] | [1,1,1,1] | [1,1,1,1] | [1,2,2,2] | [2,3,3,3,3] | [3,3,3,3] |
| Rezagos máximos | 3 | 3 | 2 | 2 | 3 | 3 |
| Mecanismo de control de errores | -0,950710* | -0,558718* | -0,588747* | -0,502039* | -0,583062* | -0,519300* |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews.

Nota: (*) (**) (***) indican un 1%, 5% y 10% de significación estadística, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

Cuadro 6

Muestra de países basados en recursos naturales (31 países): coeficientes a largo plazo y mecanismos de corrección de errores (índice de complejidad económica: variable dependiente)

| | I | II | III | IV | V | VI |
|---|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|
| <i>Volatreal</i> | -0,672304* | | | | -1,064955* | |
| | (0,083911) | | | | (0,129651) | |
| <i>Volat*PIB</i> | | | | | | -2,97E-08 |
| | | | | | | (7,30E-08) |
| <i>Efigob</i> | | 1,274437* | | | | |
| | | (0,030780) | | | | |
| <i>Qalireg</i> | | | 1,957057* | | | |
| | | | (0,381055) | | | |
| <i>Corrup</i> | | | | 2,255231* | 1,849103* | 1,322799* |
| | | | | (0,130677) | (0,162510) | (0,040086) |
| <i>Emp</i> | 0,037319* | 0,005587 | 0,817803* | 0,023298* | 0,02627*** | 0,077149* |
| | (0,008119) | (0,004871) | (0,104212) | (0,009404) | (0,014601) | (0,001134) |
| <i>PIB</i> | 0,147418* | 0,469344* | 3,322076* | 0,562788* | 0,034373 | |
| | (0,036810) | (0,016139) | (0,597010) | (0,058004) | (0,067016) | |
| Rezagos (Modelo autorregresivo de rezagos distribuidos) | [1.4.4.4] | [3.3.3.3] | [2.3.3.3] | [1.4.4.4] | [1.3.3.3.3] | [3.3.3.3] |
| Rezagos máximos | 4 | 3 | 3 | 4 | 4 | 3 |
| Mecanismo de control de errores | -0,615942* | -0,568397* | -0,423875* | -0,538091* | -0,446305* | -0,797330* |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews.

Nota: (*) (**) (***) indican un 1%, 5% y 10% de significación estadística, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

El primer canal analizado es el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real efectivo. Se observa que las direcciones y magnitudes de la variable *Volatreal* son similares en ambas especificaciones: cuando el modelo se estima sin distinción del perfil de exportación (véase el cuadro 5) y cuando la muestra se restringe a los países con economías basadas en recursos naturales que hacen un uso intensivo de los productos básicos (véase el cuadro 6). La variable presenta el signo negativo esperado en las especificaciones en las que está incluida (I y V), lo que sugiere que una mayor volatilidad cambiaria perjudica el aumento del grado de sofisticación de la economía, e incluso denota magnitudes mayores cuando se combina con el indicador de calidad institucional *Corrup* en la versión V.

Por lo tanto, de acuerdo con la hipótesis planteada en este trabajo y las pruebas presentes en la literatura —como en Oreiro, D'Agostini y Gala (2020), Hooy, Baharumshah y R. Brooks (2016), y Thorbecke (2008)—, es razonable considerar que la inestabilidad cambiaria conduce a un contexto de incertidumbre con respecto a la buena implementación de mecanismos de cambio estructural, lo que desalienta el desarrollo de sectores industriales así como de productos más sofisticados y con mayor contenido tecnológico y de conocimiento.

Esto conlleva que se refuerce el proceso de especialización productiva en bienes primarios y que hacen un uso intensivo de los recursos naturales, como argumentan Gabriel y Missio (2017), ya que el espacio de productos se restringe a la producción de bienes poco sofisticados. De acuerdo con la premisa defendida por Hidalgo y Hausmann (2009), cuanto más similares y próximos sean los productos, en cuanto a sus ventajas comparativas, en el tejido productivo de un país, más posibilidades habrá de que incurra en un proceso de sofisticación de la estructura productiva. Esto se debe a que las capacidades básicas necesarias ya están desarrolladas localmente, lo que facilita la expansión y el desarrollo de otras actividades similares que requieran capacidades parecidas (espacio de productos). Por lo tanto, un contexto de volatilidad del tipo de cambio real, que desalienta el desarrollo de productos con mayor contenido tecnológico, puede impedir la posterior diversificación de productos y sectores de sofisticación similar en el tejido productivo, de modo que la estructura productiva se mantiene centrada en la producción de bajo valor agregado.

El segundo canal investigado —la calidad institucional— se correlaciona positivamente con la complejidad económica: tanto en la muestra completa de países (véase el cuadro 5) como en la muestra restringida (véase el cuadro 6), existe una fuerte relación entre una mejor calidad de las instituciones y estructuras productivas más complejas. Así, los países que cuentan con instituciones más eficientes en la implementación de sus políticas económicas, en la regulación de la economía para permitir una mayor estabilidad y, sobre todo, en la adopción de mecanismos efectivos para combatir y controlar la corrupción tienden a desarrollar productos y sectores más sofisticados. Este resultado es coherente con las pruebas obtenidas en los trabajos de Zhu y otros (2010) y Vu (2021), que enfatizan que las instituciones de mejor calidad promueven la acumulación de conocimiento, emprendimiento y capacidades innovadoras que contribuyen a aumentar el contenido tecnológico del espacio de productos e impulsar la sofisticación productiva.

Las otras variables de control utilizadas produjeron las señales positivas esperadas. La participación del empleo industrial en el empleo total (*Emp*) revela una relación positiva y estadísticamente significativa con el indicador de complejidad económica (ICE), lo que apunta a la relevancia del grado de cualificación de la mano de obra para el desarrollo de actividades más complejas. Del mismo modo, el PIB per cápita (*PIB*) también tiene una relación positiva y estadísticamente significativa con el ICE, lo que sugiere que el tamaño de la economía (economías más desarrolladas) es relevante en el proceso de sofisticación del perfil de exportación. Los resultados de la variable de interacción entre la volatilidad del tipo de cambio real efectivo y el PIB per cápita (*Volat*PIB*), para capturar los efectos de la volatilidad ponderados por el tamaño de la economía, no resultaron de mucho valor interpretativo.

En cuanto al corto plazo, los coeficientes de los mecanismos de corrección de errores (MCE) de las diferentes especificaciones resultaron negativos y estadísticamente significativos. El MCE se refiere a la velocidad a la que el modelo estimado vuelve al equilibrio a largo plazo. La especificación I del modelo de la muestra completa de países (véase el cuadro 5) muestra una velocidad muy rápida de ajuste al equilibrio a largo plazo (95,07%), esto es, se requiere poco más de un año para que las variables vuelvan al equilibrio. En el resto de especificaciones, al tratarse de variables estructurales (instituciones), la velocidad de ajuste hallada fue más lenta, en torno al 55%, lo que indica un período promedio de casi dos años para recuperarse de los choques a corto plazo.

En el modelo relativo a la muestra restringida de países con economías basadas en los recursos naturales, la velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo en la especificación I fue relativamente menor

que en la muestra completa (61,59%), lo que indica que se requieren casi dos años para que las variables vuelvan al equilibrio a largo plazo. Esto sugiere que los países con este perfil de exportación tienen más dificultades para hacer frente a los efectos de los choques en la volatilidad del tipo de cambio real efectivo. Las demás especificaciones presentaron velocidades de ajuste similares, también alrededor del 55%.

V. Consideraciones finales

El objetivo de este artículo era verificar si dos de los canales de transmisión de la maldición de los recursos naturales —la volatilidad del tipo de cambio real y la calidad institucional—, debido a sus efectos perjudiciales que relacionan la especialización en productos básicos con un bajo crecimiento económico potencial a largo plazo, pueden tener un impacto negativo en la capacidad de un país para alcanzar una mayor complejidad económica, especialmente en países con un perfil de exportación dominado por los productos básicos y manufacturas basadas en recursos naturales. Para ello, la estrategia empírica utilizada se basó en estimaciones a largo plazo con una muestra de 54 países combinando un modelo de cointegración con una estructura de panel.

La investigación estimó dos modelos. El primero, que incluía la muestra completa de 54 países, tenía por objetivo comprobar si, en un grupo heterogéneo de perfiles de exportación, la volatilidad del tipo de cambio real y los indicadores de la calidad institucional funcionan como obstáculo al aumento de la complejidad económica de un país. El segundo modelo restringió la muestra a 31 países mediante el criterio de clasificación de la intensidad tecnológica de las exportaciones de Lall (2000), por lo que solo incluyó a los países cuyo perfil de exportación estuviera especializado en productos básicos o manufacturas basadas en recursos naturales.

Los resultados obtenidos corroboran la hipótesis planteada en el trabajo, según la cual la volatilidad del tipo de cambio real puede ser un obstáculo para la implementación de medidas estructurales orientadas a diversificar y hacer más sofisticado el tejido productivo de una economía. Como sugiere la hipótesis, respaldada por las pruebas empíricas extraídas de la literatura, existe un factor limitante para la diversificación productiva en los países que sufren inestabilidad cambiaria, especialmente los que tienen una estructura productiva basada en los recursos naturales y son más sensibles a los efectos negativos a largo plazo de los canales de transmisión de la maldición de los recursos naturales. Así, la tendencia hacia la especialización regresiva en recursos naturales, basada en ventajas comparativas, puede verse acelerada en un contexto en el que la inestabilidad, asociada a riesgos e incertidumbres, dificulta la transferencia, el desarrollo y la coexportación de actividades relacionadas, incluso cuando las habilidades y capacidades internas sean potencialmente inherentes. Lo que es más: esta situación se agrava ante la perspectiva de que las actividades diversificadas con mayor contenido tecnológico (sofisticadas) y posiblemente exclusivas (no ubicuas) puedan verse inhibidas de prosperar debido a la incapacidad del país en cuestión de combatir los efectos desfavorables de la inestabilidad cambiaria. Cabe señalar la necesidad de profundizar la investigación de esta hipótesis centrándose en los efectos sobre las actividades más sofisticadas, para complementar los resultados presentados en este trabajo.

Los resultados también confirmaron que la calidad institucional presenta una relación positiva con la complejidad económica, lo que demuestra que las instituciones de mayor calidad brindan mejores posibilidades de desarrollo de las habilidades locales, que pueden traducirse en el futuro en productos con mayor valor agregado y un perfil de exportación más sofisticado y diversificado. Las instituciones más eficientes, con mayor credibilidad y con menor grado de secuestro por parte de los intereses privados pueden ser más activas a la hora de adoptar medidas y directrices no solo para hacer frente a los efectos de la inestabilidad económica, sino para predisponer un entorno propicio para la

diversificación y la sofisticación. Se presume, por lo tanto, que unas instituciones buenas cuentan con mecanismos e instrumentos suficientes y efectivos para que las actividades y capacidades internas puedan verse estimuladas y se conviertan en una estructura productiva más compleja, de modo que se pueda disfrutar a largo plazo de sus efectos favorables sobre el crecimiento económico.

Así pues, queda patente que existe una fuerte complementariedad entre el enfoque de la complejidad económica y la teoría de la maldición de los recursos naturales. Si, por un lado, la maldición de los recursos naturales y sus pruebas empíricas demuestran la relación negativa significativa a largo plazo de poseer un perfil de exportación dominado por los recursos naturales y afectado especialmente por los canales condicionantes, por otro lado, la metodología de la complejidad económica ratifica esta preocupación al demostrar la necesidad de que el tejido productivo del país o región sea diversificado y sofisticado. Además, de manera similar a la maldición de los recursos naturales, el análisis de la complejidad económica muestra los efectos negativos de mantener una estructura productiva de baja complejidad en el crecimiento económico a largo plazo, ya que, como sugiere la literatura, los países capaces de moverse hacia nudos y conglomerados representativos de actividades más sofisticadas en el espacio de productos tienden a converger hacia una trayectoria de crecimiento a largo plazo. En otras palabras, la naturaleza de la actividad en la que el país tiende a especializarse, o diversificarse, es importante para su trayectoria a largo plazo.

En esta línea, se abre la oportunidad para la creación de una futura agenda de investigación basada en dos enfoques sincrónicos: la medición de similitudes dentro del espacio de productos y la viabilidad de desarrollar capacidades locales potenciales, al tiempo que se detectan y crean los mecanismos necesarios para evitar obstáculos con el fin de evitar la trampa de la baja complejidad.

Bibliografía

- Asteriou, D., K. Pilbeam y C. E. Pratiwi (2021), “Public debt and economic growth: panel data evidence for Asian countries”, *Journal of Economics and Finance*, vol. 45, N° 2, abril.
- Avom, D., B. Kamguia y J. P. Ngameni (2021), “Does volatility hinder economic complexity?”, *Economics Bulletin*, vol. 41, N° 3.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Banco Mundial (2021), “Worldwide governance indicators”, DataBank [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators> [fecha de consulta: 20 de junio de 2021].
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, vol. 31, N° 3, abril.
- BPI (Banco de Pagos Internacionales) (2021), “Effective exchange rates” [en línea] <https://www.bis.org/statistics/eer.htm?m=6%7C381%7C676> [fecha de consulta: 15 de mayo de 2021].
- Bresser-Pereira, L. C. (2009), “A doença holandesa”, *Globalização e Competição: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não*, Río de Janeiro, Elsevier.
- Corden, W. M. y J. P. Neary (1982), “Booming sector and de-industrialisation in a small open economy”, *The Economic Journal*, vol. 92, diciembre.
- Eichengreen, B. (2008), “The real exchange rate and economic growth”, *Working Paper*, N° 4, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica*, 50, N° 4, julio.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, vol. 55, N° 2, marzo.
- Frankel, J. A. (2010), “The natural resource curse: a survey”, *Working Paper*, N° 15836, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Gabriel, L. F. y F. J. Missio (2017), “Real exchange rate and economic complexity in a North-South structuralist BoPG model”, *Anais do X Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, Brasilia, Asociación Keynesiana Brasileña.

- Hidalgo, C. A. y otros (2007), "The product space conditions the development of nations", *Science*, vol. 317, Nº 5837, julio.
- Hidalgo, C. A. y R. Hausmann (2009), "The building blocks of economic complexity", *PNAS*, vol. 106, Nº 26, junio.
- Hooy, C., A. Z. Baharumshah y R. D. Brooks (2016), "The effect of exchange rate volatility on the nexus of technology sophistication and trade fragmentation of ASEAN5 exports to China", *Journal of Asia-Pacific Business*, vol. 17, Nº 3.
- Im, K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 115, Nº 1, julio.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, vol. 59, Nº 6, noviembre.
- Jun, B. y otros (2020), "Bilateral relatedness: knowledge diffusion and the evolution of bilateral trade", *Journal of Evolutionary Economics*, vol. 30, septiembre.
- Kaldor, N. A. (1957), "A model of economic growth", *The Economic Journal*, vol. 67, Nº 268, diciembre.
- Krugman, P. R. (1994), "A model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income", *Rethinking International Trade*, Cambridge, The MIT Press.
- Lall, S. (2000), "The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-1998", *QEH Working Paper Series*, Nº 44, Universidad de Oxford.
- Levin, A., C. Lin y C. J. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, vol. 108, Nº 1, mayo.
- Mehlum, H., K. Moene y R. Torvik (2006), "Institutions and the resource curse", *The Economic Journal*, vol. 116, Nº 508, enero.
- OEC (Observatorio de Complejidad Económica) (2021), "Métodos" [en línea] <https://oec.world/es/resources/methods> [fecha de consulta: 14 de mayo de 2021].
- Oreiro, J. L. y C. A. Feijó (2010), "Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro", *Revista de Economia Política*, vol. 30, Nº 2, junio.
- Oreiro, J. L., L. L. M. D'Agostini y P. Gala (2020), "Deindustrialization, economic complexity and exchange rate overvaluation: the case of Brazil (1998-2017)", *PSL Quarterly Review*, 73, Nº 295, diciembre.
- Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, Nº S1, noviembre.
- (1996), "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity", *Working Paper*, Nº 96-020, Universidad de Indiana.
- Pereira, H. C. I. y F. J. Missio (2019), "Exchange rate and structural change: evidences for Latin America", documento presentado en el 47º Encuentro Nacional de Economía, São Paulo, 10 a 13 de diciembre.
- Pesaran, M. H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, Nº 2, marzo.
- Pesaran, M. H. e Y. Shin (1999), "An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis", *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, S. Strom (ed.), Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, Nº 3, mayo-junio.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. P. Smith (1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, Nº 446, junio.
- Razin, O. y S. M. Collins (1997), "Real exchange rate misalignments and growth", *Working Paper*, Nº 6174, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Robinson, J. A., R. Torvik y T. Verdier (2006), "Political foundations of the resource curse", *Journal of Development Economics*, vol. 79, Nº 2, abril.
- Rodrik, D. (2009), "Growth after the crisis", *Working Paper*, Nº 65, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Sachs, J. D. y A. M. Warner (1997), "Natural resource abundance and economic growth", Instituto de Desarrollo Internacional de Harvard [en línea] <https://www.earth.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/documents/NaturalResourceAbundanceandEconomicDevelopmentwithWarner-1997.pdf>.
- (1995), "Natural resource abundance and economic growth", *Working Paper*, Nº 5398, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Tang, H. C. (2014), "Exchange rate volatility and intra-Asia trade: evidence by type of goods", *The World Economy*, vol. 37, Nº 2, febrero.

- Taylor, S. J. (1986), *Modelling Financial Time Series*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Thirlwall, A. P. (1979), "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 32, N° 128.
- Thorbecke, W. (2008), "The effect of exchange rate volatility on fragmentation in East Asia: evidence from the electronics industry", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 22, N° 4, diciembre.
- Van der Ploeg, F. (2011), "Natural resources: curse or blessing?", *Journal of Economic Literature*, vol. 42, N° 2, junio.
- Vieira, F. V. y A. O. Damasceno (2016), "Desalinhamento cambial, volatilidade cambial e crescimento econômico: uma análise para a economia brasileira (1995-2011)", *Revista de Economia Política*, vol. 36, N° 4, octubre-diciembre.
- Vu, T. V. (2021), "Does institutional quality foster economic complexity?", *MPRA Paper*, N° 108354, Munich Personal RePEc Archive (MPRA).
- Zhu, S. y otros (2010), "What drives the export sophistication of countries", *Journal of World Economy*, vol. 4.

Anexo A1

Cuadro A1.1

Características del perfil de exportación de los países de la muestra completa, 2019

| País | Productos básicos | Manufactura basada en recursos | Manufactura de baja tecnología | Manufacturas de tecnología media | Manufacturas de alta tecnología |
|-----------------------------|-------------------|--------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| Alemania | | | | X | X |
| Arabia Saudita | X | X | | | |
| Argelia | X | X | | | |
| Argentina | | X | | | |
| Australia | X | X | | | |
| Austria | | | | X | X |
| Bélgica | | | | X | X |
| Brasil | X | X | | | |
| Bulgaria | | X | | | |
| Canadá | | X | | X | X |
| Chequia | | | | X | X |
| Chile | X | | | | |
| China | | | | X | X |
| Chipre | | X | | | X |
| Colombia | X | X | | | |
| Croacia | | X | | | X |
| Dinamarca | | | | X | X |
| Emiratos Árabes Unidos | X | X | X | | X |
| Eslavaquia | | | | X | X |
| Eslovenia | | | | X | X |
| España | | X | | | X |
| Estados Unidos | X | X | | X | X |
| Estonia | | | | X | X |
| Federación de Rusia | X | X | | | |
| Filipinas | | | | | X |
| Finlandia | | X | | X | X |
| Francia | | | | X | X |
| Grecia | | X | | X | |
| Hungría | | | | X | X |
| India | | X | X | X | |
| Indonesia | X | X | X | | |
| Irlanda | | | | X | X |
| Israel | | X | | | X |
| Italia | | X | | | X |
| Japón | | | | X | X |
| Letonia | | X | | | X |
| Lituania | | X | X | | |
| Malasia | | X | | | X |
| Méjico | X | | | | X |
| Noruega | | X | | | |
| Nueva Zelanda | | X | | | |
| Países Bajos (Reino de los) | | X | | | X |
| Perú | X | X | | | |
| Polonia | | | | X | |
| Portugal | | | X | X | |
| Reino Unido | X | | | | X |
| República de Corea | | | | X | X |
| Rumanía | | | | X | |
| Singapur | | | | X | X |
| Sudáfrica | X | X | | | |
| Suecia | | | | X | X |
| Suiza | | X | | | X |
| Tailandia | | | X | X | X |
| Türkiye | | | X | X | X |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Observatorio de Complejidad Económica (OEC) y la clasificación de S. Lall, "The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-1998", *QEH Working Paper Series*, N° 44, Universidad de Oxford, 2000.

La influencia de la solvencia fiscal en el desarrollo del sistema financiero: evidencia para 140 países para 1990-2020

Renzo A. Jiménez-Sotelo

Recibido:15/09/2022
Aceptado:15/08/2024

Resumen

Si existe consenso en que el desarrollo financiero facilita el desarrollo económico a nivel internacional, el desafío para cada gobierno sería implementar políticas que efectivamente impulsen un mayor desarrollo financiero en su país. Este estudio pone a prueba la hipótesis de que una política de mayor solvencia fiscal influye favorablemente en el desarrollo financiero. Los resultados muestran que la solvencia fiscal, aproximada por la calificación de riesgo de la deuda soberana en moneda nacional, influye, a un año, en tres dimensiones del desarrollo financiero: i) apalancamiento crediticio de la economía, ii) eficiencia del diferencial bancario entre las tasas de interés y iii) acceso minorista a través de agencias y cajeros automáticos. Esta prueba confirma que existe un instrumento al que no todos los encargados de formular la política macroeconómica han dado igual importancia al hacer prospectiva estratégica para aumentar el bienestar general de sus poblaciones: la solvencia fiscal.

Palabras clave

Finanzas, política fiscal, hacienda pública, política financiera, deuda pública, riesgo, mercados de capital, capacidad crediticia, desarrollo económico.

Clasificación JEL

F65, G00, O16

Autor

Renzo A. Jiménez-Sotelo es Jurado de tesis en el Departamento de Economía de la Universidad del Pacífico (Perú). Correo electrónico: rjimenezsotelo@yahoo.es.

I. Introducción

De los 218 países y territorios independientes que existen, que a los efectos de este análisis se denominarán “países”, apenas 8, 14 y 37 contaron con alguna calificación de riesgo para su deuda soberana en 1970, 1980 y 1990. No obstante, esa cantidad se incrementó rápidamente y llegó a 168 en 2020. Esto permite estudiar la influencia de la solvencia fiscal en el desarrollo financiero en un conjunto de países que, en promedio, albergaban el 83% de la población mundial y ocupaban el 75% de la superficie disponible en 1990-2020.

Aunque la relación entre finanzas y economía está bien establecida desde hace tiempo (véanse, por ejemplo, Schumpeter, 1911/1967, y Keynes, 1936/2003), el estudio de los determinantes del desarrollo financiero es más reciente y ha sólidamente centrarse casi solo en factores transversales como la tradición legal (La Porta y otros, 1998), la religión que determina hábitos culturales y reglas institucionales (Stulz y Williamson, 2003), la economía política que explica la existencia de diferentes tipos de regulaciones (Pagano y Volpin, 2001) o la dotación geográfica que configuró cada institucionalidad (Acemoglu, Johnson y Robinson, 2001). Algo similar ha ocurrido con el origen legal del acceso financiero de las empresas (Beck, Demirgürç-Kunt y Levine, 2005), las leyes para desarrollar mercados de valores (La Porta, López de Silanes y Shleifer, 2006) y las políticas macroeconómicas asociadas a represión financiera frente a liberalización (Bencivenga y Smith, 1992).

Sin embargo, incluyendo datos temporales de más largo plazo, Rajan y Zingales (2003) mostraron datos de que el desarrollo financiero no siempre ha cambiado monótonamente en el tiempo y, por ello, recomendaron que las aperturas comercial y financiera fueran simultáneas como instrumento de política para acelerar el desarrollo financiero. Aunque Chin e Ito (2006) sostuvieron después que la liberalización comercial sería más bien una condición previa a la liberalización financiera, Baltagi, Demetriades y Law (2009) profundizaron ese enfoque para probar que las aperturas comercial y financiera podrían incluso considerarse como mecanismos sustitutos.

En ese contexto, esta investigación pone a prueba la hipótesis de que hay otro factor que impulsa cambios no monótonos en el desarrollo de los sistemas financieros nacionales y, por ello, puede ser usado como instrumento de política: la solvencia fiscal. Para su aproximación, se construyó y usó un índice anual a partir de las calificaciones de riesgo de las deudas soberanas. Este factor es diferente al de la propia evolución institucional (Acemoglu, Johnson y Robinson, 2005).

En concreto, el problema central se planteó así: ¿puede una mayor solvencia fiscal facilitar un mayor desarrollo del sistema financiero? Para responder esa interrogante, el estudio usó un enfoque cuantitativo no experimental con un diseño de panel no balanceado de alcance explicativo a partir de una muestra de hasta 140 países con datos de casi tres décadas. Considerando su carácter multidimensional, se contrastó su influencia a un año sobre indicadores que aproximan las cuatro dimensiones del desarrollo financiero sugeridas por el Banco Mundial (2019).

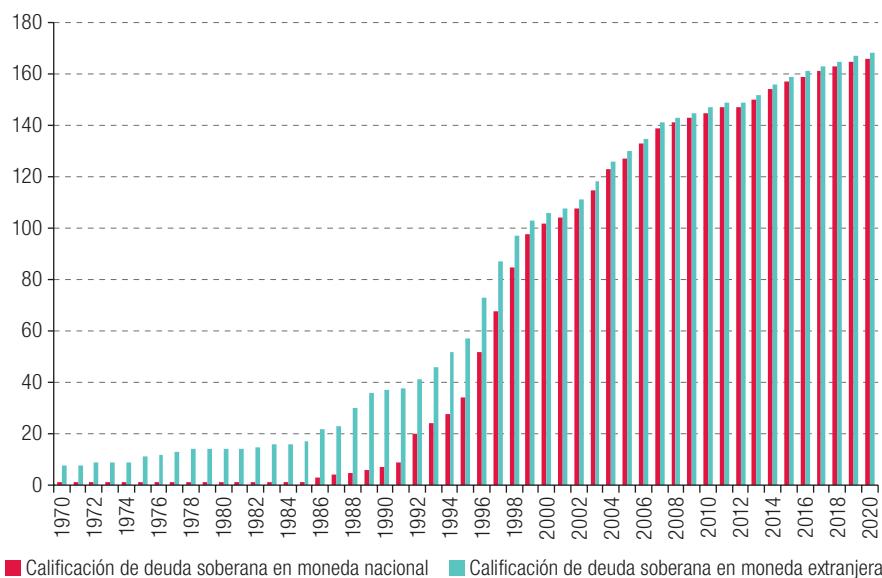
Los resultados muestran que la hipótesis nula que la literatura ha venido asumiendo como cierta se rechaza con indicadores representativos de tres de esas cuatro dimensiones: i) con el apalancamiento crediticio de la actividad económica, un típico indicador de desarrollo financiero; ii) con el diferencial bancario entre las tasas de interés, una medida directa de la eficiencia con la que el sector financiero provee sus servicios al resto de la economía, y iii) con el índice de acceso bancario construido a partir de la cantidad relativa de agencias y cajeros automáticos (FMI, 2023). Esto replantea el típico papel residual que la política macroeconómica ha dado usualmente a la gestión de la deuda pública.

El artículo se divide en cinco secciones, incluida esta introducción. En la segunda se explica la creciente influencia de la solvencia fiscal en el desarrollo financiero a partir del uso más generalizado de las calificaciones de riesgo. En la tercera se detallan los datos disponibles y los criterios empleados para elegir la metodología aplicada en este estudio. En la cuarta se presentan y analizan los resultados obtenidos. En la última sección se presentan las reflexiones finales.

II. El creciente papel de la solvencia fiscal en el desarrollo financiero

En el contexto de la progresiva integración global observada desde los años setenta, cabría esperar que los efectos de las tradicionales fuentes de diferencias entre los diversos países se hayan ido atenuando, especialmente a medida que los Estados han ido acelerando su convergencia mediante la adopción de políticas comunes. Empero, esta convergencia también podría haber potenciado el efecto de algunas de ellas, como las políticas financieras que se empezaron a implantar a partir de las décadas de los años ochenta y noventa, las que progresivamente enfatizaron el uso generalizado de las calificaciones de riesgo como indicador de solvencia (véase el gráfico 1).

Gráfico 1
Países con alguna calificación de riesgo soberano, 1970-2020
(En número de países)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de Expansión, “Rating: calificación de la deuda de los países”, Datosmacro.com, 2024 [en línea] <https://datosmacro.expansion.com/ratings> y World Government Bonds (WGB), “World credit ratings”, 2024 [en línea] <http://www.worldgovernmentbonds.com/world-credit-ratings/>.

Como se sabe, la mayor fuente de convergencia financiera surgió a partir de los principios y estándares emitidos desde 1975 por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea, el mismo que tuvo su origen en la crisis financiera originada por el cierre del Bankhaus Herstatt en Alemania y la negativa del Chase Manhattan Bank a cumplir las órdenes de pago y cheques girados como su corresponsal en los Estados Unidos en 1974 (Walker, 2001, págs. 26-27). Así, habiendo recibido el encargo de desarrollar principios y reglas apropiadas sobre prácticas de regulación y supervisión de los mercados bancarios internacionales que eviten crisis similares en el futuro, en 1988 el Comité introdujo el primer sistema de medidas de capital por riesgo de crédito (BPI, 1998). Este sistema era aplicable no solo a los miembros del Grupo de los Diez (G10) sino a todos los países con bancos internacionalmente activos. En 1996 publicó la modificación de dicho acuerdo de capital para incorporar los requerimientos de capital por riesgos de mercado a partir de 1997 (BPI, 1996). Desde entonces, el proceso no solo no se detuvo, sino que ha continuado profundizándose (por ejemplo, véase BPI, 2001 y 2017).

Ese creciente énfasis en el uso intensivo de calificaciones de riesgo para el cálculo de los requerimientos de capital en todas las entidades de crédito llevó también a una cada vez más estandarizada gestión del riesgo en otros tipos de entidades financieras. Esto disparó la demanda mundial de calificaciones de riesgo: primero de calificaciones de deudas públicas y después de calificaciones de deudas privadas. Desde entonces la calificación de riesgo soberano se ha considerado una referencia clave para establecer el techo que tienen por defecto las calificaciones de todas las empresas que residen en un mismo país. De este modo, esas calificaciones ayudaron cada vez más a determinar las condiciones financieras de moneda, tasa, plazo y cantidad de fondeo que han aplicado los acreedores a los deudores (Borensztein, Cowan y Valenzuela, 2013; OCDE, 2009).

Así, una de las formas menos destacadas sobre el modo en que las finanzas públicas afectan el desarrollo financiero es el nivel de solvencia fiscal con que los políticos electos (o sus asesores) prefieren hacer política macroeconómica en cada país. Por ejemplo, la última crisis financiera internacional volvió a demostrar que las crisis soberanas, en última instancia, se desencadenan por la inminente insolvencia de las finanzas públicas del país en cuestión. A la larga, cualquier insolvencia de un Estado es producto: i) de sus excesivos endeudamientos improductivos acumulados, ii) de sus insuficientes ingresos estructurales, iii) de las expectativas de que cualquier combinación de los dos motivos antes señalados predominará o empeorará en el tiempo (por ejemplo, véase Daniel y otros, 2006), o iv) de las expectativas de que los otros Estados no podrán manejar mucho mejor cualquier combinación de esas situaciones adversas en tiempos de deterioro global generalizado, como los de la última crisis financiera internacional o como los de la última crisis epidemiológica, cuando los capitales no tuvieron a dónde volar.

Anteriormente ya se había discutido la adopción de una regla de oro para prevenir situaciones de crisis originadas por excesivos endeudamientos improductivos o por insuficientes ingresos estructurales en las finanzas públicas: la de prohibir el endeudamiento para financiar gastos improductivos derivados de los servicios corrientes prestados por el Estado, cuyo costo debería ser cubierto con ingresos estructurales. Adoptar esta política implicaría que todo nuevo endeudamiento público solo debería financiar la inversión neta de depreciación (Khan y Mayes, 2009). No obstante, muchos países terminan haciendo incluso lo contrario cuando, ante la creciente presión por un mayor activismo fiscal (y una decreciente voluntad política para emprender reformas tributarias), sus Estados empiezan: i) a endeudarse a plazos que exceden largamente la vida útil de los activos originalmente financiados, ii) a endeudarse para efectuar gastos que no generan los aumentos de ingresos argumentados, iii) a pagar parte de la deuda que se les vence (e incluso sus intereses) con la emisión de nueva deuda o iv) a refinanciar directamente los endeudamientos que se les vencen.

De ahí que, en las últimas décadas, la evaluación y calificación de la capacidad de pago de la deuda pública soberana haya terminado siendo la forma más difundida de valorar la solvencia fiscal en cualquier país. En general, una peor valoración del deudor conlleva una mayor exigencia de rendimiento por parte de los acreedores para compensar el mayor riesgo asumido, y viceversa. De este modo, un mayor pago de intereses explícitos o implícitos por un mismo saldo de deuda desembolsado conlleva una menor capacidad de endeudamiento del deudor, y viceversa.

Por tanto, la solvencia de las finanzas públicas de cualquier país y el nivel de desarrollo de su respectivo sistema financiero están más que estrechamente vinculados: ante una sistemática menor solvencia fiscal relativa, el sistema financiero enfrentará mayores dificultades para lograr cumplir más eficazmente su función central, debido a los subsecuentes mayores costos financieros y menores capacidades de apalancamiento, eficiencia, acceso y estabilidad inducibles, y viceversa.

III. Los datos disponibles y la metodología aplicada

El universo del estudio corresponde a los 218 países existentes en el período 1990-2020. El criterio de selección de las muestras fue contar con la mayor cantidad de unidades con datos disponibles para construir simultáneamente los diferentes indicadores de las variables involucradas. El tamaño máximo de muestra utilizado fue de 140 países, según se muestra en el cuadro 1.

Cuadro 1
Países incluidos en el estudio

| | | | |
|-----------------------------------|----------------------------------|--|--------------------------------------|
| Albania | Costa de Marfil | Israel ^{a b} | Papua Nueva Guinea |
| Alemania ^b | Costa Rica ^a | Italia ^{a b} | Paraguay |
| Angola | Croacia | Jamaica | Perú |
| Arabia Saudita | Dinamarca ^b | Japón ^{a b} | Polonia |
| Argentina | Ecuador | Jordania | Portugal ^b |
| Armenia | Egipto | Kazajistán | Qatar |
| Aruba ^a | El Salvador | Kenya | Reino Unido ^{a b} |
| Australia ^b | Emiratos Árabes Unidos | Kirguistán | República Dominicana |
| Austria ^b | Eslovaquia ^b | Kuwait | Rumania |
| Azerbaiyán | Eslovenia ^b | Lesotho | República de Corea ^b |
| Bahamas ^a | España ^b | Letonia ^b | República de Moldova |
| Bahrein ^a | Estados Unidos ^{a b} | Líbano ^a | República Unida de Tanzania |
| Bangladesh | Estonia ^b | Libia | Rwanda |
| Barbados ^a | Eswatini | Lituania ^b | Senegal |
| Belarús | Etiopía | Luxemburgo ^{a b} | Serbia |
| Bélgica ^b | Federación de Rusia | Macao (China) ^a | Seychelles ^a |
| Belice ^a | Fiji | Macedonia del Norte | Singapur ^{a b} |
| Benín | Filipinas ^a | Madagascar | Sri Lanka |
| Bolivia (Estado Plurinacional de) | Finlandia ^b | Malasia ^a | Sudáfrica |
| Bosnia y Herzegovina | Francia ^b | Malí | Suecia ^b |
| Botswana | Gabón | Malta | Suiza ^{a b} |
| Brasil | Gambia | Marruecos ^a | Suriname |
| Bulgaria | Georgia | Mauricio ^a | Tailandia ^a |
| Burkina Faso | Ghana | México | Taiwán ^b |
| Cabo Verde | Grecia ^b | Mongolia | Tayikistán |
| Camboya | Guatemala | Montenegro | Togo |
| Camerún | Honduras | Namibia | Túnez |
| Canadá ^b | Hong Kong (China) ^{a b} | Nicaragua | Türkiye |
| Chequia ^b | Hungría | Níger | Ucrania |
| Chile | India | Noruega ^b | Uganda |
| China | Indonesia | Nueva Zelanda ^b | Uruguay ^a |
| Chipre ^{a b} | Irán | Omán | Uzbekistán |
| Colombia | Iraq | Países Bajos (Reino de los) ^{a b} | Venezuela (República Bolivariana de) |
| Congo | Irlanda ^{a b} | Pakistán | Viet Nam |
| Congo (República Democrática del) | Islandia ^b | Panamá ^a | Zambia |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, “Indicadores”, 2024 [en línea] <https://datos.bancomundial.org/> indicador, Fondo Monetario Internacional (FMI), “Offshore financial centers: IMF background paper”, 23 de junio de 2000 [en línea] <https://www.imf.org/external/np/mae/oshore/2000/eng/back.htm> y Moody's Investors Service, *Moody's Country Credit Statistical Handbook*, Nueva York, ediciones de 2012 a 2019.

^a Paraíso fiscal.

^b País industrializado.

Para la construcción de los indicadores, los datos relacionados a la variable dependiente corresponden al sistema financiero de cada país; los relacionados a la variable independiente corresponden a la parte del respectivo sector público conocida como gobierno central, y los relacionados a las variables controladas corresponden a la actividad específica agregada del país respectivo, según se detalla en el cuadro 2.

Cuadro 2
Indicadores seleccionados

| Variables | Indicadores | Fórmulas | Símbolos | Bases de datos |
|--------------------------|--|---|---------------|---|
| Desarrollo financiero | Apalancamiento financiero de la actividad económica | (Crédito privado de las entidades de depósito y otras) / PIB * 100 | <i>Ycred</i> | Banco Mundial (2023a) |
| | | Índice de profundidad de las entidades financieras | <i>Yipro</i> | FMI (2023) |
| | Acceso bancario a través de agencias y cajeros automáticos | Índice de acceso de las entidades financieras | <i>Yiacc</i> | |
| | Eficiencia del diferencial bancario entre las tasas de interés, reales o nominales | 1 / (1 + tasa de interés real activa - tasa de interés real pasiva) * 100, promedio | <i>Ytir_i</i> | Banco Mundial (2023a) |
| | | 1 / (1 + tasa de interés nominal activa - tasa de interés nominal pasiva) * 100, promedio | <i>Ytin_i</i> | |
| | Estabilidad por desdolarización financiera | 1 - (porcentaje de dolarización de los depósitos bancarios) * 100, promedio | <i>Yddol</i> | Moody's Investors Service (2012-2019) y bancos centrales varios |
| Solvencia fiscal | Índice de riesgo soberano en moneda nacional | Promedio ponderado diario de las calificaciones de riesgo de deuda soberana de Moody's, S&P y Fitch | <i>Xrsmn</i> | Expansión (2024) y WGB (2024) |
| Curva soberana | Mercado interno de deuda pública | (Valores de deuda pública interna / valores de deuda pública total) * 100, promedio | <i>Zmidp</i> | Banco Mundial (2023a) |
| Desarrollo económico | Ingreso neto per cápita ajustado | (Producto interno neto + ingreso externo neto, paridad de poder adquisitivo en euros 2022) / población total | <i>Zinpc</i> | World Inequality Lab (2024) |
| | Equidad de ingreso neto del 10% más rico de la población | Ingreso nacional <i>ex ante</i> impuestos y <i>ex post</i> pensiones del 10% más rico / ingreso nacional <i>ex ante</i> impuestos y <i>ex post</i> pensiones del 100% | <i>Zequi</i> | |
| Apertura comercial | Comercio internacional | (Exportaciones + importaciones) / producto interno bruto | <i>Zac</i> | Banco Mundial (2024) |
| Estabilidad | Nivel de precios | Índice de precios al consumidor | <i>Zipc</i> | |
| Institucionalidad | Gobernanza pública | Promedio simple de los indicadores de gobernanza pública | <i>Zgob</i> | Banco Mundial (2023b) |
| Apertura financiera | Balance externo total | (Activos externos + pasivos externos) / producto interno bruto | <i>Zafbe</i> | Milesi-Ferretti (2025) |
| | Apertura de cuenta de capital | Índice de apertura financiera | <i>Zafcc</i> | Chin e Ito (2021) |
| Países más desarrollados | Países industrializados | 1, en otro caso 0 | <i>Bind</i> | Moody's Investors Service (2012) |
| Crisis | Crisis bancaria | 1, en otro caso 0 | <i>Bcri</i> | Banco Mundial (2023a) |
| Paraísos fiscales | Centros financieros de ultramar | 1, en otro caso 0 | <i>Bpf</i> | FMI (2000) |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, "Global Financial Development", 2023a [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/global-financial-development>; "Worldwide Governance Indicators", 2023b [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>, y "World Development Indicators", 2024 [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>; Fondo Monetario Internacional (FMI), Financial Development Index Database, 2023 [en línea] <https://data.imf.org/?sk=f8032e80-b36c-43b1-ac26-493c5b1cd33b> y "Offshore financial centers: IMF background paper", 23 de junio de 2000 [en línea] <https://www.imf.org/external/np/mae/o/shore/2000/eng/back.htm>; Moody's Investors Service, Moody's *Country Credit Statistical Handbook*, Nueva York, 2012-2019; Expansión, "Rating: calificación de la deuda de los países", Datosmacro.com, 2024 [en línea] <https://datosmacro.expansion.com/ratings>; World Government Bonds (WGB), "World credit ratings", 2024 [en línea] <http://www.worldgovernmentbonds.com/world-credit-ratings/>; World Inequality Lab, World Inequality Database, 2024 [en línea] <https://wid.world>; G. M. Milesi-Ferretti, "The external wealth of nations database", 13 de enero de 2025 [en línea] <https://www.brookings.edu/articles/the-external-wealth-of-nations-database>; M. D. Chin y H. Ito, "The Chinn-Ito Index: a de jure measure of financial openness", Universidad del Estado de Portland, 2021 [en línea] https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm.

Nota: El indicador *Xrsmn* fue construido considerando subcategorías de riesgo (+/-) y perspectivas (+/-). Toma los valores de 1,00, 0,90, 0,75, 0,60, 0,45, 0,30, 0,15, 0,05 y 0,00 para las categorías de calificación de riesgo 'AAA', 'AA', 'A', 'BBB', 'BB', 'B', 'CCC', 'CC' y 'C' (o menos).

Además de los indicadores de apertura y de institucionalidad analizados por Rajan y Zingales (2003), Chin e Ito (2006) y Baltagi, Demetriades y Law (2009), siguiendo a Clarke, Xu y Zou (2006) y Almarzoqi, Naceur y Kotak (2015), se incluyeron como otros posibles determinantes del desarrollo financiero que varían en el tiempo a la equidad del ingreso y a la estabilidad monetaria. Asimismo, según lo hallado en Jiménez-Sotelo (2023), también se evaluó el papel de la curva soberana provista por un mercado interno de deuda pública. Los determinantes que no evolucionan en el tiempo se consideraron, en forma agregada, como parte de la heterogeneidad de cada país.

Los datos utilizados abarcan el 98,4% y el 97,5% superior de los respectivos rangos de datos observados para los 187 y 162 países del mundo que tienen información para los indicadores *Ycréd* (4,93% del PIB o mayor) y *Xrsmn* ('CC' estable o mejor). En el cuadro 3 se muestran algunos estadísticos de los indicadores seleccionados.

Cuadro 3
Resumen estadístico

| Indicador | Media | Mediana | Desviación estándar | Mínimo | Máximo | Observaciones | Período |
|--------------|--------|---------|---------------------|--------|---------|---------------|-----------|
| <i>Ycréd</i> | 63,69 | 52,51 | 43,91 | 4,93 | 304,57 | 2 990 | 1990-2020 |
| <i>Yipro</i> | 0,34 | 0,24 | 0,27 | 0,02 | 1,00 | 3 040 | 1990-2020 |
| <i>Yiacc</i> | 0,42 | 0,38 | 0,28 | 0,00 | 1,00 | 3 040 | 1990-2020 |
| <i>Ytir</i> | 6,22 | 4,86 | 6,45 | -11,86 | 53,00 | 1 863 | 1990-2020 |
| <i>Ytin</i> | 6,68 | 5,11 | 7,11 | -13,09 | 56,39 | 1 869 | 1990-2020 |
| <i>Yddol</i> | 74,47 | 82,06 | 26,44 | 0,00 | 100,00 | 2 238 | 1990-2020 |
| <i>Xrsmn</i> | 0,62 | 0,61 | 0,26 | 0,02 | 1,00 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zmidp</i> | 82,41 | 88,66 | 18,15 | 0,09 | 100,00 | 1 196 | 1990-2020 |
| <i>Zinpc</i> | 23 785 | 17 613 | 19 038 | 1 535 | 151 272 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zequi</i> | 0,44 | 0,44 | 0,10 | 0,23 | 0,71 | 2 999 | 1990-2020 |
| <i>Zac</i> | 89,74 | 76,88 | 58,11 | 15,16 | 442,62 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zipc</i> | 98,41 | 97,27 | 49,32 | 0,00 | 951,62 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zgob</i> | 59,39 | 58,48 | 24,56 | 3,35 | 99,65 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zgob#</i> | 57,25 | 54,74 | 24,28 | 3,27 | 99,76 | 2 559 | 1996-2020 |
| <i>Zafbe</i> | 6,27 | 1,62 | 24,94 | 0,07 | 405,40 | 3 065 | 1990-2020 |
| <i>Zafcc</i> | 0,63 | 0,70 | 0,36 | 0,00 | 1,00 | 2 936 | 1990-2020 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, "Global Financial Development", 2023a [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/global-financial-development>; "Worldwide Governance Indicators", 2023b [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>, y "World Development Indicators", 2024 [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>; Fondo Monetario Internacional (FMI), Financial Development Index Database, 2023 [en línea] <https://data.imf.org/?sk=f8032e80-b36c-43b1-ac26-493c5b1cd33b> y "Offshore financial centers: IMF background paper", 23 de junio de 2000 [en línea] <https://www.imf.org/external/np/mae/offshore/2000/eng/back.htm>; Moody's Investors Service, *Moody's Country Credit Statistical Handbook*, Nueva York, 2012-2019; Expansión, "Rating: calificación de la deuda de los países", Datosmacro.com, 2024 [en línea] <https://datosmacro.expansion.com/ratings>; World Government Bonds (WGB), "World credit ratings", 2024 [en línea] <http://www.worldgovernmentbonds.com/world-credit-ratings/>; World Inequality Lab, World Inequality Database, 2024 [en línea] <https://wid.world>; G. M. Milesi-Ferretti, "The external wealth of nations database", 13 de enero de 2025 [en línea] <https://www.brookings.edu/articles/the-external-wealth-of-nations-database>; M. D. Chin y H. Ito, "The Chinn-Ito Index: a de jure measure of financial openness", Universidad del Estado de Portland, 2021 [en línea] https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm.

Nota: Se denota *Zgob#* al indicador que excluye todos los datos de 1990-1995, que fueron imputados estocásticamente en el indicador *Zgob*.

Asimismo, como algunos indicadores no eran series de tiempo tan cortas, y en algunos casos incluían series macroeconómicas, era probable que algunas tuvieran tendencia o mostraran persistencia después de cualquier cambio o choque en el tiempo. En el caso de la variable dependiente, en todas las pruebas (*p*, *Z*, *L** y *Pm*), los indicadores *Ytir_i*, *Ytin_i* y *Yddol* en niveles y los indicadores *Ycréd*, *Yipro* y *Yiacc* en logaritmos (abreviados como *InYcréd*, *InYinpc* y *InYiacc*) rechazaron, a un nivel de significancia menor al 5%, la hipótesis nula de que todos los paneles contengan raíz unitaria cuando en

las pruebas se incluyó tanto la opción de tendencia temporal como la opción de solo deriva, sin eliminar y eliminando las medias transversales para ayudar a controlar la eventual correlación contemporánea que pudiera haber entre países.

En el caso del indicador de solvencia fiscal $Xrsmn$ no fue necesario aplicar ninguna transformación para rechazar, a un nivel de significancia menor al 5%, la hipótesis nula de que todos los paneles contengan raíz unitaria con tendencia temporal o solo con deriva eliminando las medias transversales. Cuando no se eliminaron las medias transversales, no se pudo rechazar la hipótesis nula, pero esta situación no se consideró preocupante, pues, por su propia naturaleza (ser difundidos) y por su metodología de construcción (comparación por pares), así como por el comportamiento de su público objetivo (inversionistas que solo pueden invertir en una alternativa desinvirtiendo en las otras), siempre existirá correlación contemporánea.

En el caso de las variables controladas, los resultados de las pruebas de raíz unitaria se mostraron afines con lo previsto por la teoría, por lo que en cada caso se hicieron, o no, las transformaciones pertinentes. En el caso de los indicadores $Zinpc$, $Zequi$, $Zipc$ y $Zapbe$, estos se mostraron estacionarios en diferencias logarítmicas (abreviados como $dlnZinpc$, $dlnZequi$, $dlnZipc$ y $dlnZapbe$), mientras que en el caso de los indicadores Zac , $Zgob$ y $Zafcc$ no fue necesaria ninguna transformación, igual que en el caso del indicador de la curva soberana, $Zmidp$.

En el cuadro 4 se muestran las correlaciones con los indicadores transformados o no, según corresponda.

Cuadro 4
Matriz de correlaciones

| | InYcred | InYipro | InYiacc | Ytir_i | Ytin_i | Yddol | Xrsmn | Zmidp |
|-----------------|-----------------|------------|----------------|-------------|--------------|-----------------|--------------|--------|
| InYcred | 1,0000 | | | | | | | |
| InYipro | 0,8601*** | 1,0000 | | | | | | |
| InYiacc | 0,7787*** | 0,7334*** | 1,0000 | | | | | |
| Ytir_i | 0,2646*** | 0,2190*** | 0,1884*** | 1,0000 | | | | |
| Ytin_i | 0,2912*** | 0,2171*** | 0,2072*** | 0,9171*** | 1,0000 | | | |
| Yddol | 0,2652*** | 0,3531*** | 0,2465*** | 0,3276*** | 0,3047*** | 1,0000 | | |
| Xrsmn | 0,6678*** | 0,7359*** | 0,5361*** | 0,3000*** | 0,3185*** | 0,4443*** | 1,0000 | |
| Zmidp | 0,4022*** | 0,3577*** | 0,1696*** | 0,2963*** | 0,3116*** | 0,4972*** | 0,3481*** | 1,0000 |
| <i>dlnZinpc</i> | <i>dlnZequi</i> | <i>Zac</i> | <i>dlnZipc</i> | <i>Zgob</i> | <i>Zgob#</i> | <i>dlnZafbe</i> | <i>Zafcc</i> | |
| <i>dlnZinpc</i> | 1,0000 | | | | | | | |
| <i>dlnZequi</i> | -0,0339** | 1,0000 | | | | | | |
| <i>Zac</i> | 0,0356** | -0,0272* | 1,0000 | | | | | |
| <i>dlnZipc</i> | -0,1620*** | 0,0407*** | -0,0688*** | 1,0000 | | | | |
| <i>Zgob</i> | 0,0277** | 0,0563*** | 0,3218*** | -0,1842*** | 1,0000 | | | |
| <i>Zgob#</i> | -0,0187 | 0,0351** | 0,3391*** | -0,2087*** | 0,9988*** | 1,0000 | | |
| <i>dlnZafbe</i> | -0,1507*** | 0,0341** | 0,0186 | 0,0691*** | 0,0690*** | 0,0992*** | 1,0000 | |
| <i>dlnZafcc</i> | 0,0155 | 0,0268* | 0,2420*** | -0,1796*** | 0,5098*** | 0,5338*** | 0,0207 | 1,0000 |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: Significancia menor al 1%(***)*, el 5%(**) y el 10%(*).

Por consiguiente, en armonía con los anteriores estudios de los determinantes del desarrollo financiero, la teoría actualizada con la hipótesis propuesta se expresó de la siguiente manera:

$$\text{Teoría: } y = F(x, z1, z2, z3, z4, z5, z6, z7, z8, z9\dots) = F(X', Z')$$

$$\text{Hipótesis: } \frac{\partial y}{\partial x} = \gamma > 0$$

Así, para falsar la hipótesis propuesta, se planteó como hipótesis nula la que la literatura asume como cierta, y como hipótesis alterna, su contraria:

H0: Una mayor capacidad de pago de la deuda soberana dificulta o no facilita el desarrollo financiero ($\gamma \leq 0$).

H1: Una mayor capacidad de pago de la deuda soberana facilita el desarrollo financiero ($\gamma > 0$).

Asimismo, dado el problema de incertidumbre de modelo que enfrenta la explicación del desarrollo financiero (Huang, 2011), para la estimación inicial se siguió el mismo enfoque empleado en Rajan y Zingales (2003), utilizando modelos de datos de panel estáticos de varios períodos de tiempo y considerando que, en las hipótesis causales, las variables independientes (causas) deben anteceder en forma verosímil a la dependiente (efecto):

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t-1} * \gamma + Z'_{i,t-1} * \beta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

En la ecuación 1, y representa cualquiera de las especificaciones indicadas en el cuadro 2 para aproximar el desarrollo financiero, x representa la especificación indicada para aproximar la solvencia fiscal e γ su parámetro, que es el de interés; Z representa un vector con las especificaciones indicadas para aproximar las variables de control y β un vector con sus parámetros respectivos; α representa un escalar y ε representa un término de error que, además del componente idiosincrático, incluye efectos temporales y efectos individuales. Además, i representa la dimensión individual de N países y t , la dimensión temporal de T años.

Para obtener resultados robustos con estos modelos estáticos, se utilizó un modelo de datos de panel con efectos fijos individuales y temporales, considerando los efectos inducidos por la heterogeneidad de cada país y por la financierización (Palley, 2009), para lo cual se hicieron las pruebas de especificación siguientes: la prueba de Wald (1940) para verificar si los coeficientes fijos eran conjunta y significativamente diferentes de cero; la prueba del multiplicador de Lagrange (Breusch y Pagan, 1980) para verificar si la varianza del estimador de efectos aleatorios y la del de datos agrupados eran diferentes; la prueba de Hausman (1978) para determinar si era viable una especificación con efectos aleatorios en lugar de la de efectos fijos; la prueba de Wald modificada (Greene, 2002) para verificar si existía heterocedasticidad en los efectos fijos individuales, y la prueba de Wooldridge (2002) para verificar si existía correlación de primer orden en los errores. Según la literatura de los determinantes del desarrollo financiero, hay varios determinantes invariantes en el tiempo que explican las diferencias transversales de desarrollo financiero entre los diferentes países y, por ello, la especificación teórica que se esperó comprobar empíricamente fue la de efectos fijos.

Asimismo, dependiendo de la naturaleza estacionaria del indicador utilizado como especificación para aproximar el desarrollo financiero, en los modelos de datos de panel no solo se evaluó el planteamiento estático utilizado por Rajan y Zingales (2003), sino también un planteamiento dinámico como el utilizado por Baltagi, Demetriades y Law (2009), para lo cual en la ecuación 1 se añadió el respectivo rezago $y_{i,t-1}$ con su coeficiente δ como otro regresor más, según se ve en la ecuación 2:

$$y_{i,t} = \alpha + y_{i,t-1} * \delta + x_{i,t-1} * \gamma + Z'_{i,t-1} * \beta + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Para obtener resultados robustos con estos modelos dinámicos, se utilizó la prueba de Arellano-Bond en el modelo de primeras diferencias con el fin de determinar si se presentaba autocorrelación de orden 1 y, por consiguiente, el término de error original no presentaba autocorrelación. Si bien se debería rechazar la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación de orden 1, no se debería poder rechazar para una autocorrelación de orden 2 o mayor para poder utilizar los rezagos respectivos como instrumentos. Si no se pudiera rechazar la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación de

orden 1, ello implicaría que no tiene sentido un planteamiento de modelo dinámico, sino que el modelo estático sería el pertinente. En el modelo dinámico sería necesario, además, efectuar las pruebas de Sargan (1958) o de Hansen (1982) para determinar la validez conjunta de los instrumentos utilizados en la estimación del método generalizado de momentos (MGM), donde solo la segunda es robusta a heterocedasticidad o autocorrelación, aunque propensa a la debilidad por exceso de instrumentos. Por ello, se buscó considerar como regla general mínimamente arbitraria que los instrumentos no superen en número a las unidades involucradas, así como que el valor de probabilidad de la prueba de Hansen se halle idealmente entre 0,10 y 0,25 (Roodman, 2009) o al menos entre 0,05 y 0,80 (Labra y Torrecillas, 2014).

Finalmente, dada la naturaleza de la hipótesis, en el programa estadístico Stata 16.1 se programaron pruebas unilaterales para cada caso particular.

IV. Presentación y análisis de los resultados

Aunque por razones de espacio no se muestran los cálculos, en todos los casos se rechazó empíricamente una especificación de modelos con datos agrupados o con efectos aleatorios individuales, lo que es consistente con la teoría y con todos los hallazgos previos. Asimismo, aunque no se exhiben todos los modelos usados para obtener los resultados de los contrastes de hipótesis que se exponen más adelante, a continuación se muestran tres conjuntos de modelos representativos de tres aspectos del desarrollo financiero (profundidad, acceso y eficiencia).

a) Influencia sobre la profundidad del desarrollo financiero

En el cuadro 5, el primer conjunto representativo de regresiones presentadas corresponde al de la profundidad del desarrollo financiero ($\ln Y_{créd}$). Ahí se muestra que, una vez tenida en cuenta la presencia de endogeneidad que se genera a lo largo del tiempo, los países con mayor solvencia fiscal experimentaron incrementos más rápidos en la profundización del desarrollo financiero. El nivel de significancia se mantiene independientemente del método utilizado y de si se usan solo los datos originales de gobernanza para 1996-2020 ($Zgob\#$) o también el panel que incluye una imputación estocástica para 1990-1995 ($Zgob$).

En dicho conjunto resalta que los coeficientes estimados prácticamente se duplcan cuando se consideran las variables relacionadas con el desarrollo financiero, el crecimiento económico y la solvencia fiscal como predeterminadas (0,692 o 0,682) en lugar de considerarlas solo como exógenas (0,339 o 0,349).

Esa diferencia implica que a la mejora de una subcategoría en la calificación de riesgo de la deuda soberana que pudiera haber obtenido un país en 1990-2020 (digamos, de 'BB+' a 'BB-', o de 'A-' a 'A') le habría correspondido un aumento de $\Delta \ln Y_{da_{pred}} = \gamma_{pred} * \Delta X = 0,6924 * 0,05 = 0,0346 \approx 3,46\%$, en vez de $\Delta \ln Y_{da_{exóg}} = \gamma_{exóg} * \Delta X = 0,3398 * 0,05 = 0,0170 \approx 1,70\%$ en el grado del apalancamiento de su ratio de créditos/PIB después de un año, con un nivel de significancia menor al 1%.

Cuando las regresiones solo toman en cuenta el período 1996-2020, la diferencia no cambia mucho. Como se puede calcular, los efectos sobre el ratio créditos/PIB serían del 3,41% y el 1,75% respectivamente sin alteraciones en la significancia.

Cabe añadir que, aunque no se muestran, los coeficientes tampoco varían mucho cuando en los seis modelos se sustituye el indicador de apertura financiera $d\ln Zafbe$ por $Zafcc$. Así, manteniendo todo lo demás constante, los efectos alternativos sobre el ratio créditos/PIB habrían sido respectivamente del 3,58% y el 1,60% en 1990-2020.

Cuadro 5
Solvencia fiscal y profundidad del desarrollo financiero, 1990-2020

| Variables explicativas y estadísticos | Variable dependiente: $\ln Y_{créd,t}$ | | | | | |
|---------------------------------------|--|-----------------------------|------------------------------|---|------------------------------|-----------------------------|
| | Muestra completa / Modelo de regresión | | | Muestra 1996-2020 / Modelo de regresión | | |
| | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado |
| $\ln Y_{créd,i,t-1}$ | 0,8680613*** (0,0143229) | 0,8589265*** (0,0247571) | 0,885147*** (0,0273638) | 0,8455328*** (0,0194745) | 0,8207319*** (0,0373274) | 0,8786502*** (0,0319782) |
| $Xrsmn_{i,t-1}$ | 0,3325568*** (0,0524699) | 0,3397579*** (0,0561122) | 0,692402*** (0,1613847) | 0,32354*** (0,0514716) | 0,3492504*** (0,0607408) | 0,6824334*** (0,1624322) |
| $dlnZinpc_{i,t-1}$ | 0,2383714*** (0,061217) | 0,2347911*** (0,0590409) | 0,3114254*** (0,0653215) | 0,1973124*** (0,0717308) | 0,1830918** (0,0727845) | 0,2778341*** (0,0767843) |
| $Zac_{i,t-1}$ | -0,0004701* (0,0002401) | -0,0004765** (0,0002344) | -0,0004644** (0,0002294) | -0,0005965* (0,00031) | -0,0006074** (0,0003086) | -0,0005532* (0,0002891) |
| $dlnZlpc_{i,t-1}$ | -0,0509099 (0,06017) | -0,0511841 (0,0607316) | -0,017643 (0,0467503) | -0,6296721*** (0,2307837) | -0,6454909*** (0,2282339) | -0,5285593** (0,2269714) |
| $Zgob_{i,t-1}$ | -0,000848 (0,0007991) | -0,0008239 (0,0007796) | -0,0033954*** (0,0012808) | | | |
| $Zgob\#_{i,t-1}$ | | | | -0,0005893 (0,000809) | -0,0009093 (0,000831) | -0,003794** (0,0015129) |
| $dlnZafbe_{i,t-1}$ | 0,0019696 (0,0257789) | 0,0034206 (0,0268439) | -0,0112844 (0,0274954) | 0,0121906 (0,0200891) | 0,0179426 (0,0203351) | -0,0143273 (0,0231375) |
| $Bcri_{i,t}$ | -0,037363** (0,0148846) | -0,0347609** (0,0176862) | -0,0359697** (0,0146322) | -0,0142034 (0,0187689) | -0,0077857 (0,0224503) | -0,0221267 (0,018523) |
| Instrumentos | 117 | 94 | | 87 | 85 | |
| Valor-p AR(1) | 0,000 | 0,000 | | 0,000 | 0,000 | |
| Valor-p AR(2) | 0,587 | 0,508 | | 0,284 | 0,415 | |
| Valor-p Hansen | 0,136 | 0,129 | | 0,040 | 0,141 | |
| Observaciones | 2 866 | 2 726 | 2 726 | 2 368 | 2 228 | 2 228 |
| Países | 140 | 138 | 138 | 140 | 138 | 138 |
| T máximo | 30 | 29 | 29 | 21 | 20 | 20 |
| T promedio | 20,5 | | | 16,9 | | |
| Balanceo | 68,2% | 68,1% | 68,1% | 80,5% | 80,7% | 80,7% |
| Robustos | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: MGM – Método generalizado de momentos; MCO – Método de mínimos cuadrados ordinarios. Error estándar entre paréntesis. Significancia menor al 1% (**), al 5%(**) y al 10%(*). Se usó el estimador de efectos fijos xreg, fe vce (cluster), y el del MGM en diferencias robusta, ortogonal y con colapso de instrumentos xtabond2. No se muestra la constante ni los efectos fijos.

Asimismo, conviene resaltar que, a diferencia de los sorprendentes coeficientes negativos y significativos obtenidos para el logaritmo del PIB per cápita como indicador de actividad económica en todas las especificaciones de Baltagi, Demetriades y Law (2009) efectuadas para 1980-2003, aquí se obtuvieron coeficientes positivos y significativos para el crecimiento del logaritmo del ingreso nacional per cápita usado para aproximar a la misma variable, lo que sí es compatible con la teoría.

Al comparar los coeficientes de la apertura comercial, la apertura financiera y la institucionalidad, aquí sus niveles de significancia se reducen o desaparecen, pero al mismo tiempo los coeficientes de los indicadores de riesgo soberano, inflación y crisis bancarias no contemplados antes surgen muy significativos.

b) Influencia sobre el acceso del desarrollo financiero

Un segundo conjunto representativo de regresiones está en el cuadro 6 y corresponde al acceso del desarrollo financiero ($\ln Y_{iacc}$). Los resultados muestran que, una vez tenida en cuenta la presencia de endogeneidad generada a lo largo del tiempo, los países con mayor solvencia fiscal experimentaron

incrementos más rápidos en el acceso del desarrollo financiero en 1990-2020. Los resultados se mantienen robustos independientemente del método utilizado y de si se usan solo los datos originales de gobernanza para 1996-2020 (*Zgob#*) o el panel completado estocásticamente para 1990-1995 (*Zgob*).

Cuadro 6
Solvencia fiscal y acceso del desarrollo financiero, 1990-2020

| Variables explicativas y estadísticos | Variable dependiente: <i>InYiacc_{i,t}</i> | | | | | |
|---------------------------------------|--|------------------------------|------------------------------|---|------------------------------|------------------------------|
| | Muestra completa / Modelo de regresión | | | Muestra 1996-2020 / Modelo de regresión | | |
| | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado |
| <i>InYiacc_{i,t-1}</i> | 0,9417711*** (0,0154656) | 0,9795722*** (0,0137645) | 0,9466446*** (0,0210961) | 0,9182313*** (0,0177097) | 0,9591043*** (0,0150924) | 0,9133366*** (0,0240353) |
| <i>Xrsmn_{i,t-1}</i> | 0,0960823*** (0,0324232) | 0,0743886** (0,0299508) | 0,5477657*** (0,1463966) | 0,0977262*** (0,0342875) | 0,0892555*** (0,03424) | 0,6038011*** (0,1391253) |
| <i>dlnZinpc_{i,t-1}</i> | 0,1476567*** (0,0501417) | 0,1344388*** (0,0494193) | 0,1800687*** (0,0587039) | 0,1380398*** (0,0501918) | 0,125517** (0,0499179) | 0,1641078*** (0,0625293) |
| <i>Zac_{i,t-1}</i> | -0,0002576* (0,0001326) | -0,0001797 (0,0001241) | -0,0002383 (0,0001502) | -0,0004058** (0,0001558) | -0,0003127** (0,000145) | -0,0003513* (0,0001809) |
| <i>dlnZipc_{i,t-1}</i> | 0,0212351 (0,0240985) | 0,0263145 (0,0202883) | 0,0625114*** (0,0150415) | -0,0192667 (0,0722245) | -0,0015206 (0,0594104) | 0,085399 (0,0754055) |
| <i>Zgob_{i,t-1}</i> | -0,0015135** (0,0006899) | -0,0017563*** (0,0006313) | -0,0046347*** (0,0012208) | | | |
| <i>Zgob#_{i,t-1}</i> | | | | -0,0010286 (0,0006891) | -0,0019763*** (0,0007301) | -0,0051143*** (0,0012746) |
| <i>dlnZafbe_{i,t-1}</i> | -0,0041355 (0,0123553) | -0,010834 (0,0127637) | -0,0200816 (0,0157915) | -0,0016155 (0,0126394) | -0,0131965 (0,0135404) | -0,0284125* (0,0159119) |
| <i>Bcri_{i,t}</i> | -0,0266851*** (0,0057134) | -0,0281912*** (0,0054096) | -0,0172087* (0,0088784) | -0,0214399*** (0,0061949) | -0,0245644*** (0,0059303) | -0,0170789 (0,0104303) |
| Instrumentos | 117 | 94 | | | 87 | 85 |
| Valor-p AR(1) | 0,000 | 0,000 | | | 0,000 | 0,000 |
| Valor-p AR(2) | 0,297 | 0,277 | | | 0,567 | 0,673 |
| Valor-p Hansen | 0,185 | 0,115 | | | 0,038 | 0,116 |
| Observaciones | 2 899 | 2 762 | 2 762 | 2 394 | 2 257 | 2 257 |
| Países | 137 | 135 | 135 | 137 | 135 | 135 |
| T máximo | 30 | 29 | 29 | 21 | 20 | 20 |
| T promedio | 21,2 | | | 17,5 | | |
| Balanceo | 70,5 | 70,5% | 70,5% | 83,2% | 83,6% | 83,6% |
| Errores robustos | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: MGM – Método generalizado de momentos; MCO – Método de mínimos cuadrados ordinarios. Error estándar entre paréntesis. Significancia menor al 1% (**), al 5% (*) y al 10% (*). Se usó el estimador de efectos fijos *xreg, fe vce (cluster)*, y el del MGM en diferencias robusta, ortogonal y con colapso de instrumentos *xtabond2*. No se muestra la constante ni los efectos fijos.

Se destaca que los coeficientes estimados prácticamente se septuplican cuando se consideran las variables relacionadas con el desarrollo financiero, el crecimiento económico y la solvencia fiscal como predeterminadas (0,548 o 0,604) en lugar de considerarlas solo como exógenas (0,074 o 0,089).

Esa diferencia implica que, a la mejora de una subcategoría en la calificación de riesgo de la deuda soberana que pudiera haber obtenido un país en 1990-2020, le habría correspondido un aumento de $\Delta \ln Yabb_{pred} = \gamma_{pred} * \Delta X = 0,5478 * 0,05 = 0,0273 \approx 2,73\%$ en lugar de $\Delta \ln Yabb_{exog} = \gamma_{exog} * \Delta X = 0,0744 * 0,05 = 0,0037 \approx 0,37\%$ en el índice de acceso por medio de agencias y cajeros después de un año, con un nivel de significancia menor al 1%.

Esos resultados significativos se incrementan ligeramente cuando solo se toma en cuenta el período 1996-2020: 3,02% y 0,45%, respectivamente.

Se resalta que los efectos se reducen un poco cuando en los seis modelos se sustituye el indicador de apertura financiera *dlnZafbe* por *Zafcc*. Así, aunque no se muestran las regresiones, manteniendo todo lo demás constante, los efectos estimados habrían sido respectivamente del 2,34% y el 0,31% en 1990-2020.

En este caso, no se han identificado estudios previos que hayan utilizado este indicador de acceso para aproximar el desarrollo financiero.

c) Influencia sobre la eficiencia del desarrollo financiero

Un tercer grupo representativo de regresiones se muestra en el cuadro 7 y corresponde al de la eficiencia del desarrollo financiero ($\ln Y_{iacc}$). En este caso se verificó que no se generaba endogeneidad a lo largo del tiempo. Los resultados muestran que los países con mayor solvencia fiscal experimentaron mayores niveles de eficiencia traducidos en menores diferenciales bancarios entre sus tasas de interés reales (Y_{tir}) y nominales (Y_{tin}) en 1990-2020.

Cuadro 7
Solvencia fiscal y eficiencia del desarrollo financiero, 1990-2020

| Variables explicativas y estadísticos | Variable dependiente | | | Variable dependiente | | |
|---------------------------------------|--|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| | Modelo de regresión: MCO Efectos fijos / Alcance de la muestra | | | | | |
| | Completa | 1996-2020 | 0%< Y_{tir} <100% | Completa | 1996-2020 | 0%< Y_{tin} <100% |
| $Xrsmn_{i,t-1}$ | 6,456193** (2,622335) | 6,868385** (2,70008) | 6,384225** (2,664578) | 7,329493** (2,862969) | 7,812687*** (2,894909) | 7,164609** (2,893272) |
| $dlnZinpc_{i,t-1}$ | 0,5215604 (0,9746675) | -0,0944986 (0,8434796) | 0,4291664 (10,001451) | 0,5194831 (10,060543) | -0,0135964 (0,920152) | 0,4173384 (10,09093) |
| $Zac_{i,t-1}$ | -0,0027528 (0,0068997) | -0,0035413 (0,0061181) | -0,0027841 (0,0065574) | -0,0036243 (0,0075429) | -0,0046071 (0,0068558) | -0,0039797 (0,0069097) |
| $dlnZipc_{i,t-1}$ | -1,386343 (2,290088) | 1,361551 (2,882638) | -3,085917 (2,228415) | -6,647282** (3,055656) | -2,744423 (3,689871) | -9,242402*** (2,810671) |
| $Zgob_{i,t-1}$ | 0,0221825 (0,0439581) | | 0,0292876 (0,046101) | 0,018229 (0,0470724) | | 0,0278745 (0,048874) |
| $Zgob\#_{i,t-1}$ | | 0,0372028 (0,0459639) | | | 0,0323915 (0,0485553) | |
| $dlnZafbe_{i,t-1}$ | -0,2261722 (0,4826925) | -0,298986 (0,5300002) | -0,4925804 (0,5521385) | -0,075461 (0,56228) | -0,204548 (0,5991724) | -0,4229844 (0,6269885) |
| $Bcri_{i,t-1}$ | -0,4113341 (0,436571) | -0,1082244 (0,3936348) | -0,523995 (0,4113773) | -0,4706933 (0,4874545) | -0,1310938 (0,4463179) | -0,6153025 (0,4409232) |
| $X_{i,t-1} * Bpf_{i,t-1}$ | -7,80329* (4,257134) | -6,739712* (3,926943) | -7,853164* (4,287502) | -8,590284* (4,516614) | -7,412859* (4,11631) | -8,617401* (4,543104) |
| F | 1,87 | 1,84 | 3,31 | 2,92 | 2,19 | 5,47 |
| Prob. > F | 0,007 | 0,015 | 0,000 | 0,000 | 0,002 | 0,000 |
| Observaciones | 1 804 | 1 557 | 1 721 | 1 822 | 1 575 | 1 739 |
| Países | 101 | 101 | 98 | 102 | 102 | 99 |
| T máximo | 31 | 21 | 31 | 31 | 21 | 31 |
| T promedio | 17,9 | 15,4 | 17,6 | 17,9 | 15,4 | 17,6 |
| Balanceo | 57,6% | 73,4% | 56,6% | 57,6% | 73,5% | 56,7% |
| Errores robustos | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: Error estándar entre paréntesis. Significancia menor al 1%(**), al 5%(**) y al 10%(*). Se usó el estimador de efectos fijos *xreg, fe vce (cluster)*. No se muestra la constante ni los efectos fijos.

Los resultados siguen siendo robustos cuando, manteniendo la diferenciación por países que tienen paraísos fiscales, se usan tanto los datos originales que existen de gobernanza para 1996-2020 ($Zgob\#$) como los completados estocásticamente para 1990-1995 ($Zgob$). Los resultados son similares cuando se eliminan los datos de valores con un diferencial bancario negativo o uno mayor a los 10.000 puntos básicos.

Así, en los países que no tienen algún paraíso fiscal en su territorio, a la mejora de una subcategoría en la calificación de riesgo de la deuda soberana le correspondería un estimado de $\Delta Y_{Completa} = \gamma_{Completa} * \Delta x = 6,46 * 0,05 = 0,32$ o de $\Delta Y_{1996-2020} = \gamma_{1996-2020} * \Delta x = 6,87 * 0,05 = 0,34$ o de $\Delta Y_{0% < Yba < 100%} = \gamma_{0% < Yba < 100%} * \Delta x = 6,38 * 0,05 = 0,32$ en la eficiencia del diferencial bancario entre las

tasas de interés según se use respectivamente la muestra completa, la muestra de 1996-2020 o la muestra que no considera valores extremos, con un nivel de significancia menor al 5%, pese a que dichas muestras son, en promedio, del 30% al 40% menores que las de los casos anteriores.

Para contextualizar, se puede tomar como referencia la mediana del diferencial bancario entre las tasas de interés reales, que fue del 4,86%. Así, como la eficiencia inicial de ese diferencial bancario sería $Ytir_j_{t=0} = \frac{100}{1+Ybb/100} = \frac{100}{1+4,86\%} = 95,73$, luego de un año pasaría a ser de $Ytir_j_{t=1} = 95,73 + 0,32 = 95,69 = \frac{100}{1+4,51\%}$ por cada 100 unidades monetarias de activos y pasivos intermediados.

Es decir, el diferencial bancario real se reduciría aproximadamente 35 puntos básicos, del 4,86% al 4,51%, por una mejora de una subcategoría en la calificación de riesgo de la deuda soberana respectiva (quizás, de ‘BBB+’ a ‘A-’), considerando el coeficiente de la muestra completa. Con la muestra que ignora valores extremos el resultado es similar.

Cabe precisar que, a juzgar por la magnitud y el signo de los coeficientes de interacción estimados, casi no habría impacto en los países con paraísos fiscales.

En este caso, tampoco se han identificado estudios previos que hayan utilizado este indicador de eficiencia para aproximar el desarrollo financiero.

d) Resultados de los contrastes de hipótesis

Finalmente, en el cuadro 8 se muestran los resultados de los diferentes contrastes de hipótesis con los seis indicadores usados para aproximar las cuatro dimensiones del desarrollo financiero: i) $\ln Ycréd$ y $\ln Ypro$ para profundidad, ii) $\ln Yiacc$ para acceso, iii) $Ytir_j$ y $Ytin_j$ para eficiencia y iv) $Yddol$ para estabilidad.

Cuadro 8
Valores de probabilidad unilateral para falsar la hipótesis nula ($H_0: \gamma \leq 0$)

| Modelo | Regresores que se añaden o alternan a los que se mantienen | Variable dependiente | | |
|--|--|----------------------|------------|-------------|
| | | $\ln Ycréd$ | $\ln Ypro$ | $\ln Yiacc$ |
| MCO dinámico con efectos fijos | $Zgob; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0025*** | 0,0018*** |
| | $Zgob; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0001*** | 0,0036*** |
| | $Zgob\#; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0001*** | 0,0025*** |
| | $Zgob\#; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0002*** | 0,0043*** |
| MGM dinámico en diferencias (exógeno) | $Zgob; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0092*** | 0,0065*** |
| | $Zgob; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0002*** | 0,0155** |
| | $Zgob\#; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0003*** | 0,0046*** |
| | $Zgob\#; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0005*** | 0,0102** |
| MGM dinámico en diferencias (predeterminado) | $Zgob; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,4257 | 0,0001*** |
| | $Zgob; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,3034 | 0,0001*** |
| | $Zgob\#; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,1288 | 0,0000*** |
| | $Zgob\#; Zafcc; dlnZipc$ | 0,0000*** | 0,0642* | 0,0000*** |
| MCO estático con efectos fijos | $Ytir_i$ | $Ytin_i$ | $Yddol$ | |
| | $Zgob; dlnZafbe$ | 0,0567* | 0,0334** | 0,2504 |
| | $Zgob; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0691* | 0,0606* | 0,2063 |
| | $Zgob; dlnZafbe; dlnZipc; 0\% < Yti < 100\%$ | 0,0786* | 0,0710* | |
| | $Zgob\#; dlnZafbe$ | 0,0262** | 0,0137** | 0,1558 |
| | $Zgob\#; dlnZafbe; dlnZipc$ | 0,0215** | 0,0152** | 0,2707 |
| | $Zgob\#; dlnZafbe; dlnZipc; 0\% < Yti < 100\%$ | 0,0227** | 0,0161** | |

| Modelo | Regresores que se añaden o alternan a los que se mantienen | Variable dependiente | | |
|---|--|----------------------|---------------|--------------|
| | | <i>Ytir_i</i> | <i>Ytin_i</i> | <i>Yddol</i> |
| MCO estático con efectos fijos (añadiendo interacción entre <i>Xrsmn</i> y <i>Bpf</i>) | <i>Zgob; dlnZafbe</i> | 0,0038*** | 0,0018*** | 0,3355 |
| | <i>Zgob; dlnZafbe; dlnZipc</i> | 0,0078*** | 0,0060*** | 0,2707 |
| | <i>Zgob; dlnZafbe; dlnZipc; 0% < Yti < 100%</i> | 0,0092*** | 0,0075*** | |
| | <i>Zgob#; dlnZafbe</i> | 0,0061*** | 0,0026*** | 0,1983 |
| | <i>Zgob#; dlnZafbe; dlnZipc</i> | 0,0062*** | 0,0041*** | 0,1939 |
| | <i>Zgob#; dlnZafbe; dlnZipc; 0% < Yti < 100%</i> | 0,0059*** | 0,0039*** | |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: MGM – Método generalizado de momentos; MCO – Método de mínimos cuadrados ordinarios. Significancia menor al 1%(**), al 5%(*) y al 10%(*). Los regresores *Xrsmn*; *Zinpc*; *Zac* y *Bcri* se mantienen en todos los modelos.

Pese a lo sugerido por Clarke, Xu y Zou (2006) y Beck, Demirgürç-Kunt y Levine (2007), el control por inequidad (*Zequi*) tuvo que ser desestimado por no resultar significativo en ninguno de los modelos.

Como se puede verificar, cuando se utilizó el logaritmo del apalancamiento crediticio de la actividad económica (columna *InYcred*), la hipótesis nula se rechazó para un nivel de significancia menor al 1% en los 12 modelos planteados, sin importar el indicador de apertura financiera (*dlnZafbe* o *Zafcc*) o la cobertura del indicador de gobernanza (*Zgob* o *Zgob#*) usado como variable de control y sin importar si se consideraba a las variables *Xrsmn* y *dlnZippa* como exógenas o como predeterminadas, o si se utilizaba solo un MCO de efectos fijos.

Las muestras se reducían en unos cinco países cuando se utilizó como regresor *Zafcc* en lugar de *dlnZafbe*.

Cuando se usó como indicador alternativo el logaritmo del índice de profundidad de las entidades financieras (columna *InYipro*), los niveles de significancia para rechazar la hipótesis nula también fueron menores al 1%, excepto cuando se utilizaron los modelos dinámicos con enfoque predeterminado, los que no resultaron significativos.

Cuando se utilizó el logaritmo del índice de acceso a las entidades financieras como aproximación al alcance del desarrollo financiero en cada país (columna *InYiacc*), la hipótesis nula se rechazó en 10 de los 12 modelos planteados para un nivel de significancia menor al 1%, mientras que en los otros dos se rechazó al 5%.

Además, cuando se utilizó el diferencial bancario para medir la dimensión de eficiencia del desarrollo financiero, tanto en términos nominales como reales (columnas *Ytir_i* y *Ytin_i*), la hipótesis nula se rechazó con un nivel de significancia menor al 5% solo cuando se utiliza la serie de datos originales del índice de gobernanza (*Zgob#*). No obstante, se rechazó con una significancia menor al 1% en todos los casos cuando se introdujo una interacción para separar la influencia de los países con paraísos fiscales (*Bpf*), casi sin importar el modelo utilizado.

No hubo diferencias significativas al separar a los países industrializados (*Bind*).

Cuando se utilizó el indicador de desdolarización de los depósitos bancarios como aproximación a la estabilidad del desarrollo financiero, no se pudo rechazar la hipótesis nula en ningún caso (columna *Yddol*).

e) Discusión de tres particularidades de los resultados

Por último, sobre esos resultados, hay tres puntos que es preciso discutir: i) el de la parcial diferencia de resultados de contraste con los indicadores de profundidad de desarrollo financiero, ii) el de la no significancia del contraste con el indicador de estabilidad del desarrollo financiero y iii) el de un eventual sesgo por variable omitida.

En concreto, el primer punto a discutir tiene que ver con el rechazo parcial de la hipótesis nula con el indicador *InYipro* respecto del total para *InYcréd* en el cuadro 8. Esto se debería a que el indicador *Yipro*, construido por el Fondo Monetario Internacional (FMI), no está adecuadamente definido para los países menos desarrollados, que son la mayoría en la muestra disponible.

Como se ve en el cuadro 9, ese índice subsume no solo al indicador *Ycréd*, sino a otros tres indicadores referidos al total de activos de entidades financieras no crediticias. En países menos desarrollados, esto genera un problema de cobertura, pues solo el primer indicador tiene su cobertura dentro de cada país, mientras que en los otros tres la parte de las inversiones, que explican la mayor parte de sus activos, se efectúan tanto dentro como fuera del país. Así, ante un deterioro de la solvencia fiscal, con certeza se resentiría el crédito total (interno), pero no necesariamente las inversiones totales (internas y externas), ya que la caída en las inversiones locales puede ser compensada con una subida en las inversiones en el exterior.

Cuadro 9
Vinculación entre indicadores de desarrollo financiero

| Indicadores agregados | Indicadores por dimensión | Indicadores individuales |
|--|-------------------------------------|---|
| Índice de desarrollo financiero | Índice de las entidades financieras | Índice de profundidad (<i>Yipro</i>) |
| | | Crédito al sector privado / PIB (<i>Ycréd</i>) |
| | | Activos de fondos de pensiones / PIB |
| | | Activos de fondos mutuos / PIB |
| | | Primas de seguro de vida y general / PIB |
| | Índice de acceso (<i>Yiac</i>) | Agencias bancarias per cápita * 100,000 |
| | | Cajeros automáticos per cápita * 100,000 |
| | Índice de eficiencia | Margen financiero neto |
| | | Diferencial bancario entre las tasas de interés (<i>Ytin</i>) |
| | | Ingresos no financieros / ingreso total |
| | | Gastos generales / activos totales |
| | | Ganancias / activos totales |
| | | Ganancias / patrimonio neto |
| Índice de los mercados financieros | Índice de profundidad | Capitalización bursátil / PIB |
| | | Negociación bursátil / PIB |
| | | Valores de deuda pública externa / PIB |
| | | Valores de deuda privada no financiera interna y externa / PIB |
| | | Valores de deuda privada financiera interna y externa / PIB |
| | Índice de acceso | Capitalización bursátil de diez más grandes empresas / PIB |
| | | Total de emisores de deuda privada interna y externa / 100,000 |
| | Índice de eficiencia | Negociación bursátil / capitalización bursátil |
| Indicadores no incluidos en algún índice | Indicadores de estabilidad | Depósitos no dolarizados / depósitos totales (<i>Yddol</i>) |
| | | Créditos no dolarizados / créditos totales |
| | | Valores no dolarizados / valores totales |
| | | 1 - Tenedores extranjeros de valores / tenedores totales de valores |
| | | Depósitos y valores internos / créditos e inversiones internos |

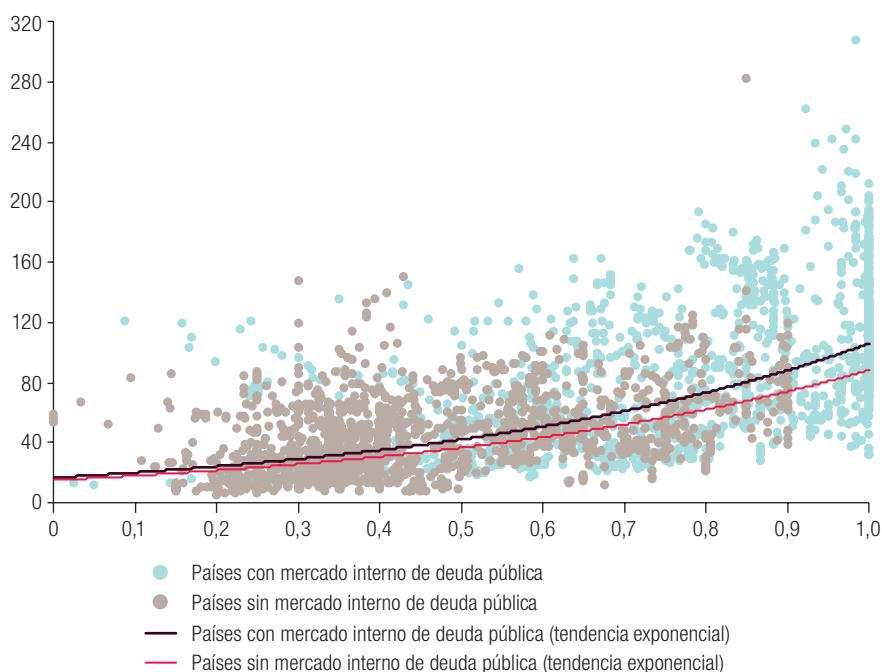
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de R. Sahay y otros, “Repensar la profundización financiera: estabilidad y crecimiento en los mercados emergentes”, *Revista de Economía Institucional*, vol. 17, N° 33, julio-diciembre de 2015, y K. Sviridzenka, “Introducing a new broad-based index of financial development”, *IMF Working Paper*, N° WP/16/5, Fondo Monetario Internacional (FMI), 2016.

El segundo punto a discutir es el que tiene que ver con la inclusión y no rechazo de la hipótesis nula que utiliza el indicador *Yddol*. Como los índices del FMI no incluyen ningún indicador de estabilidad financiera (véase el cuadro 9), pero la dolarización financiera es precisamente una de las fuentes de mayor vulnerabilidad en los países menos desarrollados, se consideró imperativo considerarla en el análisis. No obstante, como el plazo promedio de los depósitos bancarios suele ser variable y menor a un año, una hipótesis plausible para el no rechazo es que la velocidad de respuesta sea mucho más rápida.

Para hacerse una idea de la volatilidad de la dolarización financiera, como ejemplo ilustrativo, se puede observar el caso de una economía parcialmente dolarizada como la del Perú. Según información estadística oficial, en dicho país el 53% y el 58% de los depósitos bancarios se encontraban pactados a la vista (cuenta corriente y ahorros) en 2015 y 2019, mientras que apenas el 9% y el 14% estaba pactado a un plazo de más de un año. Esto es un gran volumen que rápidamente podría alterar su composición por monedas, inclusive en pocos días. Así, según la misma fuente, en 2015 el volumen promedio de cargos y abonos equivalió a 9,5 veces el saldo promedio inicial y final del año, mientras que en 2019 fue de solo 4,5 veces. Esa gran diferencia en la rotación anual de los depósitos se correspondió con un entorno en el que a lo largo de 2015 el tipo de cambio del dólar en moneda nacional se depreció un 14,2%, mientras que a lo largo de 2019 el tipo de cambio se mantuvo estable y apenas se apreció un 0,3%. En última instancia, una menor solvencia fiscal relativa implica una moneda nacional menos estable.

Un tercer punto a discutir tiene que ver con el papel que puede jugar la curva soberana provista por un mercado interno de deuda pública $Zmidp$. Este indicador no fue incluido en ninguna de las regresiones anteriores porque ello implicaría perder casi el 60% de los datos de la muestra para las estimaciones. Además, la pérdida no sería aleatoria, sino sesgada en los países menos desarrollados, como se ve en el gráfico 2. Este sesgo es concordante con la observación Levine (2002): el desarrollo del mercado de valores es una situación posterior al desarrollo del sector bancario.

Gráfico 2
Apalancamiento crediticio y solvencia fiscal, 1990-2020
(En porcentajes e índice)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, “Indicadores”, 2024 [en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador>; Expansión, “Rating: calificación de la deuda de los países”, Datosmacro.com, 2024 [en línea] <https://datostsmacro.expansion.com/ratings>, y World Government Bonds (WGB), “World credit ratings”, 2024 [en línea] <http://www.worldgovernmentbonds.com/world-credit-ratings/>.

Nota: El eje vertical corresponde al ratio créditos/PIB en porcentajes y el eje horizontal al índice de riesgo soberano que va de una situación de impago (0,00) a la de la mejor solvencia posible (1,00).

Entonces, ¿existiría un sesgo de variable omitida en los resultados anteriores? La respuesta precisa depende del grupo de países y de la dimensión del desarrollo financiero involucrados. Si se asume que los 87 países que no tienen datos sobre su mercado interno de deuda pública en realidad

carecen de un mercado de valores propio, la respuesta es que la influencia de la solvencia fiscal sobre la profundidad del desarrollo financiero sería casi la misma, con un mínimo descenso en los coeficientes calculados y rechazando la hipótesis nula con iguales niveles de significancia.

No obstante, en el caso de los 52 países que sí tienen datos de un mercado interno de deuda pública, la magnitud de la influencia de un mismo nivel de solvencia fiscal puede ser incluso mayor que lo estimado, pero el impacto final depende de su interacción con el tamaño relativo de cada mercado interno de la deuda pública, según se detalla en el cuadro 10. Aunque no se muestran, esos resultados no varían mucho cuando en los seis modelos se sustituye el indicador de apertura financiera $dlnZafbe$ por $Zafcc$.

Cuadro 10
Solvencia fiscal, mercado interno y desarrollo financiero, 1990-2020

| Variables explicativas y estadísticos | Variable dependiente | | | | | |
|---------------------------------------|--|------------------------------|-----------------------------|---|-----------------------------|-----------------------------|
| | Muestra completa / Modelo de regresión | | | Muestra 1996-2020 / Modelo de regresión | | |
| | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado | MCO Efectos fijos | MGM Exógeno | MGM Predeterminado |
| $InYcréd_{i,t-1}$ | 0,9018847*** (0,0188208) | 0,9121414*** (0,0597999) | 0,7787768*** (0,0988094) | 0,8797891*** (0,0338686) | 0,8542352*** (0,08725) | 0,8167138*** (0,1114332) |
| $Xrsmn_{i,t-1}$ | 0,4986862*** (0,0991847) | 0,4933744*** (0,1015507) | 0,1277722 (0,4951229) | 0,5084313*** (0,1216543) | 0,5266576*** (0,1239486) | 0,2073178 (0,4455961) |
| $Zmidp_{i,t-1}$ | 0,0024215*** (0,0008898) | 0,0024476*** (0,0008627) | -0,0039023 (0,0048187) | 0,0025436*** (0,0008397) | 0,0024728*** (0,0008556) | 0,0009217 (0,0042402) |
| $Zmidp_{i,t-1} * Xrsmn_{i,t-1}$ | -0,0024938** (0,0010481) | -0,0025568** (0,0010293) | 0,0079079 (0,0072288) | -0,0024145** (0,0009928) | -0,0022767** (0,0011026) | -0,0003188 (0,0071479) |
| $dlnZipc_{i,t-1}$ | 0,139525 (0,1008437) | 0,1495904 (0,0956277) | 0,1252281 (0,1329272) | 0,0746166 (0,0950835) | 0,0428219 (0,1274551) | -0,0425988 (0,1574405) |
| $Zac_{i,t-1}$ | -0,0004628 (0,0003437) | -0,0004752 (0,0003381) | -0,0000699 (0,0004255) | -0,0005779 (0,0004075) | -0,0005721 (0,0004105) | -0,0006855 (0,0005945) |
| $dlnZipc_{i,t-1}$ | -0,1449321*** (0,0223457) | -0,1468792*** (0,0221391) | -0,1100583** (0,0428834) | -0,3922298* (0,2041858) | -0,4188299** (0,2011735) | -0,5188131** (0,2395299) |
| $Zgob_{i,t-1}$ | -0,0004022 (0,0010842) | -0,000385 (0,0010424) | -0,0024038 (0,0025741) | | | |
| $Zgob\#_{i,t-1}$ | | | | -0,0000917 (0,0012183) | -0,0004802 (0,0012357) | 0,0010916 (0,0021874) |
| $dlnZafbe_{i,t-1}$ | -0,0450893 (0,0533582) | -0,0470584 (0,0517322) | -0,0204444 (0,066394) | -0,0230906 (0,0576375) | -0,0135565 (0,0598457) | 0,0118997 (0,0597777) |
| $Bcri_{i,t}$ | -0,042974*** (0,0111317) | -0,045607*** (0,0176901) | 0,0034681 (0,0341812) | -0,0284296** (0,0119378) | -0,0234595 (0,0196965) | -0,0175872 (0,0326709) |
| Instrumentos | 67 | 49 | | | 49 | 40 |
| Valor-p AR(1) | 0,010 | 0,016 | | | 0,001 | 0,000 |
| Valor-p AR(2) | 0,891 | 0,987 | | | 0,156 | 0,323 |
| Valor-p Hansen | 0,978 | 0,475 | | | 0,178 | 0,220 |
| Observaciones | 1 114 | 1 062 | 1 062 | 812 | 760 | 760 |
| Países | 52 | 51 | 51 | 52 | 51 | 51 |
| T máximo | 30 | 29 | 29 | 21 | 20 | 20 |
| T promedio | 21,4 | | | 15,6 | | |
| Balanceo | 71,4% | 71,8% | 71,8% | 74,4% | 74,5% | 74,5% |
| Robustos | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de los resultados de la investigación.

Nota: MGM – Método generalizado de momentos; MCO – Método de mínimos cuadrados ordinarios. Error estándar entre paréntesis. Significancia menor al 1%(**), al 5%(*) y al 10%(*). Se usó el estimador de efectos fijos $xreg$, $fe vce (cluster)$, y el del MGM en diferencias robusta, ortogonal y con colapso de instrumentos $xtabond2$. No se muestra la constante ni los efectos fijos.

En los casos de posible influencia sobre las otras dimensiones del desarrollo financiero (eficiencia, acceso y estabilidad), aunque no se muestran, los resultados de los contrastes de hipótesis no se alteran, pues en ellos la influencia del mercado interno de deuda pública no es significativamente distinta de cero.

V. Reflexiones finales

El desarrollo financiero de cualquier país está relacionado con la forma en que su sistema financiero logra cumplir eficaz y eficientemente su función central de facilitar la asignación y el despliegue espacial y temporal de los recursos económicos en un entorno incierto (Merton, 1990). Para ello, dicho sistema financiero no solo necesitará: i) apoyar la acumulación de capital físico y humano; ii) utilizar los activos productivos resultantes de la manera más eficiente, y iii) asegurar su acceso a toda la población a través de la fundación y expansión de instituciones, instrumentos y mercados (FitzGerald, 2007); sino también, iv) operar sin convertirse en una fuente de inestabilidad. Por ello, no solo importa la cantidad, sino también la calidad del desarrollo financiero, como lo corroboró la crisis financiera internacional de 2007-2008 (Sahay y otros, 2015).

En este contexto, la confirmación de la hipótesis planteada destaca por partida doble. Por un lado, con uno de los mismos indicadores de cantidad usados en estudios anteriores, rechaza la hipótesis nula que la literatura previa suponía cierta sobre la completitud de las teorías del desarrollo financiero. Por otro lado, con la muestra más grande identificada hasta ahora, encuentra evidencia de que una mayor solvencia fiscal también afecta la calidad con que el sistema financiero provee sus servicios al resto de la economía, reduciendo su costo medido por el diferencial bancario y aumentando su cobertura de atención aproximado por su agencias y cajeros automáticos.

Por tanto, esta comprobación lleva al papel de la gestión de la deuda pública mucho más allá del tradicionalmente atribuido para resistir perturbaciones económicas y financieras o evitar crisis (FMI/Banco Mundial, 2001). Así, una mayor solvencia fiscal no solo evita problemas, sino que genera externalidades positivas directas sobre el desarrollo del sistema financiero local y, por su conocida relación con el desarrollo económico, también contribuye a proveer un mayor bienestar a las poblaciones involucradas.

Si bien la estrategia de gestión de la deuda pública puede tener como objetivo el financiamiento del déficit presupuestario (FMI/Banco Mundial, 2002), en realidad no lo puede hacer manteniendo objetivos de costo y riesgo inalterados, aun si infructuosamente tratara de mantener estable el ratio deuda/PIB (FMI/Banco Mundial, 2009 y 2014). El costo y el riesgo se irán incrementando a medida que la deuda y las necesidades de endeudamiento sean mayores y no se apruebe una reforma tributaria creíble que permita revertirlos pronto. Después de todo, las percepciones sobre la solvencia fiscal no solo dependen de la capacidad de pago inmediata sino de la credibilidad de la política macroeconómica en curso para aumentarla o reducirla en el tiempo (OCDE, 2009).

Por ello, sería engañoso hablar de países con poca o mucha deuda si antes no se ha precisado el nivel de solvencia fiscal de referencia, así como tampoco se podría hablar de países con mucho o poco espacio fiscal si previamente no se han aumentado los ingresos o reducido los gastos (Heller, 2005), además de haber hecho las reformas complementarias necesarias (Roy, Heuty y Letouzé, 2006). Algo análogo ocurriría al discutir sobre la sostenibilidad de la deuda pública: la dinámica de cierto nivel de deuda pública puede no ser sostenible para una determinada calificación de riesgo (digamos BBB-), pero puede ser aceptable para una calificación menor (quizás BB+), sin que esté en entredicho un escenario de crisis por insolvencia en ninguno de los dos casos.

¿Qué nivel de solvencia fiscal es deseable o tolerable para cada país? Esa respuesta debería surgir del ejercicio de prospectiva estratégica que cada hacienda pública haga (Jiménez-Sotelo, 2017). No obstante, como en el caso de la política de preferencia por el mercado interno de deuda pública para proveer una curva soberana como bien público (Jiménez-Sotelo, 2023), esa respuesta también está más vinculada a la filosofía moral y la ciencia política que a la propia teoría económica (OIT, 2014, págs. 3-12), ya que depende de la postura ética que se asuma para definir qué es bueno o malo para una sociedad (Jiménez-Sotelo, 2018) y de la lucha por alcanzar el poder (Bunge, 1999, págs. 176-180) para decidir quiénes consiguen qué, cuándo y cómo (Lasswell, 1936).

La razón por la cual las élites no buscarían en todos los países una mayor capacidad de pago de su deuda pública, para así alcanzar un mayor desarrollo financiero que finalmente es favorable para el crecimiento económico, ya había sido ensayada por Becerra, Cavallo y Scartascini (2010) desde la teoría de la economía política con datos de 97 países. Según ellos, la mayor o menor intensidad de oposición al desarrollo financiero por parte de las élites dependía de su grado de dependencia crediticia y de las capacidades gubernamentales y su papel en los mercados de crédito.

Bibliografía

- Acemoglu, D., S. Johnson y J. A. Robinson (2005), "Institutions as the fundamental cause of long-run growth", *Handbook of Economic Growth*, vol. 1A, P. Aghion y S. Durlauf (eds.), Elsevier.
- (2001), "The colonial origins of comparative development: an empirical investigation", *The American Economic Review*, vol. 91, N° 5, diciembre.
- Almarzoqi, R. M., S. B. Naceur y A. Kotak (2015), "What matters for financial development and stability?", *IMF Working Papers*, N° WP/15/173, Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Baltagi, B. H., P. O. Demetriades y S. H. Law (2009), "Financial development and openness: evidence from panel data", *Journal of Development Economics*, vol. 89, N° 2, julio.
- Banco Mundial (2024a), "Indicadores" [en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador>.
- (2024b), "World Development Indicators" [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.
- (2023a), "Global Financial Development" [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/global-financial-development>.
- (2023b), "Worldwide Governance Indicators" [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>.
- (2019), *Global Financial Development Report 2019/2020: Bank Regulation and Supervision a Decade after the Global Financial Crisis*, Washington, D.C.
- Becerra, O., E. Cavallo y C. Scartascini (2010), "The politics of financial development: the role of interest groups and government capabilities", *IDB Working Paper Series*, N° IDB-WP-207, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y R. Levine (2007), "Finance, inequality and the poor", *Journal of Economic Growth*, vol. 12, N° 1, marzo.
- (2005), "Law and firms' access to finance", *American Law and Economics Review*, vol. 7, N° 1.
- Bencivenga, V. R. y B. D. Smith (1992), "Deficits, inflation, and the banking system in developing countries: the optimal degree of financial repression", *Oxford Economic Papers*, vol. 44, N° 4, octubre.
- Borensztein, E., K. Cowan y P. Valenzuela (2013), "Sovereign ceilings 'lite'? The impact of sovereign ratings on corporate ratings", *Journal of Banking & Finance*, vol. 37, N° 11, noviembre.
- BPI (Banco de Pagos Internacionales) (2017), *Basilea III: finalización de las reformas poscrisis*, Comité de Supervisión Bancaria de Basilea.
- (2001), *Documento consultivo: visión general del nuevo Acuerdo de Capital de Basilea*, Comité de Supervisión Bancaria de Basilea.
- (1998), *Basel Capital Accord: international convergence of capital measurement and capital standards*, Comité de Supervisión Bancaria de Basilea.
- (1996), *Amendment to the Capital Accord to incorporate market risk*, Comité de Supervisión Bancaria de Basilea.
- Breusch, T. S. y A. R. Pagan (1980), "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies*, vol. 47, N° 1, enero.
- Bunge, M. (1999), *Las ciencias sociales en discusión: una perspectiva filosófica*, Buenos Aires, Editorial Sudamericana.
- Chin, M. D. y H. Ito (2021), "The Chinn-Ito index: a de jure measure of financial openness", Universidad del Estado de Portland [en línea] https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm.
- (2006), "What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions", *Journal of Development Economics*, vol. 81, N° 1, octubre.

- Clarke, G. R., L. C. Xu y H. Zou (2006), "Finance and income inequality: what do the data tell us?", *Southern Economic Journal*, vol. 72, N° 3, enero.
- Daniel, J. y otros (2006), "Ajuste fiscal para la estabilidad y el crecimiento", *Serie de Folletos*, N° 55-S, Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Expansión (2024), "Rating: calificación de la deuda de los países", Datosmacro.com [en línea] <https://datosmacro.expansion.com/ratings>.
- FitzGerald, V. (2007), "Desarrollo financiero y crecimiento económico: una visión crítica", *Revista Principios*, vol. 7.
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2023), Financial Development Index Database [en línea] <https://data.imf.org/?sk=f8032e80-b36c-43b1-ac26-493c5b1cd33b>.
- (2000), "Offshore financial centers: IMF background paper", 23 de junio [en línea] <https://www.imf.org/external/np/mae/oshore/2000/eng/back.htm>.
- FMI/Banco Mundial (Fondo Monetario Internacional/Banco Mundial) (2014), "Revised guidelines for public debt management", *IMF Policy Paper*, Washington, D.C.
- (2009), "Developing a medium-term debt management strategy (MTDS): guidance note for country authorities", 3 de marzo [en línea] <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2009/030309a.pdf>.
- (2002), "Directrices para la gestión de la deuda pública: documento complementario", noviembre <https://www.imf.org/external/np/mae/pdebt/2002/esl/112102s.htm>.
- (2001), "Directrices para la gestión de la deuda pública", 21 de marzo [en línea] <https://www.imf.org/external/np/mae/pdebt/2000/esl/pdebt.pdf>.
- Greene, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, 5^a edición, Prentice-Hall.
- Hansen, L. P. (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, vol. 50, N° 4, julio.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, vol. 46, N° 6, noviembre.
- Heller, P. (2005), "Vuelta a lo esencial - El espacio fiscal: qué es y cómo lograrlo", *Finanzas y Desarrollo*, vol. 42, N° 2, junio.
- Huang, Y. (2011), *Determinants of Financial Development*, Palgrave Macmillan.
- Jiménez-Sotelo, R. (2023), "La influencia del mercado de deuda pública interna en el desarrollo financiero: evidencia de 52 países en 1990-2020", *El Trimestre Económico*, vol. 90, N° 359, julio-septiembre.
- (2018), "El impacto de la ética sobre el crecimiento y el desarrollo: ¿economía ambiental versus economía ecológica?", *Pensamiento Crítico*, vol. 23, N° 1.
- (2017), "Prospectiva estratégica aplicada a la hacienda pública: un ejercicio para la gestión de sus activos y pasivos al año 2030", *Pensamiento Crítico*, vol. 22, N° 2.
- Keynes, J. M. (2003), *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, Fondo de Cultura Económica [obra original publicada en 1936].
- Khan, A. y S. Mayes (2009), "Transición a la contabilidad en base de devengo", *Notas Técnicas y Manuales*, N° 09/02, Fondo Monetario Internacional (FMI).
- La Porta, R. y otros (1998), "Law and finance", *Journal of Political Economy*, vol. 106, N° 6, diciembre.
- La Porta, R., F. López de Silanes y A. Shleifer (2006), "What works in securities laws?", *The Journal of Finance*, vol. 61, N° 1, febrero.
- Labra, R. y C. Torrecillas (2014), "Guía cero para datos de panel: un enfoque práctico", *UAM Accenture Working Papers*, N° 2014/16, Universidad Autónoma de Madrid.
- Lasswell, H. (1936), *Politics: Who Gets What, When, How*, Whittlesey House.
- Levine, R. (2002), "Bank-based or market-based financial systems: which is better?", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 11, N° 4, octubre.
- Merton, R. C. (1990), "The financial system and economic performance", *Journal of Financial Services Research*, vol. 4.
- Milesi-Ferretti, G. M. (2025), "The external wealth of nations database", 13 de enero [en línea] <https://www.brookings.edu/articles/the-external-wealth-of-nations-database/>.
- Moody's Investors Service (2012-2019), *Moody's Country Credit Statistical Handbook*, Nueva York.
- OCDE (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos) (2009), "Deuda pública, ciclos políticos y mercados de capitales", *Perspectivas Económicas en América Latina 2009*, París, OECD Publishing.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2014), "Nota orientativa 3: crear espacio fiscal para los PPE", *Hacia el derecho al trabajo: una guía para la elaboración de programas públicos de empleo innovadores*, Ginebra.

- Pagano, M. y P. Volpin (2001), "The political economy of finance", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 7, Nº 4.
- Palley, T. (2009), "La macroeconomía de la 'financiarización': un enfoque de etapas de desarrollo", *Ekonomiaz*, vol. 72.
- Rajan, R. G. y L. Zingales (2003), "The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century", *Journal of Financial Economics*, vol. 69, Nº 1, julio.
- Roodman, D. (2009), "How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata", *The Stata Journal*, vol. 9, Nº 1.
- Roy, R., A. Heuty y E. Letouzé (2006), "Fiscal space for public investment: towards a human development approach", documento preparado para la reunión técnica del Grupo Intergubernamental de los Veinticuatro para Asuntos Monetarios Internacionales y Desarrollo, Singapur, 13 y 14 de septiembre.
- Sahay, R. y otros (2015), "Repensar la profundización financiera: estabilidad y crecimiento en los mercados emergentes", *Revista de Economía Institucional*, vol. 17, Nº 33, julio-diciembre.
- Sargan, J. D. (1958), "The estimation of economic relationships using instrumental variables", *Econometrica*, vol. 26, Nº 3, julio.
- Schumpeter, J. A. (1967), *Teoría del desarrollo económico: una investigación sobre ganancias, capital, crédito, interés y ciclo económico*, Fondo de Cultura Económica [obra original publicada en 1911].
- Stulz, R. M. y R. Williamson (2003), "Culture, openness, and finance", *Journal of Financial Economics*, vol. 70, Nº 3, diciembre.
- Svyrydzenka, K. (2016), "Introducing a new broad-based index of financial development", *IMF Working Paper*, Nº WP/16/5, Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Wald, A. (1940), "The fitting of straight lines if both variables are subject to error", *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 11, Nº 3, septiembre.
- Walker, G. A. (2001), *International Banking Regulation: Law, Policy and Practice*, Kluwer Law International.
- WGB (World Government Bonds) (2024), "World credit ratings" [en línea] <http://www.worldgovernmentbonds.com/world-credit-ratings/>.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.
- World Inequality Lab (2024), World Inequality Database [en línea] <https://wid.world/>.

Evidencia empírica de la ley de Okun en Colombia: un análisis de las zonas rurales a nivel regional

Diego Andrés Cardoso López y Jesús Antonio López Cabrera

Recibido: 15/01/2024
Aceptado: 30/07/2024

Resumen

En este artículo se analiza la relación entre los ingresos y el desempleo, teniendo en cuenta también el efecto del capital humano, en las zonas rurales de cuatro regiones de Colombia. El objetivo es comprobar la existencia de la regularidad empírica conocida como la ley de Okun y medir así el impacto de los ingresos en el desempleo por regiones. El análisis se basa en una serie mensual para el período 2010-2022, y las metodologías utilizadas para determinar el comportamiento de esta relación incluyen mínimos cuadrados ordinarios en diferencias, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, el modelo de corrección de errores y el modelo de vectores autorregresivos, que establecen la existencia de equilibrios a corto y largo plazo. Los resultados son coherentes con la ley de Okun y muestran una relación negativa entre los ingresos reales y el desempleo, así como una relación positiva entre el desempleo y el capital humano.

Palabras clave

Crecimiento económico, desempleo, mercado de trabajo, ingresos, productividad, zonas rurales, Colombia, América Latina y el Caribe

Clasificación JEL

E24, E60, C32

Autores

Diego Andrés Cardoso López es Profesor Asistente en la Facultad de Ciencias Económicas, Administrativas y Contables de la Fundación Universitaria Los Libertadores (Colombia). Correo electrónico: diego.cardoso@libertadores.edu.co.

Jesús Antonio López Cabrera es Profesor de Economía en la Escuela de Ciencias Sociales y Gobierno del Tecnológico de Monterrey (México). Correo electrónico: jesus.lopezc@tec.mx.

I. Introducción

El principal objetivo de la política económica es impulsar el crecimiento económico garantizando el uso eficiente de los factores de producción. Una de las dificultades que surgen en ese sentido tiene que ver con el uso eficiente de la capacidad instalada (productividad), puesto que la insuficiencia de recursos aumenta la tasa de desempleo, una característica común de las economías en desarrollo (Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Veloza, 2018; García-Luna y Cardoso-López, 2020; Kendrick, 1961).

En vista de ello, la información proporcionada por los indicadores de crecimiento económico y desempleo contribuye fundamentalmente a la elección de políticas públicas destinadas a aumentar la productividad en dichas economías. Okun (1962) sostiene que existe una relación inversa entre el crecimiento del PIB real y la tasa de desempleo. No cabe duda de que la dinámica de esa relación repercute en los niveles de productividad a escala nacional y regional. Además, la naturaleza de esta relación tiende a cambiar en función de si la economía se expande o se contrae a lo largo del ciclo económico, lo que demuestra la existencia de una relación inversamente proporcional entre el crecimiento económico y la tasa de desempleo (Dixon, Lim y Van Ours, 2017).

A ese respecto, hay factores que pueden reducir la producción nacional en una región o un país y aumentar los efectos negativos del desempleo. Por lo tanto, según Porras-Arena y Martín-Román (2019), dos de los principales factores que sustentan esa relación negativa son el mercado de bienes y la estructura laboral, ya que el crecimiento del ingreso regional se ve afectado por la falta de especialización y una composición del valor agregado de la producción que depende del empleo de baja productividad. Esa característica de la productividad perpetúa los períodos de incertidumbre en los mercados. De acuerdo con Grant (2018), la incertidumbre económica también aumenta los coeficientes negativos en la relación entre el PIB real y la tasa de desempleo.

La formación de capital humano es un proceso relacionado que ayuda a reducir el desempleo, sobre todo en las zonas rurales. La presencia de instituciones que ofrecen educación y formación profesional en las zonas rurales mejora la dinámica de la producción y la creación de cadenas de valor (Gordon, 2010; Salido y Bellhouse, 2016; Otero-Cortés, 2019).

El presente estudio se centra en las zonas rurales porque allí es donde prevalece la relación con los ingresos bajos. En general, en dichas zonas se registran ingresos más bajos que en las zonas urbanas, por lo que el ritmo de reducción de la pobreza suele ser más lento. Esto se explica por la falta de producción de alta tecnología y de alto valor agregado, así como por la falta de aplicación de políticas de trabajo decente, lo que se traduce en una baja creación de empleo y una disminución de los ingresos (CEPAL/OIT, 2016b).

Otra característica persistente de las zonas rurales en comparación con las urbanas es que los conocimientos productivos y las técnicas de gestión se acumulan más lentamente, lo que genera menores rendimientos marginales para los productores rurales y, por lo tanto, da lugar a menores ingresos familiares y mayor inestabilidad laboral (Laszlo, 2008).

En Colombia, las tasas de desempleo y los ingresos tienden a ser más bajos en las zonas rurales que en las urbanas. Por consiguiente, aunque el desempleo es bajo, el crecimiento de los ingresos también lo es, ya que se ve influido por los niveles de informalidad de esas zonas (Otero-Cortés, 2019). Además, en el período 2010-2018 se observó una disparidad en la tasa de desempleo de aproximadamente 2 puntos porcentuales entre las regiones de Colombia, pero esa disparidad ha ido disminuyendo debido a una dinámica de convergencia entre las zonas rurales y urbanas (Otero-Cortés, 2019).

Asimismo, se ha demostrado que en Colombia las zonas rurales tienen un nivel de conocimiento (capital humano) inferior al de las zonas urbanas, especialmente aquellas que tienden a estar rezagadas desde el punto de vista económico. Según Tenjo Galarza y Jaimes (2018), los bajos niveles educativos en las zonas rurales de los departamentos del país han desatado una reacción en cadena que reduce los

rendimientos de la educación, principalmente como resultado de la falta de apoyo técnico y de acumulación de capital humano, por lo que la producción se mantiene constantemente por debajo de su potencial.

En vista de lo anterior, el objetivo principal de este estudio es comprobar la existencia de la regularidad empírica conocida como la ley de Okun en las zonas rurales de las regiones colombianas. Se trata de la relación estimada empíricamente, a corto y largo plazo, entre el desempleo y los ingresos familiares, tomando en cuenta la variable del capital humano. Se utilizan los ingresos familiares como indicador indirecto de la producción, ya que la información disponible sobre el valor de la producción rural en los años estudiados (2010-2022) es escasa o está anualizada. El estudio de las zonas rurales es digno de interés, puesto que no se han llevado a cabo suficientes investigaciones sobre la relación entre el desempleo y los ingresos familiares en los contextos rurales. Asimismo, es posible ampliar la inferencia a las zonas urbanas del país o a la economía en general (Ramos, 2017; Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Veloza, 2018; Ortiz, Jiménez y Uribe, 2020).

Una vez más, la desagregación del análisis a nivel regional permite captar la heterogeneidad de los mercados laborales internos de Colombia. Además, es importante mostrar que la relación propuesta por Okun (1962) es coherente no solo a nivel macro, sino también a nivel meso o regional. Según el conocimiento de los autores, no existen documentos en los que se analice esa relación en las zonas rurales ni en las regiones de Colombia.

Para comenzar el análisis, se determina el comportamiento de los coeficientes de estimación del modelo utilizando primero una versión diferencial y, a continuación, una versión dinámica de regresión lineal como instrumento para establecer relaciones deterministas. Por último, el modelo de vectores autorregresivos y el modelo de corrección de errores respaldan los análisis a corto y largo plazo. La evaluación a corto plazo se construye a través de la prueba de causalidad de Granger, las funciones de impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza. Para estudiar las zonas rurales de Colombia, se utilizan datos regionales mensuales, que abarcan desde 2010 hasta 2022 y se basan en la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Los resultados muestran una fuerte relación negativa entre los ingresos reales de los hogares rurales y el desempleo familiar. Además, la acumulación de capital humano tiene efectos positivos sobre el desempleo en todas las zonas rurales de Colombia. Otro aspecto derivado de los procesos de estimación se refiere a la determinación de los efectos a largo plazo de las variables relacionadas con la tasa de desempleo.

Además, en la mayoría de las regiones se observan relaciones a corto plazo entre las variables de ingresos reales y el desempleo rural. De manera similar, al someter los datos a un análisis de causalidad, se demostró que en las zonas rurales existían relaciones causales entre todas las variables y el desempleo. Por último, en el análisis de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza, se descubrió que las regiones Central y Oriental¹ eran las menos propensas a mostrar cambios repentinos en la tasa de desempleo ante posibles movimientos en las demás variables.

Este documento está estructurado de la siguiente manera. En la sección II se presenta un análisis de la bibliografía sobre la ley de Okun y estudios de casos regionales, con especial atención a las zonas rurales, y se utilizan estadísticas mensuales para examinar el comportamiento de la estructura de crecimiento económico y la evolución de una serie de indicadores relativos al mercado laboral en las zonas rurales de Colombia. En la sección III se describe la metodología y se proporcionan datos y estadísticas descriptivas. En la sección IV se exponen los resultados empíricos del proceso de estimación. Por último, en la sección V se recogen las conclusiones.

¹ Dada la disponibilidad de datos de 24 de los 32 departamentos, la clasificación regional establecida por el DANE de Colombia es: Caribe (Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Sucre, Magdalena y La Guajira); Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta); Central (Bogotá, D. C., Caldas, Risaralda, Quindío, Tolima, Huila, Caquetá y Antioquia), y Pacífica (Chocó, Cauca, Nariño y Valle del Cauca).

II. Análisis de la bibliografía

1. Determinantes de la relación entre la producción y el desempleo

Es bien sabido que la ley de Okun plantea una relación inversa entre la producción y el desempleo. Por lo tanto, Okun (1962) y Malley y Molana (2008) afirman que la caída de la producción en un país o una región va acompañada de un aumento significativo de las tasas de desempleo. Mendonça y Oliveira (2019) señalan que esa relación inversa está vinculada con los costos de ineficiencia, que determinan el número de personas que buscan empleo, así como la duración de las recesiones.

Al examinar la composición geográfica de esos costos de ineficiencia, Schettini y Azzoni (2018) descubren que, como se refleja en la composición del desempleo, los relativos a la producción tienden a ser desiguales entre las regiones debido a la heterogeneidad de las diferentes áreas. Por lo tanto, la relación inversa entre los ingresos (junto con la productividad) y el desempleo también suele variar según la zona geográfica.

Según Villaverde y Maza (2009), los determinantes de esas diferencias entre las regiones están asociados con los aumentos de la productividad, que responden de distinta manera a la ley de Okun, ya que, en las regiones con una producción y una utilización de recursos óptimas, solo se observarán ligeras diferencias en cuanto a ingresos y desempleo. Además, las relaciones asimétricas entre esas variables en diferentes regiones muestran el grado en que se han arraigado las inestabilidades estructurales, representadas en términos de costos de ineficiencia (Durech y otros, 2014; Tang y Bethencourt, 2017).

Elshamy (2013) añade que uno de los factores clave que impulsan las diferencias entre las regiones y que afectan negativamente esa relación es la capacidad instalada del mercado laboral. Según Durech y otros (2014), una mejora de las competencias generales de la población, que es algo por lo que abogan las empresas, aumentará la producción y reducirá las tasas de desempleo y de pobreza. Además, el hecho de fomentar la especialización entre la población impulsará el capital humano y amortiguará los efectos negativos de la pobreza derivados de cualquier disminución de los salarios reales debida, por ejemplo, al desempleo (Marth, 2015).

Las asimetrías entre la oferta y la demanda de mano de obra ofrecen un panorama de la capacidad de producción de una economía. Cuando las empresas encuentran a los empleados valiosos que necesitan para sus actividades de producción, su aversión a las pérdidas disminuye. Ese proceso aumenta las inversiones de las empresas, el número de empleados y, con ello, los salarios reales (Kölling, 2018). Sin embargo, las reformas que hacen que la relación entre compradores y vendedores sea más rígida crean distorsiones en la producción y aumentan el desempleo (Dal Bianco, Bruno y Signorelli, 2015).

En cuanto a América Latina, Jiménez Villavicencio y Ochoa Moreno (2017) afirman que los países de la subregión carecen de la capacidad de mercado para aumentar adecuadamente el empleo y la producción, y señalan la existencia de una importante relación inversa entre el desempleo y el crecimiento económico. Al mismo tiempo, la tasa de desempleo muestra rezagos entre períodos que influyen en las tasas de desempleo futuras y crean una dependencia intertemporal.

Del mismo modo, Briceño, Dávila y Rojas (2016) analizan la relación entre la producción y el desempleo a nivel mundial y en América Latina de 1991 a 2014, y constatan que esta carece de importancia en la subregión, pero es estadísticamente significativa a escala mundial. Según el análisis bibliográfico sobre América Latina y el Caribe realizado por Pizzo (2019), los expertos coinciden en que la producción se ha visto frenada por perturbaciones estructurales, lo que ha generado una tendencia a la baja en el empleo.

En numerosos estudios, en los que se utilizan datos de muchos países durante diferentes períodos, se confirma que las personas con mayor formación perciben salarios más altos y experimentan menores niveles de desempleo que aquellas con menor formación (Card, 1999). Además, la disminución de los ingresos repercute negativamente en las competencias de las personas, lo que a su vez guarda una relación positiva con el desempleo (Cingano, 2014).

Se han publicado estudios sobre la relación a largo plazo entre la producción y el desempleo en Colombia. Por ejemplo, Ramos (2017) muestra que, cuando la producción aumenta un 1%, se produce una reducción de 0,45 puntos porcentuales en la tasa de desempleo. Ortiz, Jiménez y Uribe (2020) sostienen que la estructura de la relación entre el crecimiento económico y el desempleo depende en parte de los costos de los factores, y que hay otros factores que influyen en los desequilibrios de ingresos.

Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Veloz (2018) proponen un modelo no lineal que capta la relación de cointegración para describir la relación entre la tasa de crecimiento de los ingresos y la tasa de desempleo en Colombia de 1984 a 2016. En su estudio se confirma la relación inversa y se señalan las diferencias entre las dos tasas con distintos ritmos de crecimiento (crecimiento rápido en períodos de cambio de regímenes económicos y crecimiento lento en períodos anteriores a las reformas económicas del país).

2. Características de las zonas rurales de Colombia

En este apartado se describen las características socioeconómicas de las zonas rurales en un contexto más general. Varios autores han indicado que las zonas rurales suelen tener ingresos más bajos y estar menos desarrolladas que las zonas urbanas (Alpízar y otros, 2020; Anríquez y Stamoulis, 2007) y que esta característica se acentúa en los países en desarrollo. Entre las explicaciones que se dan para ello figuran los aspectos demográficos, culturales y geográficos, las condiciones económicas y, en cierta medida, la propia dinámica interna de las zonas rurales (FAO, 2018; Tickamyer, 2006).

La brecha entre las zonas rurales y urbanas responde al tamaño y el grado de informalidad del mercado laboral, a la especialización de la producción y la demanda, y a factores institucionales y sociales (FAO, 2018). En el caso de Colombia, se hace hincapié en el tamaño del mercado laboral rural porque ese es el tema central del presente estudio. La Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2019) confirma que los niveles de protección social y trabajo decente tienden a ser más bajos en las zonas rurales que en las urbanas, lo que se traduce en ingresos reales más bajos y una mayor brecha entre esas zonas.

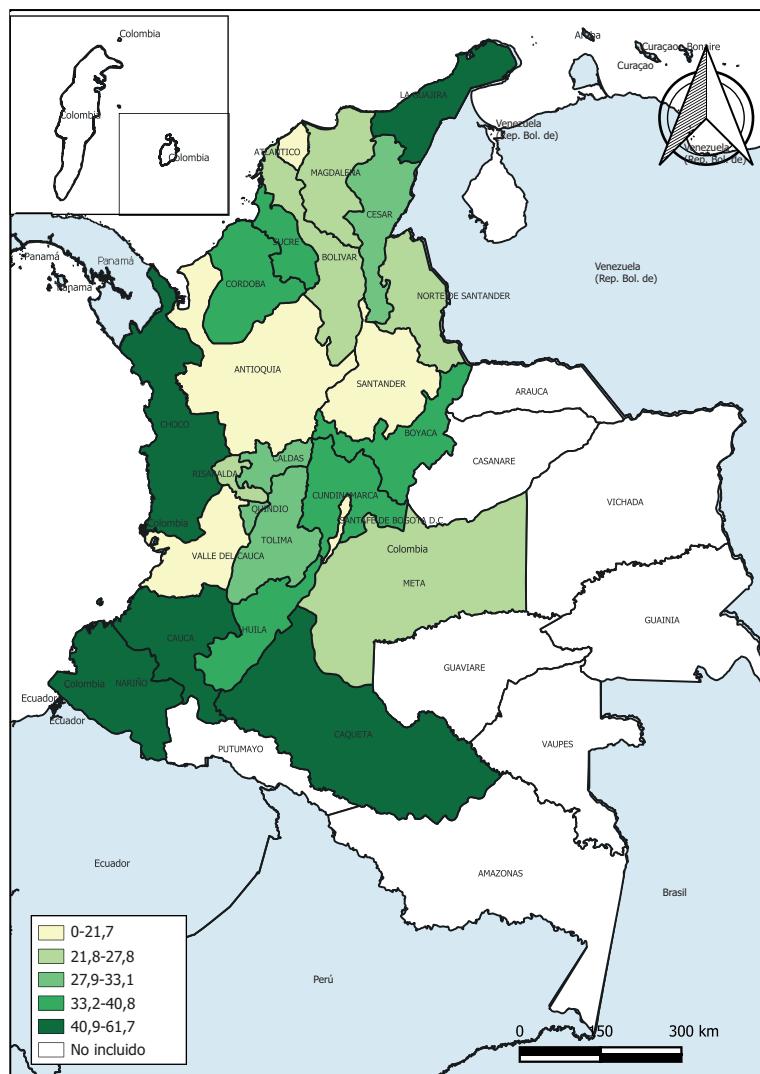
Un factor clave que perjudica la calidad del mercado laboral y debilita el crecimiento económico en las zonas rurales es la baja tasa de creación de empleo, que afecta negativamente el crecimiento de los salarios y las tasas de desempleo. De acuerdo con CEPAL/OIT (2016a), esto se debe a que las zonas rurales están supeditadas a la demanda de productos básicos del mercado. De este modo, una caída de la demanda de bienes rurales, que son intensivos en materias primas, reduce su consumo y, por lo tanto, el empleo rural.

Además, el empleo rural se concentra en sectores poco especializados, lo que significa que los trabajadores son empleados como jornaleros o trabajadores por cuenta propia o en categorías similares, en las que las contribuciones al sistema de pensiones son más bajas o inexistentes. Esta situación profundiza la informalidad laboral (Merchán Hernández, 2015; Otero-Cortés, 2019).

Con respecto al número de trabajadores, otro factor socioeconómico que afecta la producción de las zonas rurales es la capacidad de las regiones de retener a la población en las zonas rurales. Según Vargas Urrutia (2013), los colombianos que buscan mejorar sus ingresos emigran del campo a la ciudad. Ese proceso constante genera serias dificultades en el mercado laboral porque drena el talento de la producción rural local y establece un círculo vicioso en el que disminuye el poder de negociación de los trabajadores y el potencial de innovación de la producción rural.

En el mapa 1 se utilizan datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (DANE, 2020) para mostrar la distribución de la población rural como porcentaje de la población total, por departamento. El mapa muestra que, en el período 2008-2022, los departamentos con menor densidad de habitantes rurales fueron Bogotá, D. C. (región Central) y Atlántico (región Caribe). Por el contrario, los departamentos de Nariño, Cauca y Chocó (región Pacífica) presentaban la mayor densidad de habitantes rurales.

Mapa 1
Colombia: población rural por departamento administrativo, 2008-2022
(En porcentajes de la población total)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Promedios simples del período. Los departamentos de Amazonas, Arauca, Casanare, Guainía, Guaviare, Putumayo, Vaupés y Vichada se excluyen del análisis por falta de información.

Uno de los factores que limitan la capacidad de las zonas rurales de generar ingresos es la falta de acumulación de conocimientos. Según Laszlo (2008), los rendimientos de la educación en las zonas rurales se derivan del aumento de la remuneración de los salarios por hora, los cuales deberían impulsar el crecimiento de los ingresos a largo plazo. Desde la perspectiva de los ingresos y el consumo, la formación de capital humano tiene un efecto positivo en el empleo de las zonas rurales, ya que

refuerza el poder de negociación salarial, permite aumentar el consumo y genera un crecimiento de la productividad (Laszlo, 2008).

Otro factor que afecta negativamente las condiciones de trabajo es la adopción limitada de tecnología en las zonas rurales. Sinyolo (2020) sostiene que la aplicación de tecnologías que mejoran la capacidad productiva favorece la seguridad alimentaria y los ingresos reales de las personas empleadas que viven en hogares rurales.

Además, existen factores exógenos que perpetúan la inseguridad laboral y mantienen los ingresos bajos, como las brechas de género en la demanda de mano de obra, los grupos armados, la migración de la fuerza de trabajo, la falta de infraestructura física, la debilidad de las instituciones y de la gobernanza, y los riesgos ambientales que repercuten negativamente en la productividad de los cultivos (Arias, Ibáñez y Zambrano, 2019; Farah y Pérez, 2003; Klugman, 2002; Tenjo Galarza y Jaimes, 2018). Todos estos factores son comunes en las zonas rurales, pero su intensidad y sus consecuencias varían entre distintas zonas rurales y regiones.

III. Metodología

La metodología aplicada para determinar la relación entre la tasa de desempleo y la producción —o los ingresos reales— sigue el enfoque de Sadiku, Ibraimi y Sadiku (2015), quienes utilizan cuatro modelos para estimar la ley de Okun en la economía de Macedonia del Norte en el período 2000-2012 y establecer las relaciones a corto y largo plazo.

Para emplear las series de ingresos reales, se supone que la economía sigue un paradigma clásico según el cual la producción de una nación (Y_{it}) depende principalmente del consumo de los hogares (C_{it}), los que, a su vez, son propietarios del capital empleado (I_{it}) (Sala-i-Martin, 2000), siendo i la región de análisis y t el período de tiempo, mientras que Δ es la diferencia entre el período actual (t) y el período anterior ($t - 1$). Esta suposición se hace principalmente porque no hay datos mensuales sobre la producción agregada de las zonas rurales por región en Colombia; en consecuencia, se utiliza el ingreso real agregado de los empleados en las zonas rurales.

A continuación, se explican los análisis llevados a cabo mediante diferentes métodos econométricos; a saber, el análisis de diferencias, el análisis dinámico, el análisis del modelo de corrección de errores y el análisis del modelo de vectores autorregresivos (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015).

1. Análisis de diferencias

En la ecuación (1) se presenta la forma clásica de la ley de Okun, en la que la relación lineal entre la tasa de variación del número de personas desempleadas se mide como la diferencia logarítmica (ΔU_{it}), y se incluyen como variables exógenas la tasa de variación de los ingresos reales (ΔY_{it}) y la diferencia del logaritmo del número de personas con educación superior y competencias técnicas (ΔH_{it}). Por último, ε_t es el error estocástico, compuesto por todas aquellas variables no observadas por el modelo.

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_3 \Delta H_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. Análisis dinámico

En la ecuación (2) se recoge la misma relación que en la versión diferencial, pero se añade un rezago para cada variable con el fin de observar su evolución a lo largo del tiempo. Esta ecuación permite realizar un análisis a corto y mediano plazo.

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_3 \Delta H_{it} + \beta_4 \Delta Y_{it-1} + \beta_6 \Delta H_{it-1} + \beta_7 \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Es importante mencionar que se mantiene la relación negativa de las variables con respecto al desempleo, excepto por el rezago del desempleo.

3. Modelo de corrección de errores

Este método permite modelar variables que no tienen propiedades estacionarias, lo que posibilita la cointegración y el análisis a largo plazo (Stock y Watson, 2012). Para establecer la relación a largo plazo, es necesario determinar si las estimaciones están o no cointegradas mediante el método clásico de Engle y Granger. Se considera un conjunto de variables para establecer que la relación es a largo plazo, lo que significa que esas variables no tienden a aumentar con el tiempo. Esto se debe a que son el producto de un vector de variables y sus coeficientes estimados son iguales a 0 ($\varphi X_{kt} = 0$), de modo que, a su vez, los errores derivados de los procesos de estimación deben ser iguales a $\varepsilon_{kt} = \varphi X_{kt} = 0$.

Para ello, se estima un modelo de mínimos cuadrados ordinarios con las variables de estudio rezagadas y se procede a derivar los residuos del proceso de estimación, en el que la estacionariedad de los residuos significa que las variables están relacionadas a largo plazo, mientras que la variable dependiente es el diferencial del logaritmo del número de desempleados (ΔU_{it}). A continuación, se utiliza la prueba de Dickey-Fuller aumentada para comprobar si los errores son τ_{it-1} estacionarios. Por último, se comprueban las otras variables en diferencias y se calculan los errores rezagados presentes en los procesos de cointegración, lo que da lugar a estimaciones a largo plazo que se estructuran de la siguiente manera:

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \tau_{it-1} + \gamma \Delta X_{tk} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde $\tau_{it-1} = U_{t-1} - \rho_0 - \rho_1 X_{tk-1} - \rho_2 T$ y $X_{tk} = Y_{it}$ y H_{it} . Se efectúa la estimación con cada variable exógena a fin de determinar la existencia de relaciones a largo plazo en las zonas rurales de cada región de Colombia. De nuevo, si τ_{it-1} es igual a cero, entonces se alcanzará un equilibrio a largo plazo. La aplicación de esta prueba y de los análisis a corto plazo surge como método o enfoque para determinar la posible presencia de procesos causales en la estimación mediante modelos de vectores autorregresivos.

4. Modelo de vectores autorregresivos

En cuanto a la especificación de los modelos de vectores autorregresivos, Hansen (2016) y Wooldridge (2010) los describen como series cronológicas multivariantes que incluyen una variable dependiente y un número finito de variables independientes y rezagadas, que forman un sistema finito de ecuaciones definido por un vector. Esta metodología permite observar los movimientos y el comportamiento pasado de las variables y detectar algún tipo de relación causal entre ellas, además de observar sus movimientos a corto plazo.

Por ese motivo, el enfoque adoptado en este estudio se basa en el examen de tres series: i) el logaritmo del número de desempleados, ii) el logaritmo de los ingresos familiares reales y iii) el logaritmo

del capital humano, todos ellos para las zonas rurales de las regiones especificadas. Se estiman las ecuaciones simultáneamente y se elige la mejor especificación en función de sus rezagos, de modo que:

$$U_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_n U_{it-n} + \sum_{i=1}^k \beta_n Y_{it-n} + \sum_{i=1}^k \delta_n H_{it-n} + \varepsilon_{1it} \quad (4)$$

donde U_{it} , Y_{it} y H_{it} son las variables de estudio. Se incluyen las mismas variables como términos rezagados, repetidos n veces, y, por último, se encuentran los términos de error, con media 0 y varianza constante. En el modelo de vectores autorregresivos, se escoge la opción óptima de rezagos en relación con el comportamiento del criterio de información bayesiano (Lütkepohl, 2005)².

Se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger y la función de impulso-respuesta para determinar los efectos que tienen las innovaciones de las variables independientes en las dependientes, lo que muestra el movimiento de dichas perturbaciones. Asimismo, se observa la descomposición de la varianza para evaluar la contribución de las perturbaciones en las variables independientes a los movimientos en las variables dependientes. Los análisis se centran en el desempleo porque esta es la variable de interés en el presente artículo.

IV. Datos y estadísticas descriptivas

Como se ha mencionado, el objetivo del presente estudio es poner a prueba las relaciones formalizadas en la ley de Okun desde una perspectiva rural y segmentada en las principales regiones de Colombia desde enero de 2010 hasta diciembre de 2022, con datos extraídos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE. La variable de desempleo es el número total de personas sin trabajo en la población activa, la variable de ingresos es el ingreso real en pesos colombianos y la variable de capital humano es el número total de personas con educación técnica, universitaria y de posgrado. A continuación, se exhibe una serie de estadísticas descriptivas de las regiones estudiadas en el ámbito rural.

El análisis de las estadísticas descriptivas revela que las regiones Pacífica y Central tienen niveles más altos de desempleo rural que las otras regiones. En cuanto a los ingresos reales, la región Central es la que más ingresos genera de todas las zonas rurales. Por último, la zona rural de la región Central es la que cuenta con mayor capital humano, medido por la proporción de personas con estudios superiores o técnicos (véase el cuadro 1).

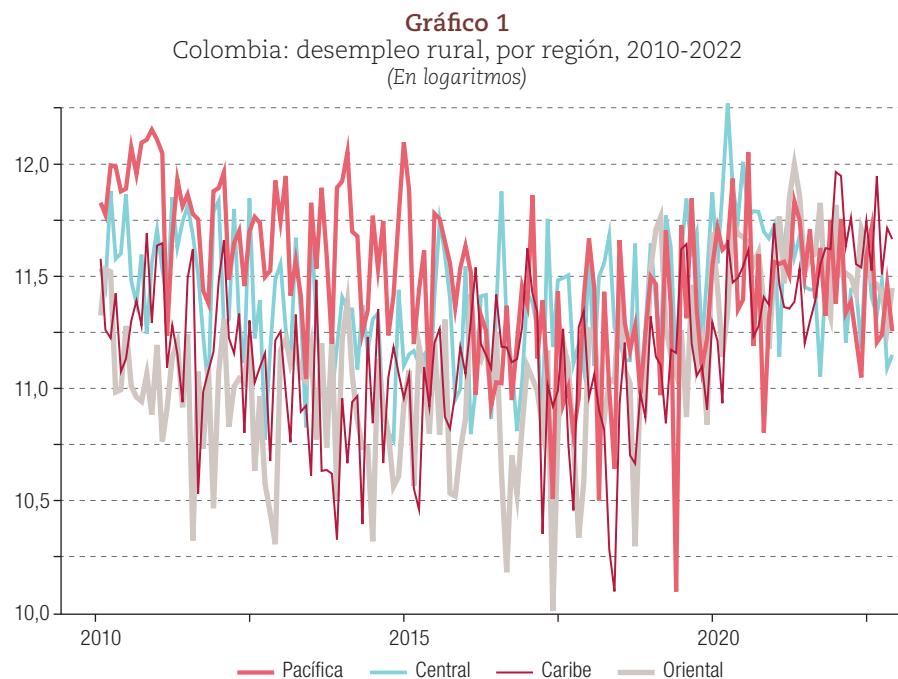
Cuadro 1
Colombia: estadísticas descriptivas de las variables, por región, 2010-2022
(En logaritmos)

| Caribe | | | Pacífica | | | | |
|----------|---------------|---------------------|----------|---------------|---------------------|-------|------|
| | Observaciones | Promedio | | Observaciones | Promedio | | |
| | | Desviación estándar | | | Desviación estándar | | |
| U_{it} | 155 | 11,17 | 0,35 | U_{it} | 155 | 11,50 | 0,36 |
| Y_{it} | 155 | 26,96 | 0,24 | Y_{it} | 155 | 26,90 | 0,27 |
| H_{it} | 155 | 11,65 | 0,37 | H_{it} | 155 | 11,60 | 0,40 |
| Central | | | Oriental | | | | |
| U_{it} | 155 | 11,40 | 0,30 | U_{it} | 155 | 11,10 | 0,38 |
| Y_{it} | 155 | 27,17 | 0,24 | Y_{it} | 155 | 27,01 | 0,22 |
| H_{it} | 155 | 11,67 | 0,37 | H_{it} | 155 | 11,63 | 0,43 |

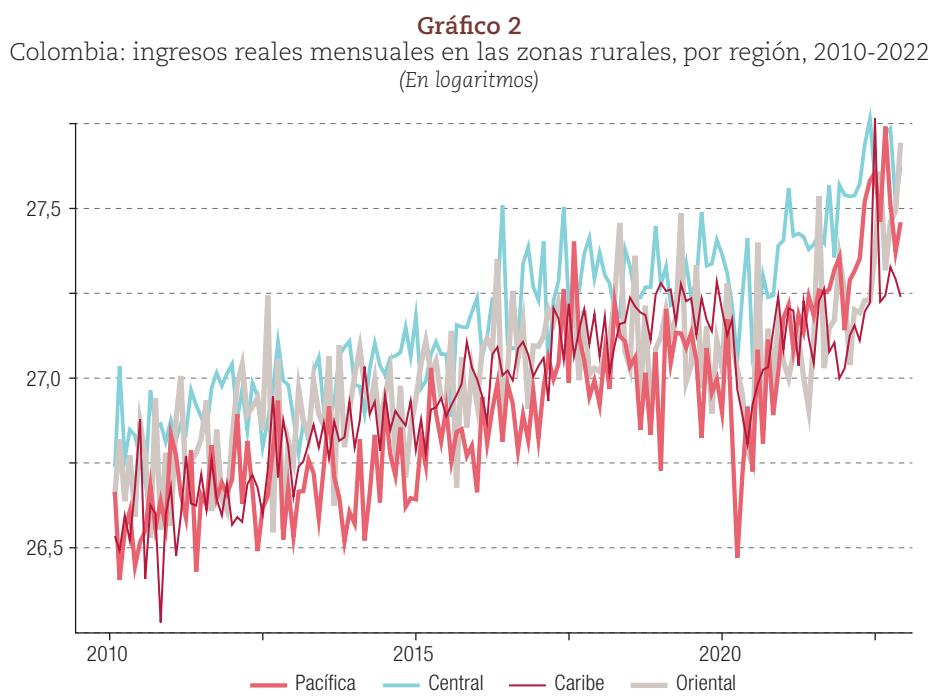
Fuente: Elaboración propia.

² El criterio de información bayesiano se calcula mediante la fórmula: $BIC = \ln |\sum_{I_u}(m)| + \frac{\ln T}{T} mK^2$.

Al estimar el logaritmo del desempleo en las regiones rurales a lo largo del tiempo, se observa un comportamiento similar en todas las regiones, pero divergente entre el desempleo y las demás variables (véase el gráfico 1). En lo que respecta a los ingresos, por ejemplo, la región Central es la que mejores resultados obtiene de todas las regiones (véase el gráfico 2). En cuanto a la acumulación de capital humano, existe una tendencia de crecimiento en todas las regiones, aunque la región Central acumula la mayor proporción de personas con estudios superiores y técnicos (véase el gráfico 3).

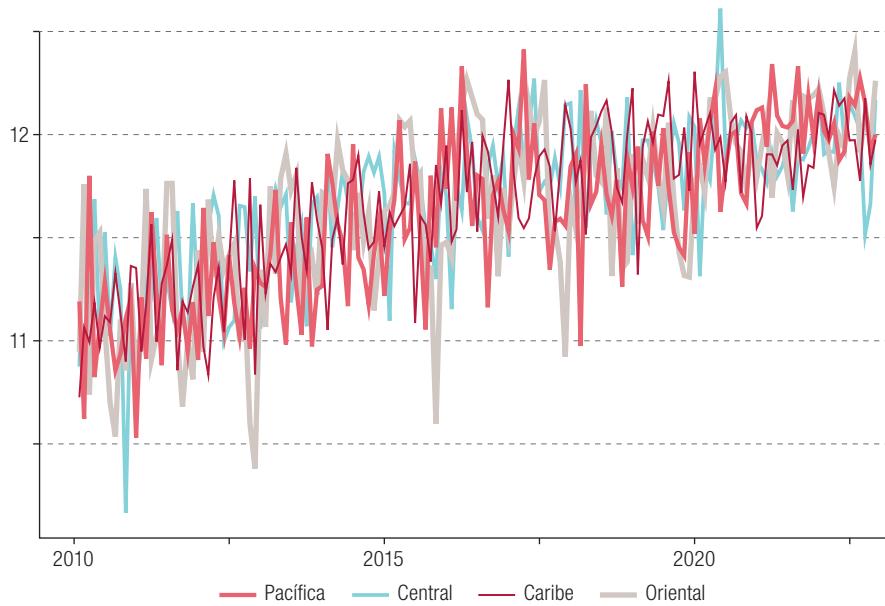


Fuente: Elaboración propia.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3
Colombia: acumulación de capital humano en las zonas rurales, por región, 2010-2022
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia.

V. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de la ley de Okun correspondientes a las zonas rurales de las regiones colombianas. Los cálculos están estructurados en forma de logaritmos, por lo que, para comenzar el análisis de las series de estudio, es necesario establecer su estacionariedad, ya que la presencia de esta característica supondría que el tiempo no fue significativo en la formación de las series y que su variación fue constante a medida que pasaba el tiempo (Stock y Watson, 2012).

Con este fin, en la prueba se aplican raíces unitarias utilizando los parámetros establecidos por el análisis de la prueba de Dickey-Fuller aumentada para determinar si las series de datos son o no estacionarias, antes de estimar los modelos propuestos por la metodología. Al llevar a cabo el análisis de diferencias, se observa de manera generalizada un comportamiento estacional en las series, y se constata que los datos de desempleo e ingresos reales no son estacionarios en niveles en la mayoría de las regiones rurales, sino que se vuelven estacionales cuando se aplican las diferencias (véase el cuadro 2).

Cuadro 2
Colombia: análisis de la estacionariedad en niveles y diferencias para las zonas rurales, por región, 2010-2022

| Variable | Caribe | Central | Pacífica | Oriental |
|-----------------|---------|---------|----------|----------|
| | Niveles | | | |
| U_{it} | 0,559 | 0,218 | 0,211 | 0,048 |
| Y_{it} | 0,069 | 0,535 | 0,454 | 0,301 |
| H_{it} | 0,010 | 0,018 | 0,010 | 0,010 |
| Diferencias | | | | |
| ΔU_{it} | 0,010 | 0,010 | 0,010 | 0,010 |
| ΔY_{it} | 0,010 | 0,010 | 0,010 | 0,010 |
| ΔH_{it} | 0,010 | 0,010 | 0,010 | 0,010 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras son los valores p derivados de la prueba de estacionariedad, donde la hipótesis nula (H_0) es la ausencia de estacionariedad en las series y la hipótesis alternativa (H_a) es lo contrario. Se utilizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada.

Tras revisar los resultados de la estimación de la ley de Okun en su versión diferenciada, se advierte el efecto de las variables independientes sobre las dependientes (véase el cuadro 3). En concreto, los ingresos rurales muestran una relación inversa estadísticamente significativa con el desempleo en las regiones Caribe, Central y Oriental. Sin embargo, en el caso de la región Pacífica, aunque la relación es positiva, no es significativa.

Cuadro 3

Colombia: coeficientes del modelo en diferencias para las zonas rurales, por región, 2010-2022

| | Caribe | Central | Pacífica | Oriental |
|-------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| ΔY_{it} | -0,740*** (0,24) | -1,119*** (0,26) | 0,111 (0,20) | -0,550*** (0,15) |
| ΔH_{it} | 0,157* (0,06) | 0,173** (0,08) | 0,302*** (0,09) | 0,209** (0,07) |
| Constante | 0,003 (0,03) | 0,002 (0,03) | -0,007 (0,03) | 0,002 (0,03) |
| Observaciones | 155 | 155 | 155 | 155 |
| R ² | 0,095 | 0,148 | 0,096 | 0,094 |
| R ² ajustado | 0,083 | 0,137 | 0,084 | 0,082 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Con respecto a los datos de capital humano, la relación es claramente positiva en la formación del logaritmo del desempleo y es significativa en el caso de las regiones Caribe y Oriental. Esta característica se debe al uso intensivo de mano de obra no calificada y a que el aumento de los niveles de calificación hace que la oferta de mano de obra no se corresponda con las necesidades de producción de las zonas rurales (Otero-Cortés, 2019).

En la versión dinámica del modelo, se observa que las variables de ingresos reales y capital humano tienen un comportamiento similar. La variable de ingresos en su versión diferenciada tiene un efecto negativo sobre la variable endógena en las diferencias de las regiones restantes (Caribe, Central y Oriental), ya que es altamente significativa (véase el cuadro 4).

Cuadro 4

Colombia: coeficientes del modelo dinámico para las zonas rurales, por región, 2008-2022

| | Caribe | Central | Pacífica | Oriental |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ΔY_{it} | -0,788*** (0,24) | -1,191*** (0,26) | -0,029 (0,21) | -0,366*** (0,21) |
| ΔH_{it} | 0,263*** (0,09) | 0,227*** (0,08) | 0,261*** (0,10) | 0,233** (0,09) |
| ΔU_{it-1} | -0,440*** (0,08) | -0,374*** (0,08) | -0,445*** (0,07) | -0,422*** (0,07) |
| ΔY_{it-1} | -0,044 (0,22) | -0,384 (0,23) | -0,513** (0,21) | -0,131 (0,17) |
| ΔH_{it-1} | 0,186*** (0,09) | 0,241*** (0,08) | 0,232** (0,09) | 0,186** (0,09) |
| Constante | 0,002 (0,02) | 0,002 (0,03) | -0,006 (0,03) | 0,0002 (0,03) |
| Observaciones | 154 | 154 | 154 | 154 |
| R ² | 0,283 | 0,300 | 0,318 | 0,257 |
| R ² ajustado | 0,258 | 0,276 | 0,295 | 0,232 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Además, la inclusión de la diferencia rezagada del logaritmo natural del desempleo en el modelado muestra una relación inversa con la variable endógena. Este resultado pone de manifiesto el carácter transitorio que puede tener la producción en las zonas rurales, regida por las cambiantes condiciones del mercado de bienes intensivos en mano de obra (Otero-Cortés, 2019). Por último, se observa que la variable rezagada de capital humano guarda una relación positiva con la variable dependiente, un resultado atípico que probablemente se deba a que las zonas rurales no tienen la capacidad productiva para emplear a trabajadores altamente cualificados (véase el cuadro 4).

El modelo de corrección de errores aplicado a las zonas rurales de la región Caribe muestra variables cointegradas con el logaritmo diferenciado del desempleo. Los coeficientes estadísticamente significativos τ_{it-1} y sus signos indican que la producción se ajusta más rápidamente que el desempleo (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015). Además, son lo suficientemente significativos como para establecer una relación a corto plazo entre los ingresos reales rurales y el desempleo. En comparación con las otras iteraciones de las variables, la relación a corto plazo es significativa a lo largo de todo el análisis de las zonas rurales (véase el cuadro 5).

Cuadro 5

Colombia: coeficientes de la prueba de causalidad de Granger para las zonas rurales, por región, 2010-2022

| Caribe | | | Central | | | |
|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | ΔU_{it} | ΔY_{it} | ΔH_{it} | ΔU_{it} | ΔY_{it} | ΔH_{it} |
| ΔU_{it} | | 0,524 | 0,007 | | 0,002 | 0,021 |
| ΔY_{it} | 0,301 | | 0,850 | 0,000 | | 0,023 |
| ΔH_{it} | 0,044 | 0,202 | | 0,0005 | 0,007 | |
| Pacífica | | | Oriental | | | |
| | ΔU_{it} | ΔY_{it} | ΔH_{it} | ΔU_{it} | ΔY_{it} | ΔH_{it} |
| ΔU_{it} | | 0,223 | 0,010 | | 0,005 | 0,269 |
| ΔY_{it} | 0,003 | | 0,031 | 0,045 | | 0,155 |
| ΔH_{it} | 0,029 | 0,531 | | 0,036 | 0,001 | |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras que figuran entre paréntesis representan los valores p derivados de la prueba de causalidad de Granger. En esta prueba se evalúan dos hipótesis: por un lado, la hipótesis nula (H_0) de que una variable no presenta una relación de causalidad de Granger con otra, y por otro, la hipótesis alternativa (H_a) de causalidad de Granger, utilizando n rezagos para maximizar las relaciones causales en el análisis.

También hay regiones, como las regiones Central y Caribe, en las que se observan relaciones a largo plazo. Se constata que, a largo plazo, las variables independientes tienden a ajustarse más rápidamente que la variable del desempleo debido a la naturaleza de sus signos. En cuanto a la región Pacífica, existen relaciones tanto a corto como a largo plazo, y las interacciones a corto plazo son positivas en los casos de producción y capital humano. En el análisis a largo plazo, se muestra un comportamiento similar al de las demás regiones (véase el cuadro 6).

Por último, se observa que las relaciones a corto plazo en las zonas rurales de la región Oriental evolucionan de manera similar a las de las regiones Caribe y Central. A largo plazo, su dinámica sigue siendo comparable a la de las zonas rurales de otras regiones de Colombia. Es importante mencionar que esas relaciones a corto plazo tienden a ser deterministas, y se presentan en el análisis de causalidad como aproximaciones a las estimaciones del modelo de vectores autorregresivos.

El último paso del análisis de las relaciones a corto plazo son los resultados del modelo de vectores autorregresivos, la prueba de causalidad de Granger y las funciones de impulso-respuesta. La prueba de causalidad de Granger muestra que todas las variables presentan una relación causal a corto plazo, excepto el logaritmo diferenciado del capital humano en las zonas rurales de la región Caribe. Se constata que los ingresos reales por región presentan una relación de causalidad de Granger con las demás variables a corto plazo (véase el cuadro 5).

Cuadro 6
Colombia: coeficientes del modelo de corrección de errores en las zonas rurales,
por región, 2008-2019

| | ΔU_{it} | | | |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Caribe | Central | Pacífica | Oriental |
| ΔY_{it} | -0,824*** (0,19) | -0,974*** (0,19) | 0,454** (0,16) | -0,316** (0,12) |
| ΔH_{it} | 0,174* (0,08) | 0,015 (0,07) | -0,289*** (0,07) | 0,069 (0,06) |
| τ_{it-1} | -0,414*** (0,08) | -0,433*** (0,08) | -0,383*** (0,08) | -0,395*** (0,08) |
| Constante | 0,004 (0,02) | -0,001 (0,03) | 0,003 (0,02) | -0,002 (0,03) |
| Observaciones | 152 | 152 | 152 | 152 |
| R ² | 0,230 | 0,199 | 0,248 | 0,157 |
| R ² ajustado | 0,220 | 0,188 | 0,232 | 0,146 |

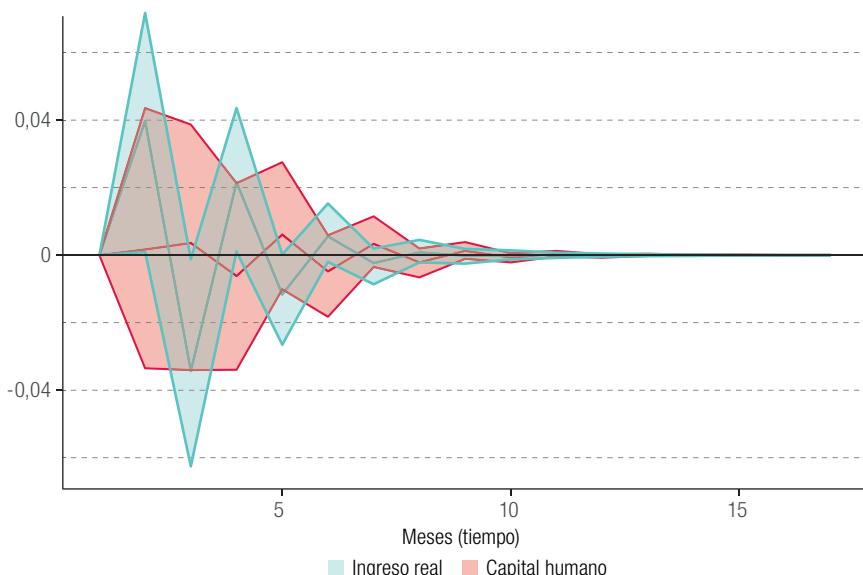
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

El modelo de vectores autorregresivos se estima por región como parte del análisis de la función de impulso-respuesta. En primer lugar, se analizan las relaciones a corto plazo y los efectos de la innovación en el desempleo. El desempleo es una variable clave en este estudio, y es necesario observar la dinámica de su respuesta a las innovaciones en otras variables, para lo cual se utilizan funciones de impulso-respuesta a fin de evaluar las relaciones entre el desempleo y las demás variables. Además, se aplica la descomposición de la varianza para determinar las proporciones del efecto derivado atribuibles a todas las variables exógenas y endógenas.

En el caso de la región Caribe, se empleó un máximo de dos rezagos (basados en el criterio de información bayesiano) para examinar los efectos sobre la variable dependiente y se observó que tanto los efectos positivos como los negativos eran muy significativos, pero tendían a disminuir a partir del décimo período (véase el gráfico 4).

Gráfico 4
Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones
relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Caribe



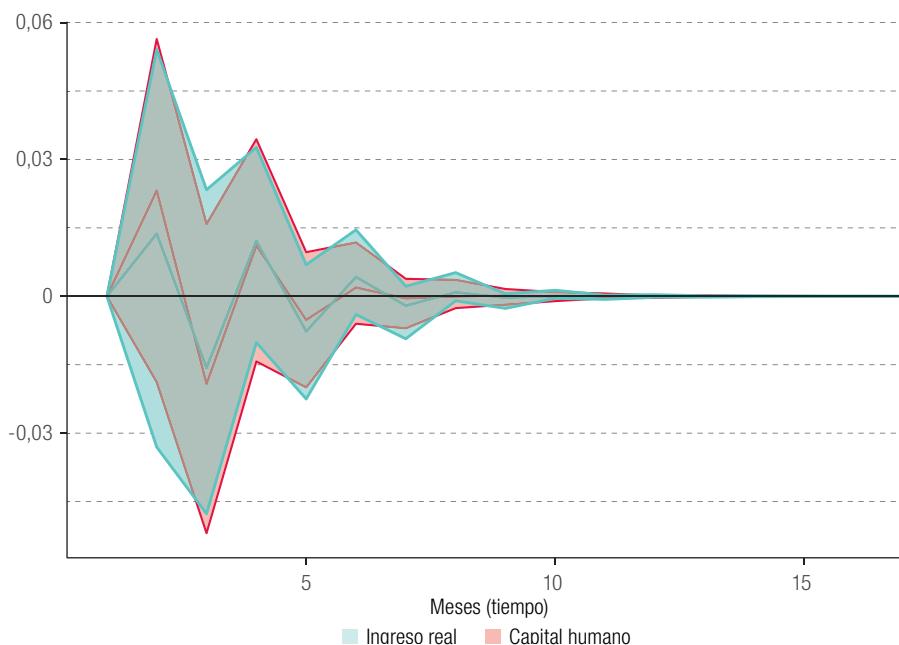
Fuente: Elaboración propia.

Nota: La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método bootstrap abarcan 16 meses.

Se descubrió que los movimientos de impulso-respuesta de la región Central se asemejan a los de la región Oriental, y presentan una disminución del impacto en el desempleo (véase el gráfico 5). En la región Pacífica, las variaciones en el desempleo son similares a las de la región Caribe debido a que otras variables tienen un impacto en el número de desempleados a corto plazo (véase el gráfico 6). Sin embargo, a medida que los períodos se amplían a largo plazo, el efecto de impulso-respuesta se va reduciendo. Esta interferencia tiende a ser menor en la región Oriental, por lo que los flujos a corto plazo no varían significativamente (véase el gráfico 7).

Gráfico 5

Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Central

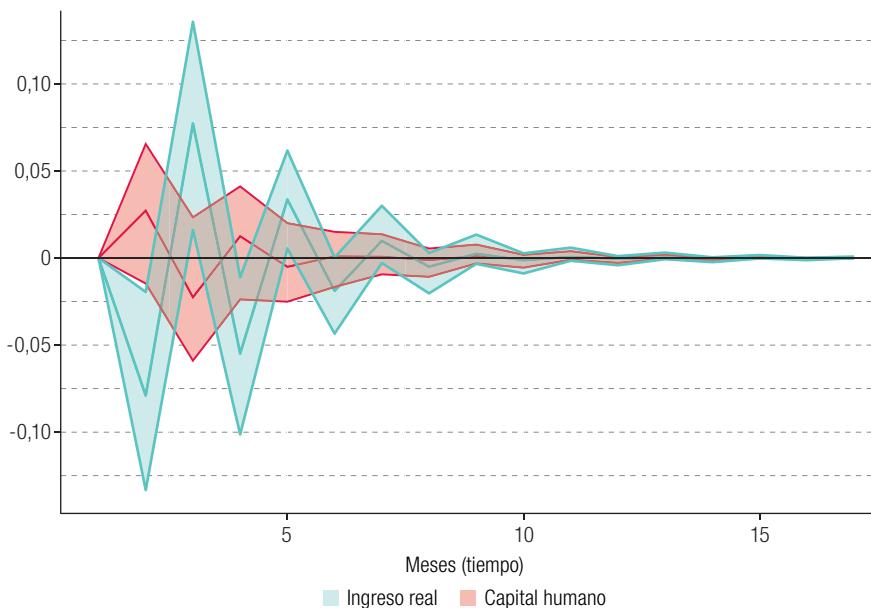


Fuente: Elaboración propia.

Nota: La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

En vista de lo anterior, se puede argumentar que este movimiento inicialmente no uniforme en las regiones Caribe y Pacífica se debe a las diferencias que existen en las principales actividades económicas de sus departamentos. Las características del capital humano tienen un efecto similar, ya que presentan perturbaciones o innovaciones con repercusiones significativas a corto plazo, pero que tienden a normalizarse a largo plazo (Otero-Cortés, 2019). La interferencia de esas innovaciones en las regiones Oriental y Central se normaliza a corto plazo, lo que puede deberse al escaso impacto que tienen las variables restantes en los movimientos de la variable de desempleo, como se observa en el análisis de descomposición de la varianza.

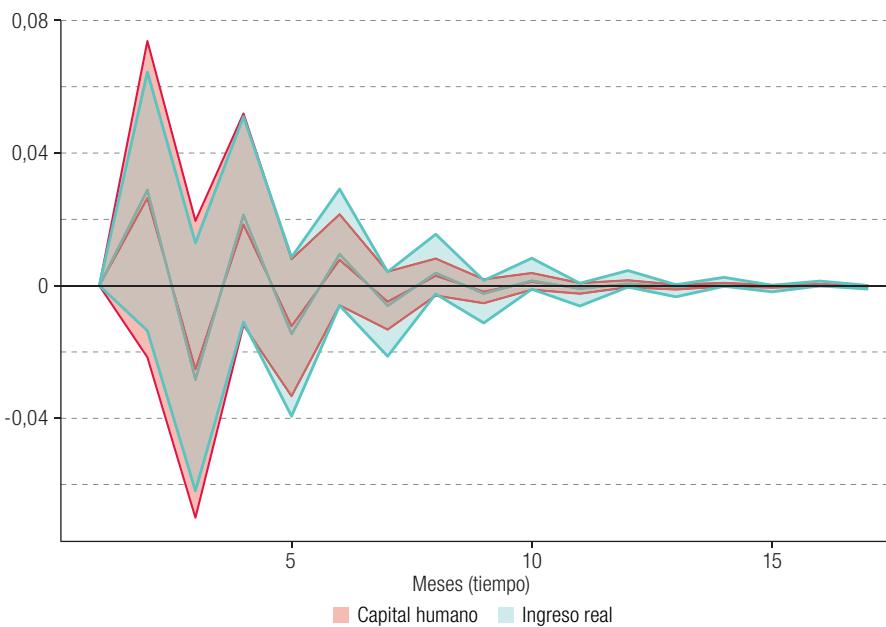
Gráfico 6
Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Pacífica



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

Gráfico 7
Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Oriental



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

Para concluir el análisis, se muestra la descomposición de la varianza, que permite calcular el impacto proporcional de cada una de las variables en los cambios de la variable analizada, así como determinar las dependencias causales de los movimientos a corto plazo (Johnston y DiNardo, 1997; Stock y Watson, 2012). En el cuadro 7 figura la descomposición de la varianza a nivel regional. En todas las regiones de Colombia, los cambios en el logaritmo natural del desempleo tienen un impacto significativo en sus propios movimientos futuros.

Cuadro 7
Colombia: descomposición de la varianza estimada en 12 períodos
para las zonas rurales, por región
(En porcentajes)

| | Caribe | Central | Pacífica | Oriental |
|-----------------|--------|---------|----------|----------|
| ΔU_{it} | 97,09 | 98,61 | 89,03 | 96,82 |
| ΔY_{it} | 2,08 | 0,534 | 10,09 | 1,78 |
| ΔH_{it} | 0,11 | 0,854 | 0,863 | 1,39 |

Fuente: Elaboración propia.

VI. Conclusiones

El objetivo de este artículo es analizar la relación entre los ingresos y el desempleo en las zonas rurales de las regiones de Colombia de 2010 a 2022 en relación con la ley de Okun (1962). En primer lugar, se constata una relación inversa robusta entre los ingresos y el desempleo en casi todas las regiones rurales de Colombia. Estos resultados indican que, en las zonas rurales, el crecimiento económico y el consiguiente aumento de los ingresos reales van seguidos de una reducción del desempleo.

Por el contrario, el aumento del capital humano en las zonas rurales conduce a un mayor desempleo. La demanda de trabajadores en dichas zonas está orientada hacia personas con menores niveles de calificación, ya que la producción se especializa en bienes de bajo valor agregado. Los resultados revelan un grado de homogeneidad regional en las zonas rurales (Merchán Hernández, 2015; Otero-Cortés, 2019).

Al aplicar el modelo de corrección de errores, se descubre una relación a largo plazo estadísticamente significativa entre el desempleo y todas las variables a nivel regional. En cuanto a las relaciones a corto plazo, existe una relación negativa entre el desempleo y los ingresos reales en las regiones Caribe, Central y Oriental, pero no en la región Pacífica, lo que coincide con resultados anteriores (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015).

La prueba de causalidad de Granger permite detectar relaciones causales a corto plazo para casi todas las variables en las diferentes regiones. Los resultados de la función de impulso-respuesta muestran que el impacto de las innovaciones en el desempleo produce movimientos o cambios en el logaritmo del número de desempleados de las zonas rurales. Estos movimientos son bruscos y más volátiles a corto plazo. Con el paso del tiempo, el efecto disminuye, como ocurre en las regiones Caribe y Pacífica. La fuerza de esos movimientos se debe al peso de las variables implicadas en la descomposición de la varianza.

Los resultados mencionados conllevan importantes implicaciones económicas y de política social en las zonas rurales de las regiones colombianas. Este estudio permite deducir las relaciones causales y deterministas que vinculan los ingresos reales y la acumulación de capital humano con el desempleo tanto a corto como a largo plazo. Asimismo, es posible afirmar que la productividad y la diversificación económica tienen efectos positivos en los ingresos reales.

Con respecto al capital humano, se demuestra que la diversificación económica y la productividad influyen positivamente en su utilización. En cuanto a la relación entre el capital humano y el desempleo rural, cabe señalar que el sistema educativo debe tener en cuenta las necesidades del mercado laboral. Una formación más orientada al mundo laboral rural aumentaría el uso del capital humano en las actividades productivas. Además, el aumento del número de empleos formales tendría efectos positivos en la experiencia laboral acumulada. Por lo tanto, la aplicación de esas políticas debería contribuir a reducir el desempleo de las personas altamente calificadas en los mercados laborales señalados. En conclusión, todas esas medidas combinadas fomentarían el crecimiento económico y el desarrollo de las zonas rurales.

Bibliografía

- Alpízar, F. y others (2020), "Determinants of food insecurity among smallholder farmer households in Central America: recurrent versus extreme weather-driven events", *Regional Environmental Change*, vol. 20, Nº 1, febrero.
- Anríquez, G. y K. Stamoulis (2007), "Rural development and poverty reduction: is agriculture still the key?", *ESA Working Paper*, Nº 07-02, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO).
- Arias, M. A., A. M. Ibáñez y A. Zambrano (2019), "Agricultural production amid conflict: separating the effects of conflict into shocks and uncertainty", *World Development*, vol. 119, julio.
- Briceño, M., G. Dávila y M. Rojas (2017), "Estimación de la ley de Okun: evidencia empírica para Ecuador, América Latina y el mundo", *Revista Económica*, vol. 1, Nº 1, julio.
- Card, D. (1999), "Chapter 30. The causal effect of education on earnings", *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, parte A, O. Ashenfelter y D. Card (eds.), Ámsterdam, Elsevier Science B.V.
- CEPAL/OIT (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Organización Internacional del Trabajo) (2016a), "Cadenas mundiales de suministro y empleo decente", *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe*, Nº 15 (LC/L.4242), Santiago.
- (2016b), "Mejoras recientes y brechas persistentes en el empleo rural", *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe*, Nº 14 (LC/L.4141), Santiago.
- Cingano, F. (2014), "Trends in income inequality and its impact on economic growth", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, Nº 163, París, OECD Publishing.
- Dal Bianco, S., R. L. Bruno y M. Signorelli (2015), "The joint impact of labour policies and the 'Great Recession' on unemployment in Europe", *Economic Systems*, vol. 39, Nº 1, marzo.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2020), "Gran Encuesta Integrada de Hogares - GEIH – 2019" [en línea] <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/599>.
- Dixon, R., G. C. Lim y J. C. van Ours (2017), "Revisiting the Okun relationship", *Applied Economics*, vol. 49, Nº 28.
- Durech, R. y otros (2014), "Regional evidence on Okun's law in Czech Republic and Slovakia", *Economic Modelling*, vol. 42, octubre.
- Elshamy, H. (2013), "The relationship between unemployment and output in Egypt", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, vol. 81, junio.
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura) (2018), *Panorama de la pobreza rural en América Latina y el Caribe: soluciones del siglo XXI para acabar con la pobreza en el campo*, Santiago.
- Farah, M. y E. Pérez (2003), "Mujeres rurales y nueva ruralidad en Colombia", *Cuadernos de Desarrollo Rural*, vol. 51.
- Flórez, L. A., K. L. Pulido-Mahecha y M. A. Ramos-Veloz (2018), "Okun's law in Colombia: a non-linear cointegration", *Borradores de Economía*, Nº 1039, Bogotá, Banco de la República.
- García-Luna, R. y D. A. Cardoso-López (2020), "Factores impulsores de la propensión a innovar y la productividad en los sectores de servicios y la industria manufacturera en Colombia", *Revista Escuela de Administración de Negocios*, vol. 8160, noviembre.
- Gordon, R. J. (2010), "Okun's law and productivity innovations", *American Economic Review*, vol. 100, Nº 2, mayo.

- Grant, A. L. (2018), "The Great Recession and Okun's law", *Economic Modelling*, vol. 69, enero.
- Hansen, B. E. (2016), *Econometrics*, Universidad de Wisconsin.
- Jiménez Villavicencio, K. y W. S. Ochoa Moreno (2017), "Ley de Okun: análisis de la relación entre crecimiento y desempleo para 12 países de América Latina", *Revista Publicando*, vol. 4, N° 13, noviembre.
- Johnston, J. y J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, cuarta edición, McGraw Hill.
- Kendrick, J. (1961), "Productivity and economic growth", *Productivity Trends in the United States*, Princeton University Press.
- Klugman, J. (ed.) (2002), *A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies. Volume 2: Macroeconomic and Sectoral Approaches*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kölling, A. (2018), "Asymmetries in labor demand: Do loss aversion and endowment effects affect labor demand elasticities on the establishment level?", *Journal of Economic Asymmetries*, vol. 18, noviembre.
- Laszlo, S. (2008), "Education, labor supply, and market development in rural Peru", *World Development*, vol. 36, N° 11, noviembre.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Malley, J. y H. Molana (2008), "Output, unemployment and Okun's law: some evidence from the G7", *Economics Letters*, vol. 101, N° 2, noviembre.
- Marth, S. (2015), "How strong is the correlation between unemployment and growth really? The persistence of Okun's Law and how to weaken it", *Policy Paper*, N° 23, Welfare, Wealth and Work for Europe (WWWforEurope).
- Mendonça, H. F. y D. S. P. Oliveira (2019), "Firms' confidence and Okun's law in OECD countries", *Economic Modelling*, vol. 78, mayo.
- Merchán Hernández, C. A. (2015), "Sector rural colombiano: dinámica laboral y opciones de afiliación a la seguridad social", *Coyuntura Económica*, vol. XLV, N° 2, diciembre.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2019), "Extensión de la protección social a la economía rural", *Notas de Orientación de Políticas*.
- Okun, A. M. (1962), "Potential GNP: its measurement and significance", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, Alexandria, American Statistical Association.
- Ortiz, C. H., D. M. Jiménez y J. I. Uribe (2019), "Una reformulación de la ley de Okun para Colombia", *Revista de Economía del Caribe*, vol. 24, julio-diciembre.
- Otero-Cortés, A. (2019), "El mercado laboral rural en Colombia, 2010-2019", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana*, N° 281, Banco de la República.
- Pizzo, A. (2019), "Literature review of empirical studies on Okun's law in Latin America and the Caribbean", *Employment Working Paper*, N° 252, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Porras-Arena, M. S. y Á. L. Martín-Román (2019), "Self-employment and the Okun's law", *Economic Modelling*, vol. 77, marzo.
- Ramos, M. A. (2017), "Divergencias en la dinámica del empleo total nacional versus las veintitrés ciudades principales y algunas estimaciones de la Ley de Okun para Colombia", *Reportes del Mercado Laboral*, N° 3, Bogotá, Banco de la República.
- Sadiku, M., A. Ibraimi y L. Sadiku (2015), "Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia", *Procedia Economics and Finance*, vol. 19.
- Sala-i-Martín, X. (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, segunda edición, Antoni Bosch.
- Salido, J. y T. Bellhouse (2016), *Economic and social upgrading: definitions, connections and exploring means of measurement* (LC/MEX/L.1208), Ciudad de México, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Schettini, D. y C. R. Azzoni (2018), "Productive efficiency and the future of regional disparities in Brazil", *Nova Economia*, vol. 28, N° 2, mayo-agosto.
- Sinyolo, S. (2020), "Technology adoption and household food security among rural households in South Africa: the role of improved maize varieties", *Technology in Society*, vol. 60, febrero.
- Stock, J. H. y M. M. Watson (2012), *Introducción a la econometría*, tercera edición, Pearson.
- Tang, B. y C. Bethencourt (2017), "Asymmetric unemployment-output tradeoff in the eurozone", *Journal of Policy Modeling*, vol. 39, N° 3, mayo-junio.
- Tenjo Galarza, J. y C. A. Jaimes (2018), "Ingresos y educación en el sector rural colombiano", *Revista de Economía Institucional*, vol. 20, N° 38, enero-junio.

- Tickamyer, A. R. (2006), "Rural poverty", *Handbook of Rural Studies*, P. Cloke, T. Marsden y P. Mooney (eds.), Sage Publishing.
- Vargas Urrutia, B. (2013), "Retornos a la educación y migración rural-urbana en Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, vol. 72.
- Villaverde, J. y A. Maza (2009), "The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: regional evidence", *Journal of Policy Modeling*, vol. 31, N° 2, marzo-abril.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*, cuarta edición, Cengage Learning.

¿Precios y progreso? El vínculo entre la inflación y el cambio estructural en el Brasil de posguerra

Lúcia Regina Centurião

Recibido: 15/09/2023
Aceptado: 04/07/2024

Resumen

En este artículo se utiliza un modelo de serie cronológica de múltiples variables para examinar la relación entre el aumento de los precios y el cambio estructural en el Brasil de posguerra (1945-1964). Para evaluar esta relación, mediante el modelo se investiga el vínculo entre los precios, la participación de la industria en la producción total de la economía, la inversión neta y los salarios del sector industrial. Con el objeto de responder a las críticas que suelen hacerse a los modelos de autorregresión vectorial, y en particular al carácter ad hoc del método de descomposición de Cholesky, se aplicaron a la matriz de restricciones hipótesis extraídas de la literatura económica sobre la teoría del desarrollo. Los resultados indican que la inflación desempeñó un importante papel en el cambio estructural registrado en el Brasil, mientras que la influencia del cambio estructural sobre la inflación fue menos marcada.

Palabras clave

Precios, inflación, sector industrial, ajuste estructural, estructura económica, Guerra Mundial (1939-1945), reconstrucción después de los conflictos, industrialización, análisis de series cronológicas, Brasil

Clasificación JEL

N1, N16, C22

Autora

Lúcia Regina Centurião es Profesora de la Escuela de Economía de São Paulo de la Fundación Getulio Vargas (Brasil). Correo electrónico: lca1328@gmail.com.

I. Introducción

Durante los años que siguieron a la Segunda Guerra Mundial, el Brasil atravesó un extraordinario período de transformación estructural. Pocas etapas en la historia del país han sido testigos de cambios tan significativos. Entre el final del conflicto mundial y principios de la década de 1960, se produjo un cambio notable en la composición de la economía brasileña. La participación de la industria en la producción total del país aumentó aproximadamente un 10%, mientras que la participación de la agricultura registró un descenso casi equivalente (Baer, 1972, pág. 99).

El proceso de industrialización mediante sustitución de importaciones desempeñó un papel crucial en la promoción de este cambio estructural. Tras centrarse inicialmente en la producción de bienes de consumo no duraderos, el Brasil desarrolló de manera gradual un sector de bienes de capital bastante sólido. Hacia mediados de los años sesenta, el país ya había establecido industrias de fabricación de vehículos y equipos eléctricos, entre otras, lo que refleja la profundidad de los esfuerzos de industrialización.

Se han propuesto numerosos factores para explicar este cambio estructural. Algunos estudios hacen hincapié en los determinantes de la oferta, como la inversión y la productividad, como motores de la transformación estructural. Entre las contribuciones más trascendentales en este campo se encuentran la de Baumol (1967) y el modelo desarrollado por Acemoglu y Guerrieri (2008). Por el contrario, otros académicos, como Foellmi y Zweimüller (2008), destacan la importancia de los factores vinculados a la demanda como catalizadores de este proceso de transformación. Varios estudios también han asignado importancia a las condiciones económicas iniciales del país, la dotación de factores, la demografía y la geografía a la hora de analizar las complejidades de este cambio económico estructural.

Pese a la importancia de estos factores, algunos trabajos fundamentales sobre el desarrollo económico han hecho hincapié en un elemento que a menudo se pasa por alto en los análisis de la transformación estructural: la inflación. Por ejemplo, Furtado (1964), al analizar la industrialización brasileña, afirmó que, en las tres décadas anteriores, la industrialización se había basado sistemáticamente en la combinación de dos factores: la sustitución de importaciones y la transferencia de recursos resultante de la inflación (Furtado, 1964, pág. 119). Lewis (1954), por su parte, sostenía que la formación de capital en los países en desarrollo podía verse facilitada no solo por los beneficios, sino también por el crédito. Al analizar el cambio estructural brasileño, Prebisch (1973) presentó al país como un caso destacado en el que la inflación se convierte en instrumento de desarrollo, a pesar de las consecuencias indeseables asociadas al alza de precios. Estas perspectivas arrojan luz sobre el importante papel que desempeña la inflación en la configuración del cambio estructural y sus implicaciones para el desarrollo económico.

Si bien se han realizado numerosos análisis del cambio estructural en el Brasil durante diferentes períodos, la inflación rara vez se menciona como un factor de influencia en el proceso, y el período de posguerra específicamente ha sido menos analizado. En los últimos años, por ejemplo, Nassif y otros (2020) estudiaron la relación entre el nivel de productividad y los cambios en la estructura de producción durante las décadas de 1990 y 2000. Santos y Spolador (2018) utilizaron un modelo de equilibrio general dinámico para investigar la tendencia de la productividad sectorial entre 1981 y 2013 y su papel en el cambio estructural brasileño. Carvalho y Kupfer (2011) compararon la trayectoria del cambio estructural en el Brasil con la de otros países que atravesaron una transformación similar. Nakabashi, Scatolin y Vargas da Cruz (2010) analizaron el efecto del cambio estructural en el crecimiento del Brasil en el período 1948-2007. Messa (2013) analizó las fuentes del cambio estructural durante la década de 2000 y concluyó que la diferencia de crecimiento entre los servicios y la industria se debía a la propia estructura productiva. Marconi y otros (2020) estudiaron la relación entre la tasa de rendimiento, el tipo de cambio y el cambio estructural en el período 1996-2007. Para el período 1971-2008, Lamonica, Feijó y Punzo (2012) utilizaron un marco kaldoriano y neoschumpeteriano para analizar la senda de

crecimiento de la economía y los efectos de las políticas económicas sobre el cambio estructural. Mediante el análisis de la ley multisectorial de Thirlwall, Gouvêa y Lima (2013) estudiaron el cambio estructural y el crecimiento en el contexto de restricción externa del Brasil en el período 1962-2006, y prestaron especial atención al II Plan Nacional de Desarrollo (1975-1979).

El objetivo de este trabajo es estudiar el vínculo entre la inflación y el cambio estructural en el Brasil de 1945 a 1964. Se eligió este período porque fue una época de rápida transformación estructural durante la cual, en la literatura estándar, se suele asociar la inflación con el proceso de industrialización, como se detallará más adelante. El análisis va solo hasta 1964 porque ese año estuvo marcado en el Brasil no solo por un golpe militar, sino también por el inicio de una serie de reformas del sistema monetario, como la creación de un banco central, que modificaron el proceso inflacionario en el país. El trabajo busca explorar la asociación recíproca entre inflación y cambio estructural: la inflación, según la literatura, era importante para la asignación de recursos y, por tanto, para el cambio estructural, mientras que este, a su vez, ejercía presión sobre el nivel de precios. Por consiguiente, se ha utilizado un modelo de corrección de error vectorial estructural, que supone que ambas variables son endógenas.

Si bien la teoría de la inflación estructural suele agrupar a todos los países en desarrollo en el análisis, examinar de manera individual un país latinoamericano concreto, en este caso el Brasil, es importante para captar su idiosincrasia. En el período elegido, por ejemplo, las experiencias económicas de otros países fueron muy diferentes: mientras que en el Brasil hubo crecimiento con inflación, la Argentina presentó inflación con estancamiento, Venezuela (antes de 1958) registró crecimiento con estabilidad de precios y Cuba experimentó un estancamiento también con estabilidad de precios¹.

En este artículo se aborda, asimismo, una de las principales críticas a los modelos de autorregresión: la naturaleza ad hoc de la descomposición de Cholesky. En las matrices de restricciones se incorporaron dos hipótesis, respaldadas por la literatura: i) partiendo principalmente del modelo de Lewis (1954) con una oferta infinita de mano de obra, se supuso que los salarios del sector industrial eran exógenos, y ii) se supuso que los efectos de un aumento de la oferta monetaria se disipaban a largo plazo, dado que, cuando la inflación es alta, la gente tiende a gastar la mayor cantidad de dinero posible a corto plazo². Tras la sección II, en la que se examina el vínculo entre inflación y desarrollo, en la sección III se exploran estas hipótesis. La sección IV presenta el modelo de corrección de error vectorial estructural y sus principales resultados, y la sección V ofrece algunas observaciones finales.

II. Inflación y desarrollo

La escalada de la inflación en América Latina después de la guerra llevó a numerosos autores a sostener que el aumento de los precios no era únicamente un fenómeno monetario, sino que era más bien una consecuencia del cambio estructural en curso. Al mismo tiempo, otros estudiosos empezaron a destacar el importante papel de la inflación a la hora de facilitar la industrialización.

El carácter trascendental de la investigación de Vázquez (1956) sobre la relación entre cambio estructural e inflación es ampliamente reconocido en la literatura latinoamericana (Danby, 2005, pág. 161). Según Vázquez (1956, pág. 604): “La inflación no es un fenómeno monetario; es el resultado de desequilibrios de carácter real que se manifiestan en forma de aumentos del nivel general de precios. Este carácter real del proceso inflacionario es mucho más perceptible en los países subdesarrollados que en los países industriales”. Vázquez (1956, pág. 605) definió las presiones inflacionarias básicas y los mecanismos de propagación, y argumentó que la fuerza de la inflación dependía principalmente

¹ El nombre de Venezuela se cambió a República Bolivariana de Venezuela el 15 de diciembre de 1999.

² Véase información sobre la estimación de modelos de autorregresión vectorial utilizando restricciones en Kilian y Lütkepohl (2017).

de las presiones básicas y, en segundo lugar, de los mecanismos de propagación. En su artículo fundamental, Vázquez (1956, pág. 604) señaló que, si bien en todas las experiencias de inflación en América Latina podían encontrarse elementos similares, cada país tenía sus peculiaridades.

Sunkel (1958) tomó como referencia el trabajo de Vázquez y postuló que la inflación latinoamericana era el resultado de rápidas transformaciones estructurales. Aunque su trabajo se centraba principalmente en Chile, también presentaba generalizaciones aplicables al contexto latinoamericano más amplio. En su conceptualización, Sunkel clasificaba la inflación en tres tipos distintos: i) presiones inflacionarias básicas o estructurales, ii) presiones a corto plazo y iii) inflación acumulativa, generada por la inflación previa (Sunkel, 1958, pág. 573). Las presiones inflacionarias básicas emanaban de la incapacidad de algunos sectores para adaptarse a los cambios de la demanda. Estas fuerzas inflacionarias provenían de factores como: i) una producción de alimentos inadecuada, ii) una expansión de las exportaciones restringida y un poder adquisitivo externo limitado, iii) tasas de acumulación de capital subóptimas y iv) un sistema fiscal inadecuado (Sunkel, 1958, pág. 574).

La teoría de la inflación estructural subrayó repetidamente el reto de adaptar la oferta a los rápidos cambios de la demanda. Furtado (1965) afirmó que el aumento de los ingresos a causa de la industrialización mediante sustitución de importaciones impulsó una transformación de la demanda agregada que hizo necesaria una reestructuración significativa de la oferta agregada. Esta presión surgió como la principal fuerza impulsora de la inflación, sobre todo en situaciones en que la flexibilidad de las importaciones a corto plazo era baja (Furtado, 1965, pág. 268).

La baja tasa de formación de capital y el inadecuado sistema fiscal también eran cuestiones que debían tenerse en cuenta: la insuficiente formación de capital creaba una necesidad acuciante de inversión, mientras que la incapacidad del Gobierno para generar ingresos suficientes a menudo hacía que la inversión se financiara con métodos inflacionarios. Durante la posguerra, además, la escasez de entradas de capital extranjero también agravó el problema. Entre 1945 y 1947, existía la esperanza de que América Latina recibiera ayuda exterior, en particular de los Estados Unidos. Se celebraron varias conferencias, pero en una reunión organizada en Bogotá, en 1948, quedó claro que no habría nada parecido a un Plan Marshall para América Latina. En 1951, esta era la única parte del mundo que no contaba con un programa de ayuda exterior de los Estados Unidos. Bélgica y Luxemburgo, por ejemplo, recibieron más fondos entre 1945 y 1951 que toda América Latina (Thorp, 1992, pág. 191).

Al abordar la influencia del cambio estructural en la inflación, Sunkel (1958, pág. 580) mencionó un elemento que aparecía con bastante frecuencia en la literatura sobre el Brasil: los monopolios. La industrialización mediante sustitución de importaciones llevó a las empresas a operar sobre una base de exclusividad de mercado, lo que dio lugar a la formación de estructuras monopólicas y oligopólicas que tuvieron consecuencias en la fijación de precios. Sin embargo, la cuestión de los monopolios era compleja, ya que, si bien una mayor competencia podía hacer que bajaran los precios, también podía perjudicar la productividad al reducir las economías de escala. Macario (1964) sostenía que la estructura monopólica predominante en América Latina fomentaba el aumento de los precios. Además, afirmaba que, mientras los Gobiernos siguieran concediendo una protección indiscriminada, cualquier medida destinada a combatir la inflación resultaría ineficaz. Según Macario (1964, pág. 79), las empresas de América Latina solían vender productos a precios inflados y mostraban escasa preocupación por la producción eficiente. La ausencia de competencia externa facilitaba la transferencia del aumento de los costos a los consumidores (Macario, 1964, pág. 83).

Hirschman (1958) postuló que los países de industrialización tardía experimentaron una mayor inflación y más problemas con la balanza de pagos que las naciones más ricas durante su propia fase de industrialización, y exploró varias teorías sobre este fenómeno. Una de estas teorías, propuesta por Wallich (1952, citado en Hirschman, 1958, pág. 138), era que el desarrollo de los países más ricos había estado orientado a la producción, mientras que, en los países en desarrollo, el proceso estaba orientado al consumo. En una sociedad orientada a la producción, se consideraba que el progreso económico

era consecuencia de los esfuerzos productivos, mientras que una sociedad orientada al consumo buscaba extraer de la economía más de lo que esta podía ofrecer de forma viable (Hirschman, 1958, pág. 156). Hirschman (1958, pág. 156) también destacó el argumento del “efecto de demostración”, en virtud del cual los consumidores de los países más pobres deseaban alcanzar el mismo nivel de consumo que sus homólogos más ricos, sin comprender plenamente los sacrificios necesarios para lograr ese nivel de vida. Hirschman (1958, pág. 157) también citó a algunos autores que planteaban que los países en desarrollo estaban intentando hacer demasiadas cosas al mismo tiempo, al adoptar sus Gobiernos planes de desarrollo demasiado ambiciosos. El autor, no obstante, argumentaba que estas explicaciones sociopsicológicas de la inflación no eran del todo convincentes y que esta no sería tan grave y persistente si estos factores fueran los únicos responsables, y sostenía, en su lugar, que el desarrollo económico seguía una trayectoria de crecimiento desigual y que el equilibrio terminaba lográndose por medio de presiones e incentivos (Hirschman, 1958, pág. 157). Reafirmó la tesis de que la inflación surgía principalmente de los desequilibrios de la oferta que caracterizaban el proceso de crecimiento (Hirschman, 1958, pág. 164).

Además de los defensores de las teorías estructuralistas, los investigadores del llamado “modelo de dos brechas” también identificaron una conexión entre desarrollo e inflación. Chenery y Strout (1966), por ejemplo, plantearon que los países económicamente desfavorecidos se enfrentaban a dos limitaciones consecutivas al crecimiento. En una primera etapa, el ahorro era bajo, por lo que, si no había inflación, la inversión también sería baja. La segunda limitación se refería a que los insumos para un crecimiento continuado solo podían obtenerse mediante la acumulación de déficits en la balanza de pagos.

Como se mencionó, los estudiosos han reconocido que la inflación tiene una influencia significativa sobre diversos factores que contribuyen al aumento de la inversión y al cambio estructural. Bernstein y Patel (1952, pág. 368) argumentaron que la inflación podía influir en muchos elementos que eran esenciales para el crecimiento de la inversión. En primer lugar, la inflación podía aumentar el rendimiento de la inversión y alentar a las empresas a ampliar sus operaciones. Al mismo tiempo, podía tener el efecto de transferir ingresos a todo el grupo de ahorristas de una economía. Las utilidades no distribuidas permitían a las empresas mantener un mayor nivel de inversión. Hirschman (1968) también abordó la influencia de la inflación en la inversión y señaló que algunos países latinoamericanos se enfrentaban a la frustración provocada por la lentitud de la transformación estructural, pero el Brasil era una excepción, ya que había creado un factor institucional especial diseñado para aumentar la oferta de capital: la inflación (Hirschman, 1968, pág. 9).

Tavares y Serra (2000) también reconocieron la importancia de la inflación y se refirieron a su importante papel en la preservación de una tasa de beneficios ilusoriamente elevada. El rendimiento esperado de la inversión se mantenía artificialmente alto gracias a las valoraciones de activos reales.

La interpretación de Rangel (1986) destacaba asimismo el papel de la inflación en el mantenimiento del crecimiento económico del Brasil, pero hacía hincapié en el aspecto de la demanda. Su argumento era que la inflación disminuía la preferencia de la sociedad por la liquidez, lo que aumentaba el nivel de demanda efectiva. Según este autor, en términos marxistas, al crear una demanda excepcional de bienes duraderos, el aumento de los precios contribuía a la materialización de la plusvalía social (Rangel, 1986).

Las teorías sobre la influencia de la inflación en el crecimiento de América Latina encontraron apoyo en la historiografía del desarrollo de los países industrializados. Earl Hamilton, que ocupaba la presidencia de la Asociación de Historia Económica, fue uno de los teóricos más importantes de la época en señalar que los países más ricos habían experimentado una revolución de precios que había conducido a la industrialización. Para él, la inflación había sido un poderoso motor en una gran cantidad de casos históricos y podía desempeñar un papel similar en los países en desarrollo (Felix, 1956, pág. 442). El mecanismo a través del cual la inflación ejercía un impacto positivo era relativamente

sencillo: durante períodos prolongados de inflación, los precios aumentaban más rápido de lo que se ajustaban los salarios. El resultado era la “inflación de beneficios”, y el aumento de los beneficios permitía una tasa de crecimiento industrial mucho más rápida que la que se habría producido con estabilidad de precios (Felix, 1956, pág. 368).

Hamilton (1942, pág. 257) postuló que, si bien el desfase entre beneficios y salarios no era el único factor responsable de la industrialización, había desempeñado un papel crucial a la hora de facilitar la revolución industrial, especialmente durante la segunda mitad del siglo XVIII. El autor mencionó, por ejemplo, el explosivo crecimiento demográfico de Inglaterra y la fuerte inmigración de trabajadores irlandeses como factores que habían impedido el aumento de los salarios (Hamilton, 1942, pág. 259). Mientras tanto, el aumento de la superficie de tierra dedicada al pastoreo en el campo y la eliminación de residuos mediante nuevas tecnologías habían incrementado la oferta de mano de obra para la industria. También habían sido decisivos el debilitamiento de las restricciones gremiales y la oposición efectiva al sindicalismo emergente (Hamilton, 1942, pág. 259). Hamilton se refirió además a la perspectiva de Adam Smith, que dijo que los patrones siempre y en todo lugar mantienen una especie de concierto tácito, pero constante y uniforme, para no aumentar los salarios de los trabajadores por encima del nivel actual (Hamilton, 1942, pág. 260).

Pese a asociar desarrollo e inflación, Hamilton (1942, pág. 266) argumentó que, en un aspecto, el retraso de los salarios con respecto a los precios había obstaculizado la industrialización: si los salarios hubieran seguido a los precios, el incentivo para las invenciones que ahorran mano de obra habría sido mucho mayor. No obstante, el autor sostenía que, sobre todo en la segunda mitad del siglo XVIII, las innovaciones tecnológicas habían sido el resultado del aumento de los precios, no la causa (Hamilton, 1942, pág. 272). En 1952, en su célebre publicación *Prices as a factor in business growth: prices and progress*, Hamilton señaló que resultaba difícil comprender que hubiera habido algo más importante que el gran retraso de los salarios con respecto a los precios en algunos países económicamente avanzados durante la revolución de los precios. El capitalismo necesitaba capital, y no sería fácil imaginar un instrumento más poderoso para proporcionarlo que el ahorro forzoso a través de una relación muy favorable entre los precios y los salarios. La elevada tasa de beneficios cuando los precios subían y los salarios, el principal costo, se quedaban rezagados constituía un fuerte incentivo para invertir los ahorros en empresas productivas. En igualdad de condiciones, el capitalismo difícilmente podría haber dejado de prosperar (Hamilton, 1952, pág. 339).

Griffin (1961) planteó el argumento de que, a lo largo de la historia, la inflación había desempeñado un papel importante en el despegue de diversas economías, como el experimentado por la economía británica en la década de 1790, la estadounidense en la década de 1850 y la japonesa en la década de 1870. En el caso del Japón, la demanda de fondos de inversión siempre superaba las sumas disponibles a través del ahorro voluntario y los impuestos. Las autoridades del país no supervisaban el crecimiento del crédito bancario, lo que provocó una inflación que aceleró la transición al industrialismo al aumentar la capacidad de producción e impulsar el crecimiento (Griffin, 1961, pág. 1083). Sin embargo, Griffin (1961, pág. 1083) también afirmó que la inflación solo sería eficaz para impulsar el desarrollo de un país si existía una amplia clase industrial con una elevada propensión marginal al ahorro.

A pesar de la gran cantidad de literatura acerca de los efectos positivos de la inflación sobre el desarrollo, algunos autores brasileños han negado la existencia de un efecto de ese tipo en el Brasil. Wells (1977, pág. 14) mencionó que una escuela de pensamiento brasileña, identificada como “liberal”, discrepaba abiertamente de los estructuralistas. Estos autores, entre los que se encontraban Simonsen y Campos, aceptaban que la industrialización era necesaria y apoyaban el establecimiento de sectores tecnológicamente avanzados: no eran “liberales” en el sentido de abogar por una menor intervención del Estado. Para ellos, sin embargo, la principal causa de la inflación era la expansión excesiva de la oferta monetaria derivada de los déficits públicos, y el principal mecanismo de propagación eran los aumentos injustificados del salario mínimo urbano. Desde su perspectiva, la inflación, lejos de ser beneficiosa

para el crecimiento, era responsable, directa e indirectamente, de frenar la expansión industrial. En primer lugar, el rápido aumento de la inflación hacía que las empresas fueran incapaces de hallar la mejor estrategia de minimización de costos y no aplicaran políticas de precios competitivas. Por lo tanto, la inflación era responsable de las ineficiencias de la producción. Además, la inflación y algunas de las políticas utilizadas para hacerle frente, como los controles de precios, se traducían en una mala asignación de la inversión debido a la distorsión de la rentabilidad relativa percibida de determinados proyectos. La inflación también fomentaba la inversión especulativa en terrenos urbanos, edificios de lujo y similares, al tiempo que tenía efectos negativos en los sistemas bancarios y financieros. Las tasas pasivas negativas tendían a desincentivar el ahorro de los hogares. Con tasas de interés activas también negativas, las empresas podían obtener fondos incluso para proyectos con una rentabilidad real negativa: la tasa de interés ya no actuaba como dispositivo de racionamiento (Wells, 1977, págs. 14-16).

Además, los autores de la escuela “liberal” argumentaban que una inflación elevada y en rápida aceleración introducía incertidumbre y conducía a la revisión a la baja de las tasas de rendimiento esperadas, lo que terminaba frenando el crecimiento económico (Wells, 1977, pág. 16). Sostenían que las leyes del impuesto sobre sociedades no incentivaban a las empresas a amortizar el capital fijo a su costo real de reposición. En consecuencia, las empresas no reservaban una parte de sus beneficios para mantener el valor de su capital de trabajo, lo que se traducía en una menor inversión bruta (Wells, 1977, pág. 17).

Este debate académico entre los autores que pensaban que la inflación desempeñaba un papel positivo en el financiamiento del cambio estructural y los que no lo consideraban así (a quienes a menudo se criticaba por basarse en supuestos demasiado simplistas y depositar demasiada fe en la universalidad de las teorías) confiere al presente estudio una importancia adicional.

III. Los supuestos del estudio

1. La hipótesis de una oferta de mano de obra ilimitada

Lewis (1954) afirmaba que todos los autores clásicos, desde Smith hasta Ricardo, suponían implícita o explícitamente la disponibilidad de una oferta de mano de obra ilimitada a un nivel de salarios de subsistencia. Sin embargo, la teoría neoclásica se apartó de esta hipótesis (Lewis, 1954, pág. 140). Lewis desarrolló su análisis partiendo del supuesto de que la oferta de mano de obra en los países más pobres podía considerarse ilimitada, y que los salarios del sector moderno estaban determinados únicamente por el nivel de subsistencia de los más pobres. Otros de los primeros teóricos, como Rosenstein-Rodan (1956), Eckaus (1960) (que se ocupó principalmente de Asia, Oriente Medio e Italia), Ranis y Fei (1961) y Sen (1966), también hicieron hincapié en la elasticidad de la oferta de mano de obra como característica crucial de los países en desarrollo. Furtado fue otro destacado autor que adoptó la perspectiva de que los salarios se determinaban de forma exógena en los países más pobres y que eso era lo que había ocurrido desde el momento en que estos países operaban únicamente como exportadores de materias primas, incluso antes de la industrialización. El autor señaló que, al establecer un salario superior al que los campesinos percibían en la agricultura precapitalista, el sector exportador se aseguraba una oferta de mano de obra ilimitada. El antiguo sector agrícola funcionaba como un reservorio de mano de obra, y, en tanto las reservas no se agotaran, el sector exportador disponía de una oferta de mano de obra flexible a un salario definido por el nivel de vida que prevalecía en las *fazendas* semifeudales (Furtado, 1965, pág. 164)³.

³ Para Furtado, esta estructura dual de la economía, con un sector moderno que coexiste con otro precapitalista, era la característica definitoria de un país en desarrollo (Furtado, 1965).

La hipótesis de una oferta de mano de obra ilimitada se aplicó ampliamente durante las décadas de 1950 y 1960, y numerosos estudios posteriores han incorporado este concepto a sus modelos. Villamil, Wang y Zou (2020), por ejemplo, desarrollaron un modelo de crecimiento económico lewisián que suponía un aumento de la participación laboral con un salario constante. Sus investigaciones demuestran la importancia del excedente de mano de obra para impulsar el cambio estructural en países tanto desarrollados como en desarrollo. En un análisis centrado en África, Diao y McMillan (2018) construyeron un modelo que incorporaba varios aspectos del trabajo fundamental de Lewis (1954), al tiempo que incluía cambios intersectoriales adicionales. Del mismo modo, Parida (2019) utilizó un marco lewisián para investigar la estructura económica de la India.

En el caso concreto del Brasil, la hipótesis de una oferta abundante de mano de obra se ve corroborada por la magnitud y flexibilidad de los flujos migratorios del país. Por ejemplo, la migración desde el noreste del país hacia São Paulo fue especialmente importante a partir de la década de 1930, cuando el número de inmigrantes nacionales en el estado de São Paulo superó al de inmigrantes extranjeros. Esta migración interna cobró aún más relevancia en la primera mitad de los años cincuenta, cuando batió récords anteriores (Ferrari, 2005). Como se mencionó anteriormente, Hamilton (1942) hizo hincapié en el papel de la inmigración irlandesa en Inglaterra como factor depresor de los salarios.

2. La hipótesis de la disipación a largo plazo de las perturbaciones de los precios

El esfuerzo por acelerar la inversión en los países pobres plantea importantes retos. Como ya se indicó, Lewis (1954) señaló que la solución a este problema podría ser la creación de crédito, que debería ser la primera opción en caso de que aumentar los impuestos resultara más difícil que hacer frente a los problemas generados por la inflación. La creación de crédito también podría ser más beneficiosa porque podría redistribuir la renta a la clase industrial, lo que aceleraría aún más la acumulación de capital. Sin embargo, Lewis también reconoció que dicha redistribución probablemente sería temporal más que permanente, ya que los efectos de la inflación se disiparían a largo plazo (Lewis, 1954, pág. 166).

Rangel fue otro autor brasileño que destacó el aspecto de la demanda e hizo hincapié en que la inflación provocaba una carrera por los bienes materiales a corto plazo. Según el autor, una parte considerable de la plusvalía de la que se apropiaban las clases más ricas, en lugar de retenerse en forma de dinero, se aplicaba a la adquisición de activos fijos. Por lo general, se trataba de inversiones en actividades que ya funcionaban por debajo de su capacidad (Rangel, 1986). Rangel sostenía que, si los miembros de la clase acomodada se abstuvieran de realizar ese tipo de inversiones y mantuvieran su riqueza en forma líquida, el resultado sería un descenso del ingreso nacional, que afectaría principalmente a los segmentos más pobres de la sociedad (Rangel, 1986).

Bernstein y Patel (1952) aportaron más datos al examinar los casos del Brasil, Chile y Colombia. Indicaron que había pruebas de que la expansión del crédito estimulaba la inversión en las primeras fases del proceso inflacionario y no en las últimas (Bernstein y Patel, 1952, pág. 377). A medida que los precios seguían subiendo, los trabajadores se mostraban más atentos para salvaguardar sus intereses y anticiparse a nuevas alzas de precios. Del mismo modo, Wells (1977, pág. 38) observó que la aceleración de la inflación al inicio provocaba un aumento de la tasa de inversión, pero con el tiempo se registraba un exceso de capacidad. Al referirse a la revolución de los precios, Hamilton (1952, pág. 339) dijo que el aumento de los precios penalizaba el retraso en la inversión y, al reducir la tasa de interés efectiva, fomentaba los préstamos para invertir anticipándose a los beneficios.

Según Lewis (1954), en ciertas economías donde las fuentes de financiamiento eran insuficientes, los responsables de formular políticas se enfrentaban al dilema de buscar la estabilidad de precios o promover el crecimiento económico (Lewis, 1954, pág. 171). El crédito, sin embargo, debe destinarse a

actividades que generen ingresos rápidamente, porque financiar la construcción de escuelas mediante la creación de crédito era buscarse problemas (Lewis, 1954, pág. 171). Este autor también destacó el riesgo de erosionar la confianza del público en el dinero si la inflación persistía durante un período prolongado, razón por la cual las autoridades tendían a alternar períodos de crédito con otros de restricción monetaria (Lewis, 1954, pág. 166).

Estas dos hipótesis, la de la oferta de mano de obra ilimitada y la de la disipación del efecto monetario a largo plazo, se utilizarán en la sección IV para desarrollar la estrategia empírica. En términos más generales, como se mencionó, esta estrategia se basa en la idea de que la inflación puede haber desempeñado un papel en la industrialización y también puede haberse visto influenciada por el proceso, idea desarrollada en mayor o menor medida por autores como Noyola, Vázquez, Sunkel, Furtado, Hirschman, Tavares, Serra y Rangel.

IV. Análisis empírico⁴

Se empleó un modelo de serie cronológica de múltiples variables, concretamente un modelo de corrección de error vectorial estructural, para explorar la relación recíproca entre el cambio estructural y la inflación en el Brasil. Esta metodología permite tratar las variables como endógenas sin hacer suposiciones sobre su exogeneidad. De este modo, en varios estudios recientes se aplicaron modelos de autorregresión vectorial para investigar distintos aspectos de la economía brasileña. Por ejemplo, Nobrega, Maia y Besarria (2020) utilizaron esta metodología para analizar el régimen fiscal o monetario dominante en dicha economía entre 2003 y 2015. Chernavsky, Dweck y Teixeira (2020) usaron modelos de autorregresión vectorial para investigar cómo los elementos de la política fiscal del Gobierno de Dilma Rousseff afectaron el crecimiento del producto, y si estos elementos podían explicar la posterior desaceleración de la economía brasileña. Otro ejemplo es el trabajo de Filleti y Boldrin (2020), que utilizaron un modelo cuasi-VAR (autorregresión vectorial) o un modelo de corrección de error vectorial para analizar el proceso de desindustrialización de la industria textil brasileña.

Dado que el objetivo es evaluar la hipótesis de la inflación estructural, las principales variables de interés son la inflación y la participación de la industria en el producto total. El índice de precios al consumidor (IPC) representa la inflación en el modelo⁵. Además de las dos variables principales mencionadas, se utilizaron los salarios del sector industrial y la inversión neta como variables de control adicionales para estimar el modelo de corrección de error vectorial estructural. El ejercicio también incluyó pruebas con un modelo alternativo que utiliza una medida diferente del nivel de precios, el índice amplio de precios al productor - disponibilidad interna (IPA-DI), y una medida diferente del nivel de inversión, la formación bruta de capital. El tipo de cambio no se incluyó en el análisis porque los controles cuantitativos de las importaciones eran mucho más importantes⁶. Entonces, dado que las importaciones se limitaban cada vez más a insumos básicos y bienes de producción, puede deducirse

⁴ Para realizar las pruebas, la estimación del modelo y la contabilidad de la innovación en esta sección, se utilizó el programa informático R.

⁵ Se eligió el IPC porque uno de los principales mecanismos por los que la inflación afecta el desarrollo económico, según el enfoque adoptado en la literatura estándar, es mediante la transferencia de renta de los trabajadores a los inversionistas. Sin embargo, como se explicará más adelante, se probó la robustez de otro modelo que emplea el índice amplio de precios al productor - disponibilidad interna (IPA-DI).

⁶ Esto era habitual en América Latina, donde la mayoría de los demás países también relegaron los aranceles aduaneros a un segundo plano como instrumento de política comercial. Los países recurrieron cada vez más a los controles directos para mantener el *status quo* de los tiempos de guerra y reservar el mercado interno exclusivamente para la industria nacional. Al mismo tiempo, la política consistía en permitir a la industria nacional importar bienes de capital y otros insumos a tasas preferenciales (Macario, 1964, pág. 63). Estas medidas eran necesarias debido a la escasez de dólares. Por ejemplo, el poder adquisitivo de las exportaciones brasileñas solo superó los niveles anteriores a 1929 en los años cincuenta, e incluso entonces los superó por márgenes relativamente estrechos (Macario, 1964, pág. 63).

que la formación bruta de capital también reflejaba los controles de las importaciones del Brasil en este período concreto. Todas las variables utilizadas en la estimación figuran en el cuadro 1, que incluye sus estadísticas descriptivas y fuentes.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas de los datos, 1945-1964

| Variable | Media | Mínimo | Máximo | Fuente |
|--|----------|----------|----------|--|
| Participación de la industria en el producto (industria) ^a <i>(En porcentajes)</i> | 28,8 | 24,9 | 34,2 | Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) |
| Formación bruta de capital ^b | 0,1 | 0,0 | 0,2 | Instituto de Investigaciones Económicas Aplicadas (IPEA) |
| Salarios del sector industrial (salarios) ^c | 17 877,5 | 12 333,0 | 28 463,0 | Colistete (2009) |
| Índice de precios al consumidor (IPC) | 30,3 | 3,7 | 85,6 | Fundación Instituto de Investigaciones Económicas (FIEP) |
| Índice amplio de precios al productor - disponibilidad interna (IPA-DI) | 27,4 | 2,7 | 84,1 | Fundación Getulio Vargas (FGV) |
| Inversión neta (inversión) ^d | 7 482,9 | 963,0 | 13 913,6 | IPEA |

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y R. Colistete, “Salários, produtividade e lucros na indústria brasileira, 1945-1978”, *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 29, N° 4, Rio de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES), 2009.

^a Los valores de 1945 y 1946 se calcularon por interpolación, utilizando la información de los anuarios estadísticos del IBGE correspondientes a esos años.

^b Sobre la base de reales a precios de 1980.

^c Sobre la base de cruzeiros a precios de 1950.

^d Sobre la base de reales a precios de 2010.

A continuación, se presentan los resultados de los dos modelos estimados. Uno, denominado “modelo principal”, incluye las variables IPC, salario, industria e inversión; el otro, denominado “modelo alternativo”, incluye las variables industria, salario, índice amplio de precios al productor-disponibilidad interna y formación bruta de capital.

Una vez seleccionadas las variables, se analizó su estacionariedad con las pruebas de Dickey-Fuller aumentada, de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) y de Phillips-Perron. Los resultados de estas pruebas (véase el cuadro 2) indicaron que se trataba de variables integradas de orden uno, como muchas series cronológicas macroeconómicas.

Cuadro 2
Resultados de las pruebas de estacionariedad

| Variable | Tipo | Prueba de Dickey-Fuller aumentada | | Prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) | | Prueba de Phillips-Perron | |
|---|-----------|-----------------------------------|---------------|--|---------------|---------------------------|---------------|
| | | Estadístico | Valor crítico | Estadístico | Valor crítico | Estadístico | Valor crítico |
| Inversión | Ninguna | -0,07 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -1,76 | -3,00 | | | -3,69 | -3,02 |
| | Tendencia | -3,32 | -3,60 | 0,07 | 0,14 | -4,54 | -3,67 |
| Δ Inversión | Ninguna | -5,62 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -5,84 | -3,00 | | | -8,32 | -3,04 |
| | Tendencia | -5,60 | -3,60 | 0,10 | 0,14 | -7,94 | -3,69 |
| Índice amplio de precios al productor - disponibilidad interna (IPA-DI) | Ninguna | 2,87 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | 2,14 | -3,00 | | | 0,30 | -3,02 |
| | Tendencia | -0,21 | -3,60 | 0,17 | 0,14 | -2,05 | -3,67 |
| Δ IPA-DI | Ninguna | -2,13 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -2,87 | -3,00 | | | -6,97 | -3,04 |
| | Tendencia | -4,36 | -3,60 | 0,09 | 0,14 | -9,93 | -3,69 |
| Formación bruta de capital | Ninguna | 1,39 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -1,10 | -3,00 | | | -1,49 | -3,02 |
| | Tendencia | -3,38 | -3,60 | 0,07 | 0,14 | -5,34 | -3,69 |

| Variable | Tipo | Prueba de Dickey-Fuller aumentada | | Prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) | | Prueba de Phillips-Perron | |
|---------------------------------------|-----------|-----------------------------------|---------------|--|---------------|---------------------------|---------------|
| | | Estadístico | Valor crítico | Estadístico | Valor crítico | Estadístico | Valor crítico |
| Δ Formación bruta de capital | Ninguna | -2,97 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -4,45 | -3,00 | | | -4,21 | -3,04 |
| | Tendencia | -4,38 | -3,60 | 0,06 | 0,14 | -5,34 | -3,69 |
| Índice de precios al consumidor (IPC) | Ninguna | 1,33 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | 0,47 | -3,00 | | | 0,45 | -3,02 |
| | Tendencia | -0,86 | -3,60 | 0,17 | 0,14 | -1,02 | -3,67 |
| Δ IPC | Ninguna | -2,77 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -3,07 | -3,00 | | | -4,39 | -3,04 |
| | Tendencia | -4,11 | -3,60 | 0,08 | 0,14 | -5,34 | -3,69 |
| Salarios | Ninguna | 2,37 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | 1,61 | -3,00 | | | 1,50 | -3,02 |
| | Tendencia | -1,63 | -3,60 | 0,11 | 0,14 | -1,09 | -3,67 |
| Δ Salarios | Ninguna | -0,57 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -1,75 | -3,00 | | | -3,94 | -3,04 |
| | Tendencia | -2,06 | -3,60 | 0,10 | 0,14 | -4,63 | -3,69 |
| Industria | Ninguna | 1,17 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -0,26 | -3,00 | | | -0,18 | -3,02 |
| | Tendencia | -2,32 | -3,60 | 0,15 | 0,14 | -2,30 | -3,67 |
| Δ Industria | Ninguna | -1,85 | -1,95 | | | | |
| | Deriva | -2,16 | -3,00 | | | -3,62 | -3,04 |
| | Tendencia | -1,92 | -3,60 | 0,13 | 0,14 | -3,63 | -3,69 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El símbolo Δ indica primera diferencia. Hipótesis nulas: en el caso de las pruebas de Phillips-Perron y de Dickey-Fuller aumentada, la serie es no estacionaria; en el caso de la prueba KPSS, la serie es estacionaria.

Dado que las variables eran no estacionarias, se analizaron para comprobar si entre ellas existía una combinación lineal estacionaria, indicativa de cointegración. Esta prueba es importante, ya que la estimación de un modelo de autorregresión vectorial en diferencias en presencia de cointegración supone un sesgo debido a la omisión de una variable relevante: la relación a largo plazo. Formalmente, se adoptó la definición más estricta de cointegración de Engle y Granger, en la que se establece que los elementos del vector columna X_t están cointegrados cuando cumplen simultáneamente dos condiciones: i) todos los elementos del vector son integrados de orden d y ii) existe un vector distinto de 0 tal que $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b)$, donde $b > 0$.

Para comprobar la existencia de vectores cointegrados, se utilizó la metodología de Johansen, que depende de la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características. En primer lugar, se determinó el número de rezagos que debían incluirse en el modelo. Tras analizar el criterio de información de Akaike, el criterio de Schwarz y el criterio de información de Hannan-Quinn, se incluyeron tres rezagos en ambos modelos (véase el cuadro 3). En el cuadro 4 se presentan los resultados de la prueba de cointegración de Johansen. Tanto la traza como el valor propio confirmaron la hipótesis de que, entre las variables del modelo principal, había al menos un vector de cointegración, es decir, que entre las variables había una relación de equilibrio a largo plazo. En el modelo alternativo, tanto las pruebas de valor propio como las de traza indicaron la existencia de al menos dos vectores cointegrados⁷. De este modo, se validó la idea de que la inflación de posguerra estaba relacionada con el cambio estructural.

⁷ Estadístico de valor propio = 24,67; estadístico de traza = 40,04.

Cuadro 3

Criterio de información de Akaike, criterio de Schwarz y criterio de información de Hannan-Quinn para el modelo principal

| Rezagos (<i>n</i>) | Criterio de información de Akaike (<i>n</i>) | Criterio de Schwarz (<i>n</i>) | Criterio de información de Hannan-Quinn (<i>n</i>) |
|----------------------|--|----------------------------------|--|
| 1 | 35563760 | 35661200 | 36544010 |
| 2 | 36026600 | 36201990 | 37791050 |
| 3 | 32236790 | 32490140 | 34785450 |

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4

Prueba de cointegración de Johansen

| Hipótesis nula | Valor propio | | Traza | |
|----------------|--------------|---------------|-------------|---------------|
| | Estadístico | Valor crítico | Estadístico | Valor crítico |
| <i>r</i> < 3 | 4,57 | 9,24 | 4,57 | 9,24 |
| <i>r</i> < 2 | 9,21 | 15,67 | 13,78 | 19,96 |
| <i>r</i> < 1 | 19,22 | 22,00 | 32,99 | 34,91 |
| <i>r</i> < 0 | 30,07 | 28,14 | 63,07 | 53,12 |

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El valor crítico es del 5%.

Dada la existencia del vector de cointegración, se estimó el siguiente modelo de corrección de error vectorial estructural utilizando la metodología de Johansen:

$$\Delta X_t = \alpha \left\{ \beta' [X_{t-1} + \mu(t-1)] \right\} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

donde X_t es el vector de variables endógenas, α es la matriz de ajuste, β es el vector de cointegración, μ es el vector $r \times 1$ con constantes y Λ_i son los coeficientes de relación a corto plazo.

Una vez estimado el modelo, se realizaron pruebas de diagnóstico. La prueba portmanteau se utilizó para comprobar la existencia de correlación serial, pero no detectó correlación alguna en el error⁸, mientras que la prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva de múltiples variables se utilizó para comprobar la presencia de heterocedasticidad, la cual tampoco se detectó⁹.

Como se ha indicado, en las matrices de restricciones se incluyeron dos hipótesis respaldadas por la literatura económica para identificar las perturbaciones estructurales: i) partiendo principalmente del modelo de oferta de mano de obra ilimitada de Lewis (1954), se supuso que los salarios del sector industrial eran exógenos, y ii) se supuso que las perturbaciones inflacionarias se disipaban a largo plazo. La función de impulso-respuesta se estimó para el modelo definido mediante el análisis de la respuesta de la variable objetivo a un impulso de una desviación típica en otra. El mismo procedimiento se aplicó al modelo alternativo como parte del análisis de robustez¹⁰.

El gráfico 1 presenta las funciones de impulso-respuesta para los modelos principal y alternativo, y el gráfico 2 muestra las funciones de impulso-respuesta acumuladas.

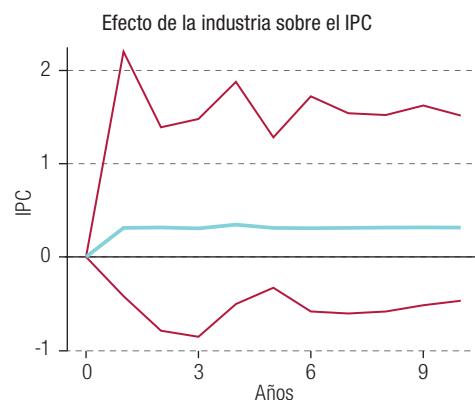
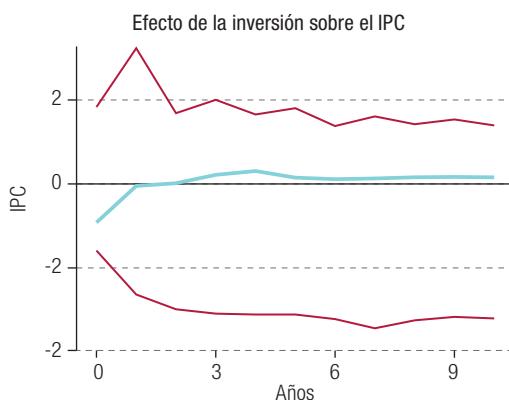
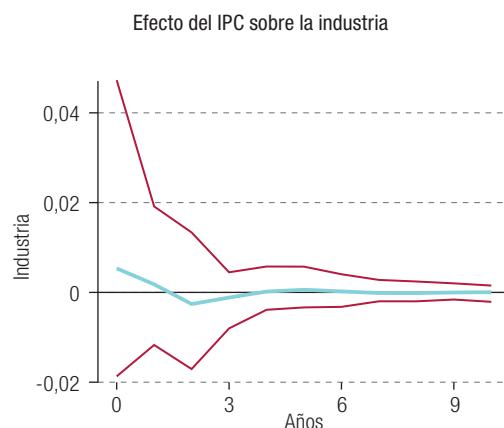
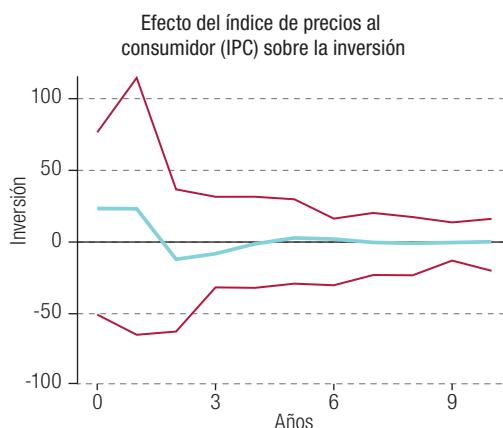
⁸ Valor *p*: 0,46.

⁹ Valor *p*: 0,98.

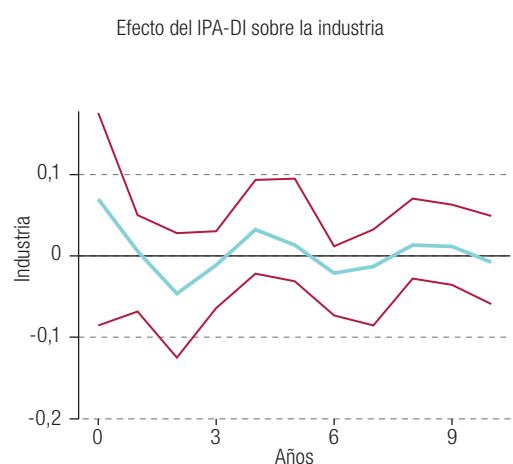
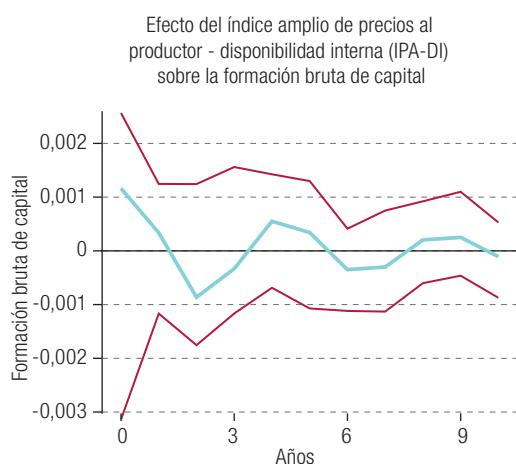
¹⁰ En el caso del modelo alternativo, las pruebas portmanteau y de heterocedasticidad condicional autorregresiva tampoco indicaron la presencia de autocorrelación ni heterocedasticidad.

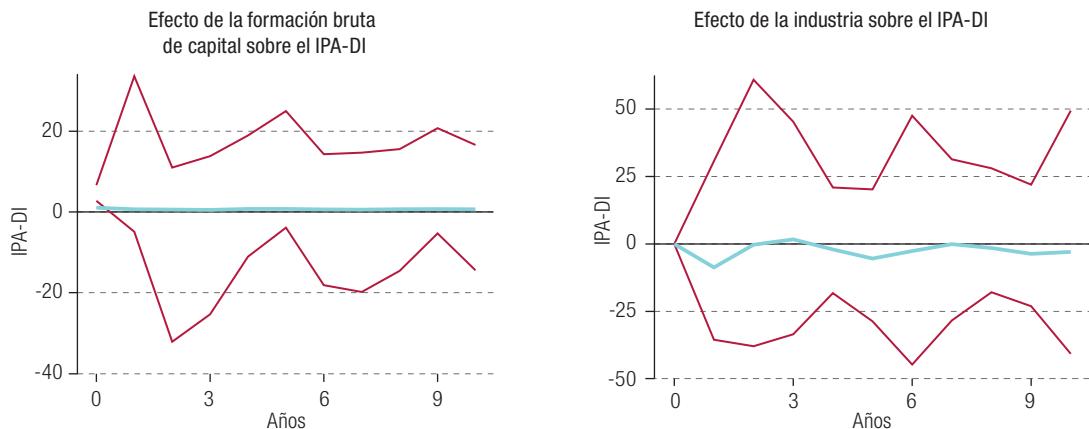
Gráfico 1
Funciones de impulso-respuesta

A. Modelo principal



B. Modelo alternativo

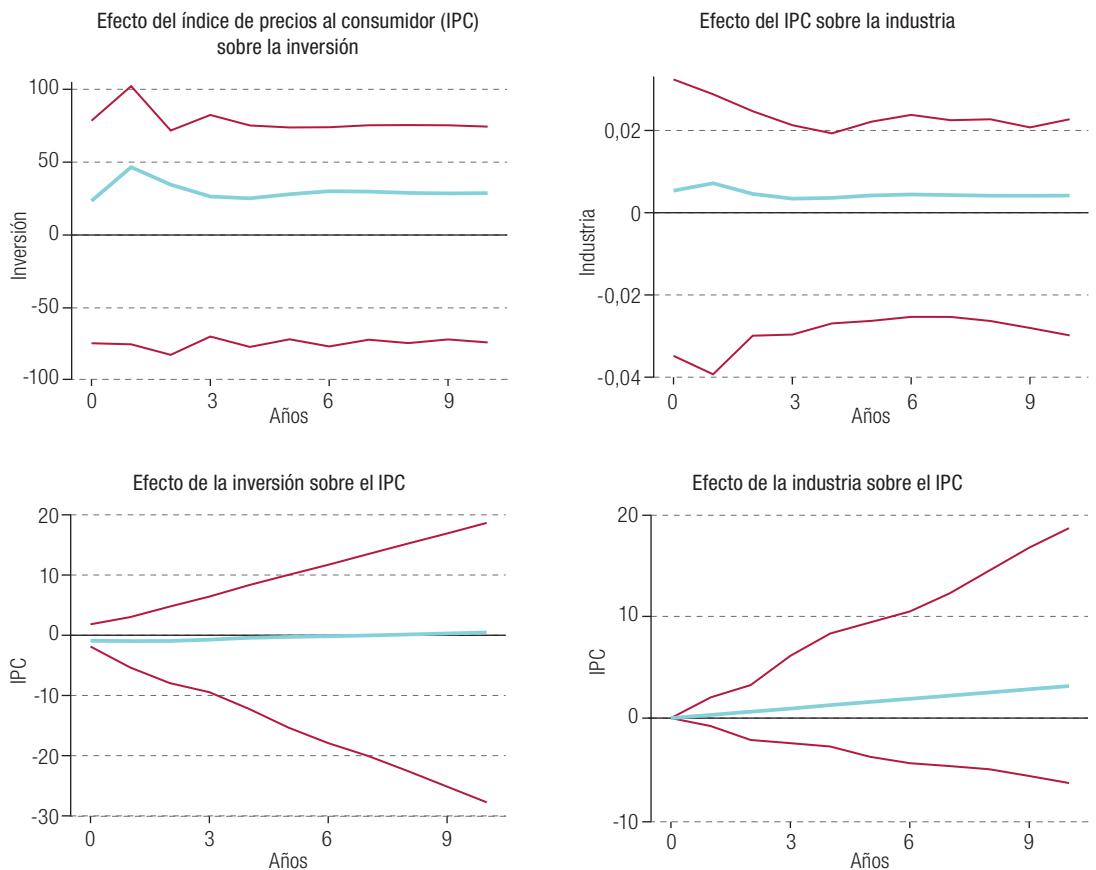


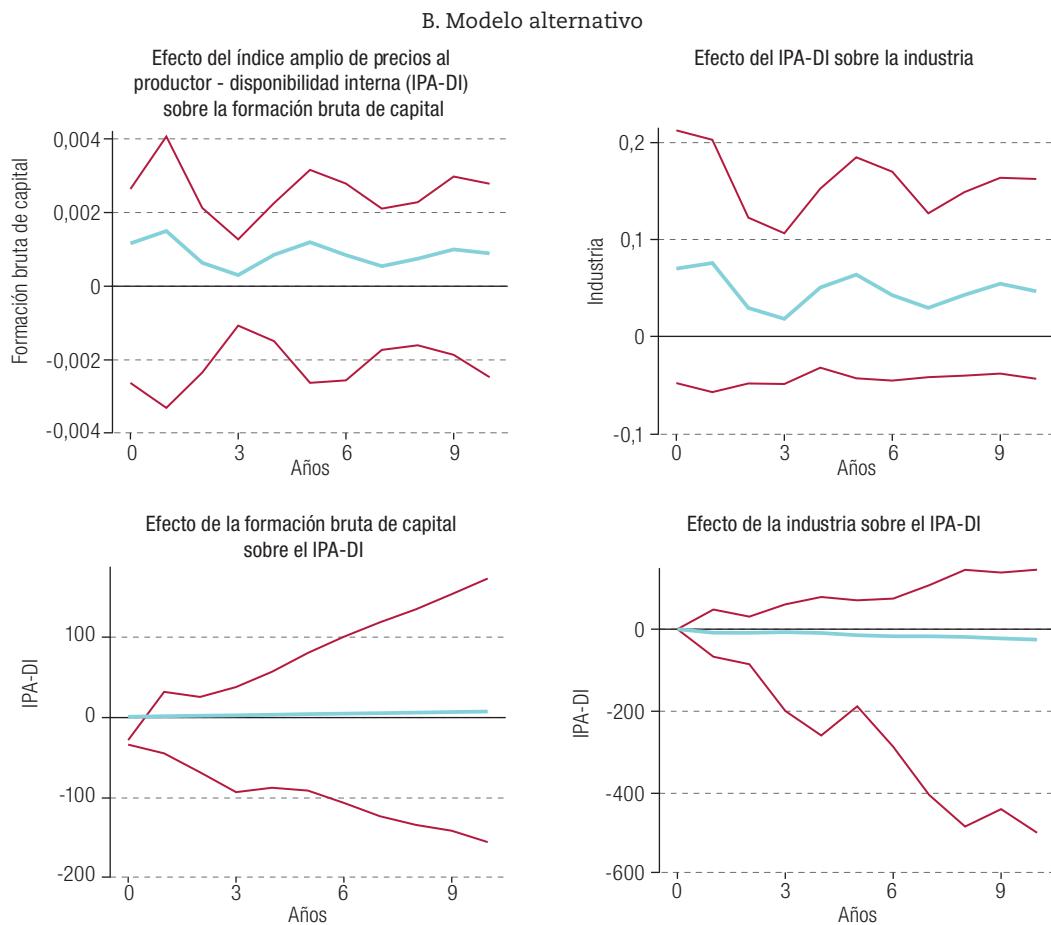


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2
Función de impulso-respuesta acumulada

A. Modelo principal





Fuente: Elaboración propia.

En cuanto al efecto de la inflación sobre la inversión y la industria, tanto el modelo principal como el alternativo dan cuenta de una relación cíclica entre las variables. Con la hipotética perturbación inflacionaria positiva, se produce en primer lugar un hipotético efecto positivo sobre la inversión y el tamaño de la industria, lo que indica que la inflación estimula estas variables. Estos resultados podrían atribuirse a diversos factores que se analizan en la bibliografía sobre el período. Por mencionar algunas explicaciones posibles, la inflación podría aumentar el gasto de los consumidores, ya que las personas pueden prever futuros aumentos de precios y eso puede llevarlas a adelantar las compras y estimular la inversión con el producto del aumento de las ventas, como se ha comentado en la sección teórica. Es crucial tener en cuenta que el período de posguerra en el Brasil se caracterizó por un mercado crecimiento, especialmente en la industria de bienes de consumo duraderos. Dado el valor relativamente elevado de estos bienes, cabe conjeturar que los hogares tardan un tiempo en decidir si los compran o no. Un aumento de precios podría servir de incentivo adicional para que los consumidores agilicen sus compras, lo que fomentaría una mayor producción e inversión por parte de las empresas.

El principal instrumento de expansión monetaria del Gobierno fue la concesión de préstamos a los industriales por parte del Banco do Brasil y, más tarde, del Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES), lo que también podría ayudar a explicar la relación entre las perturbaciones inflacionarias y los resultados positivos de la inversión. En el período que aquí se analiza hubo al menos dos casos en los que la política monetaria se descontroló precisamente a causa de los préstamos del Banco do Brasil al sector industrial, pese a la intención manifiesta del Gobierno de frenar la inflación. Durante la etapa inmediatamente posterior a la guerra, el Gobierno de Dutra reconoció que la inflación era su

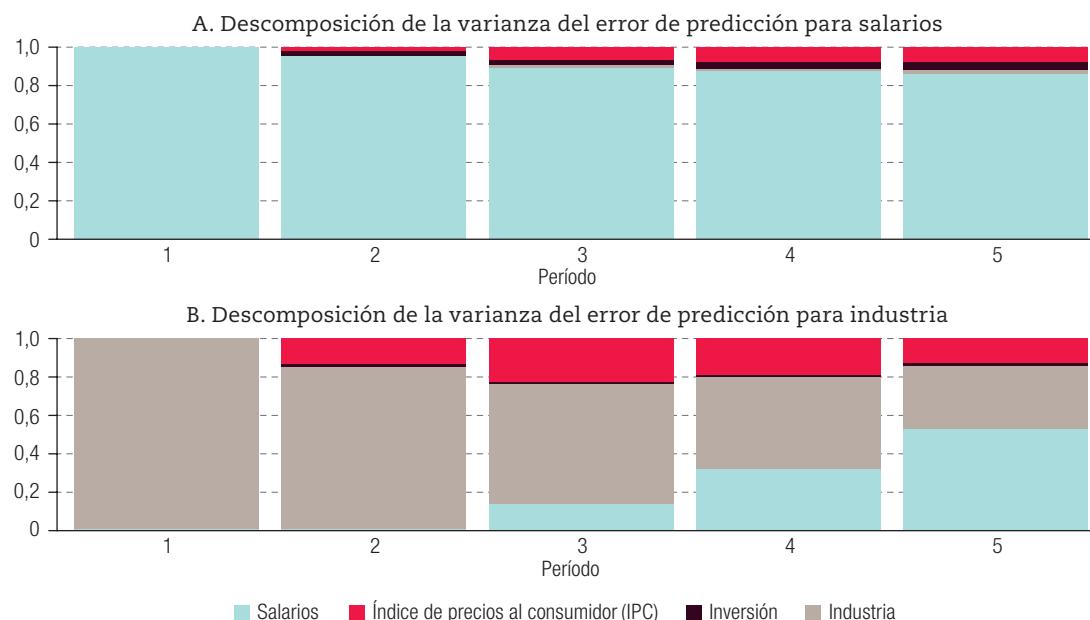
principal reto. Paradójicamente, sin embargo, el crédito concedido por el Banco do Brasil al sector industrial aumentó entre 1947 y 1950. En 1952, el Gobierno de Vargas, con Horácio Lafer como Ministro de Hacienda, intentó aplicar una política de austeridad, pero la inflación siguió sin control, sobre todo debido a la política crediticia expansiva de Ricardo Jafet como Presidente del Banco do Brasil (los Jafet eran una de las principales dinastías industriales de São Paulo). Esto pone de manifiesto el dilema institucional que plantea el Banco do Brasil, cuya doble función de autoridad monetaria y banco comercial se perfila como un factor que puede ser relevante en la interacción entre inflación e inversión.

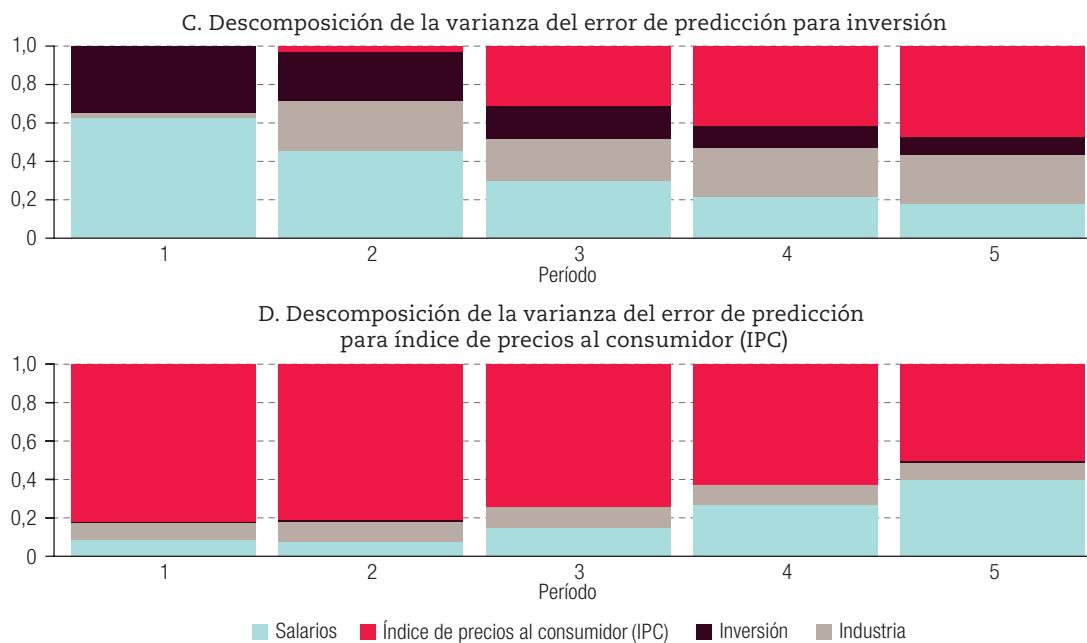
Tras el efecto positivo de la inflación sobre la inversión y el tamaño de la industria, se observa una influencia negativa. Esto también puede explicarse a partir de la literatura. En la medida en que la inflación hace subir los precios en otros sectores, puede provocar un aumento de los costos de los insumos que desincentivan las inversiones posteriores. Además, si los consumidores prevén un aumento de los precios y adelantan las compras, naturalmente se producirá un descenso del consumo. La inversión tiende a disminuir a medida que se hace patente el exceso de capacidad. Como respuesta al aumento de la inflación y el consiguiente malestar social (en el ejemplo brasileño, a principios de los años cincuenta se registraron varias huelgas grandes), el Gobierno podría adoptar medidas a corto plazo para mitigar las presiones inflacionarias, como ocurrió con el despido de una figura como Jafet.

En ambos modelos, pese a los efectos adversos, la función de impulso-respuesta acumulada indica que una perturbación inflacionaria acumulada tiene un efecto positivo sobre el cambio estructural a largo plazo.

El análisis del efecto de las variables reales —inversión e industria— sobre la inflación permite extraer ciertas conclusiones. En el modelo principal, una perturbación en las variables reales parece tener un efecto positivo sobre la inflación, pero los resultados muestran un alto nivel de varianza. En el modelo alternativo, por el contrario, el efecto parece cercano a cero. Para profundizar en la influencia de estas variables reales en el aumento de los precios, se realizó un análisis de descomposición de la varianza del error de predicción, como se muestra en el gráfico 3. La descomposición de la varianza del error de predicción echa luz sobre la contribución de cada variable a la varianza global de los errores de predicción.

Gráfico 3
Descomposición de la varianza del error de predicción para el modelo principal





Fuente: Elaboración propia.

Entre las variables examinadas, la inversión presenta la descomposición de la varianza del error de predicción evidente más baja. Este resultado indica que la inversión es especialmente sensible a las variaciones en las demás variables consideradas. A largo plazo, además, la inflación se presenta como el principal determinante de la varianza en la descomposición del error de previsión de la inversión. Esta observación apoya el hincapié que los teóricos del desarrollo han hecho en el papel de la inflación en el proceso de capitalización del Brasil.

El análisis de la descomposición de la varianza ofrece nuevas perspectivas interesantes sobre la relación entre inflación e inversión, y revela que los cambios en la inversión podrían haber influido menos en la inflación de lo que esta podría haber influido en las fluctuaciones de la inversión: la misma conclusión que se desprende de las funciones de impulso-respuesta.

Esta relación asimétrica indica que la inflación no fue impulsada principalmente por cambios estructurales, sino que en ella incidieron otros factores. La idea de que la inflación podría haberse evitado hizo eco en autores estructuralistas como Furtado y Prebisch, quienes, si bien reconocían los fundamentos estructurales de la inflación, sostenían que los aumentos de precios no eran inevitables. Celso Furtado, por ejemplo, expresó que la causa última de la inflación no residía en el desarrollo en sí, sino en la ausencia de una verdadera política de desarrollo (Furtado, 1961, pág. 223). El autor puso el foco en el papel del Banco do Brasil en este proceso y señaló que las inversiones que eran de vital importancia para el país y que eran responsabilidad del Gobierno —por ejemplo, en los sectores energético y siderúrgico—, habían sufrido durante mucho tiempo de una planificación financiera inadecuada, por lo que dependían de anticipos ocasionales del Banco do Brasil (Furtado, 1964, pág. 129). Furtado también observó que, a diferencia del Brasil y muchas otras naciones latinoamericanas, los países que estaban experimentando una rápida industrialización en otros lugares del mundo habían reformado sus sistemas de recaudación de impuestos, lo que reducía su dependencia del financiamiento inflacionario para la inversión (Boianovsky, 2012). Del mismo modo, en su obra “El falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria”, Prebisch afirmó que, aunque la inflación desempeñaba un papel en el desarrollo, no era un requisito para el cambio económico (Prebisch, 1982).

En relación con la ausencia de un mecanismo de financiamiento, un factor importante en el Brasil de la época era la Ley de Usura, que establecía que era ilegal cobrar una tasa de interés nominal superior al 12% anual. Así, con la tasa de interés restringida por ley, los valores de renta fija y los bonos del Estado se volvieron menos atractivos para los inversionistas. La elevada inflación hizo que las operaciones de préstamo con vencimientos superiores a 90 días fueran cada vez más excepcionales y las que tenían vencimientos de entre 30 y 60 días se volvieran cada vez más habituales (Wells, 1977, pág. 178). En consecuencia, la capacidad de reducir o ampliar la oferta monetaria, principalmente a través de préstamos del Banco do Brasil, se convirtió en el principal instrumento monetario del Gobierno.

Para entender por qué la inflación puede haber incidido en el cambio estructural del Brasil, es importante profundizar en algunas características clave del país. Un factor fundamental era el tamaño del mercado brasileño: incluso las fluctuaciones marginales de los precios podían tener consecuencias importantes, dados los efectos de escala. La gran base de consumidores hacia que la economía fuera muy sensible a los cambios en la inflación, y ofrecía amplias oportunidades para obtener rendimientos sustanciales de las nuevas inversiones. La posibilidad de obtener grandes beneficios en un mercado tan grande podría actuar como un poderoso incentivo para que las empresas y los inversionistas asuman riesgos y emprendan nuevos negocios en caso de que se produzcan cambios, aunque sean pequeños, en los beneficios que podrían derivar del aumento de precios.

Otro factor que podría haber influido en los posibles rendimientos y fomentado la inversión fue el nivel de organización entre los industriales, ya que una representación organizada podría proporcionar una influencia política más estable y un mayor estímulo para las inversiones. Autores como Griffin (1961) sostienen que la inflación solo podía contribuir a la capitalización si existía una clase industrial organizada. Un indicador de ello fue la creación de asociaciones de industriales. En el Brasil, por ejemplo, la Confederación Nacional de la Industria (CNI) se creó en 1938, mientras que la Federación de Industrias del Estado de São Paulo (FIESP) data de 1931 y la Federación de Industrias del Estado de Paraná (FIEP), de 1944.

Además, la matriz energética del Brasil tiene una característica que puede ayudar a explicar el posible impacto relativamente bajo de las presiones estructurales sobre la inflación. Las centrales hidroeléctricas funcionan en el Brasil desde finales del siglo XIX, y el país depende en gran medida de ellas hasta el día de hoy. La primera central hidroeléctrica brasileña se construyó en 1883 en la ciudad de Diamantina, en Minas Gerais. En el período analizado se inauguraron 18 centrales hidroeléctricas, entre ellas la de Furnas, en la región de Río Grande, que sigue siendo una de las fuentes de energía más importantes del país. El hecho de que el Brasil tuviera experiencia con una tecnología que generaba energía en parte a partir de recursos naturales podría ayudar a explicar los hipotéticos resultados comentados, ya que podría haber aliviado aún más el impacto del cambio estructural sobre el aumento de precios.

Aunque la influencia del cambio estructural en la inflación fue relativamente débil, existió, y mediante las pruebas realizadas, se halló una tendencia común para todas las variables. La cuestión, entonces, se reduce a que la relación era asimétrica.

V. Comentarios finales

En este artículo se utilizó un modelo de corrección de error vectorial estructural para analizar los vínculos entre el cambio estructural y la inflación en el Brasil de posguerra. El enfoque abarcó dos aspectos clave: en primer lugar, el análisis de la relación recíproca entre las variables, y, en segundo lugar, la consideración de las críticas dirigidas a los modelos de autorregresión vectorial. A menudo, se plantean objeciones a los métodos de autorregresión debido a la naturaleza un tanto ad hoc del método de descomposición de Cholesky. Aquí, sin embargo, se empleó un enfoque alternativo mediante la aplicación de hipótesis basadas en la literatura económica existente dentro de la matriz de restricciones.

La función de impulso-respuesta indicó que una perturbación inflacionaria tenía un efecto acumulativo positivo en la participación tanto de la inversión como de la industria en el PIB. Los resultados indicaron que la inflación podría efectivamente haber desempeñado un papel en el impulso del cambio estructural en el Brasil durante el período especificado. El análisis, no obstante, mostró que los cambios en el proceso inflacionario no dependían en gran medida de las variables reales. Esto plantea la posibilidad de una relación asimétrica en la que la inflación podría haber influido en el proceso de capitalización en el Brasil sin verse ella misma influida por este proceso en la misma escala. Puede conjeturarse que, si bien la inflación ayudó a explicar el cambio estructural, no se vio influida por este en la misma medida. Esto coincide con la visión de autores estructuralistas como Furtado y Prebisch, que sosténían que la inflación, aunque se veía afectada por el cambio estructural, no era inherentemente inevitable. La atribuían, en cambio, a la ausencia de una verdadera política de desarrollo. Esta reflexión lleva a sugerir que, para comprender cabalmente la inflación en el Brasil de posguerra, es imprescindible examinar no solo el cambio estructural, sino también el impacto de factores institucionales como la ausencia de una política de desarrollo y de una institución unificada para controlar la política monetaria, teniendo en cuenta que el Brasil fue uno de los últimos países del mundo en crear una institución de este tipo, en 1964. En futuros estudios, se deberían explorar las consecuencias del retraso del país en la creación de un banco central e investigar los factores políticos que intervienen en el proceso inflacionario. Dichos estudios aportarían información valiosa sobre la naturaleza multifacética de la inflación en el Brasil durante el período de posguerra. En este artículo también se analizó la relación entre inflación e inversión a nivel macroeconómico. El estudio de esta relación en diferentes regiones del Brasil supondría un enfoque aún más enriquecedor.

Bibliografía

- Acemoglu, D. y V. Guerrieri (2008), "Capital deepening and non-balanced economic growth", *Journal of Political Economy*, vol. 116, N° 3, Chicago, University of Chicago Press.
- Baer, W. (1972), "Import substitution and industrialization in Latin America: experiences and interpretations", *Latin American Research Review*, vol. 7, N° 1, Cambridge, Cambridge University Press.
- Baumol, W. (1967), "Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis", *The American Economic Review*, vol. 57, N° 3, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Bernstein, E. e I. Patel (1952), "Inflation in relation to economic development", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 2, N° 3, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Boianovsky, M. (2012), "Celso Furtado and the structuralist-monetarist debate on economic stabilization in Latin America", *History of Political Economy*, vol. 44, N° 2, Durham, Duke University Press.
- Carvalho, L. y D. Kupfer (2011), "Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 31, N° 4, Río de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES).
- Chenery, H. y A. Strout (1966), "Foreign assistance and economic development", *The American Economic Review*, vol. 56, N° 4, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Chernavsky, E., E. Dweck y R. Teixeira (2020), "Descontrole ou inflexão? A política fiscal do governo Dilma e a crise econômica", *Economia e Sociedade*, vol. 29, N° 3, Campinas, Universidad Estatal de Campinas.
- Colistete, R. (2009), "Salários, produtividade e lucros na indústria brasileira, 1945-1978", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 29, N° 4, Río de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES).
- Danby, C. (2005), "Noyola's institutional approach to inflation", *Journal of the History of Economic Thought*, vol. 27, N° 2, Cambridge, Cambridge University Press.
- Diao, X. y M. McMillan (2018), "Toward an understanding of economic growth in Africa: a reinterpretation of the Lewis model", *World Development*, vol. 109, Ámsterdam, Elsevier.
- Eckaus, R. (1960), "The factor proportions problem in underdeveloped areas", *The American Economic Review*, vol. 50, N° 2, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.
- Felix, D. (1956), "Profit inflation and industrial growth: the historic record and contemporary analogies", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, N° 3, Oxford, Oxford University Press.

- Ferrari, M. (2005), "A migração nordestina para São Paulo no segundo governo Vargas (1951-1954) - seca e desigualdades regionais", São Carlos, Universidad Federal de São Carlos.
- Fillette, J. y R. Boldrin (2020), "A indústria têxtil no Brasil: um modelo econométrico analisando a hipótese de desindustrialização setorial", *Economia e Sociedade*, vol. 29, N° 3, Campinas, Universidad Estatal de Campinas.
- Foellmi, R. y J. Zweimüller (2008), "Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, N° 7, Ámsterdam, Elsevier.
- Furtado, C. (1965), "Development and stagnation in Latin America: a structuralist approach", *Studies in Comparative International Development*, vol. 1, Berlín, Springer.
- (1964), *Dialética do desenvolvimento*, Río de Janeiro, Fondo de Cultura.
- (1961), *Desenvolvimento e subdesenvolvimento*, Río de Janeiro, Fondo de Cultura.
- Gouvêa, R. y G. Lima (2013), "Mudança estrutural e crescimento sob restrição externa na economia brasileira: uma análise empírica do período 1962-2006 com considerações sobre o II PND", *Economia e Sociedade*, vol. 22, N° 1, Campinas, Universidad Estatal de Campinas.
- Griffin, K. (1961), "Inflation in under-developed countries: not a monetary phenomenon", *Economic Weekly*, vol. 13, N° 27-28-29, Mumbai, Economic and Political Weekly (EPW).
- Hamilton, E. (1952), "Prices as a factor in business growth: prices and progress", *The Journal of Economic History*, vol. 12, N° 4, Cambridge, Cambridge University Press.
- (1942), "Profit inflation and the industrial revolution, 1751-1800", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 56, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Hirschman, A. (1968), "The political economy of import-substituting industrialization in Latin America", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, N° 1, Oxford, Oxford University Press.
- (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press.
- Kilian, L. y H. Lütkepohl (2017), *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lamonica, M., C. Feijó y L. Punzo (2012), "Trajetória de crescimento da economia brasileira e mudança estrutural de 1971 a 2008: uma interpretação a partir do framework space", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 16, N° 1, Río de Janeiro, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Lewis, W. (1954), "Economic development with unlimited supplies of labour", *The Manchester School*, vol. 22, N° 2, Hoboken, Wiley.
- Macario, S. (1964), "Protectionism and industrialization in Latin America", *Economic Bulletin for Latin America*, vol. 9, N° 1, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Marconi, N. y otros (2020), "Profit margins, exchange rates and structural change: empirical evidences for the period 1996-2007", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 40, N° 2, Río de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES).
- Messa, A. (2013), "Structural change in the Brazilian economy in the 2000s", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 17, N° 3, Río de Janeiro, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Nakabashi, L., F. Scatolin y M. Vargas da Cruz (2010), "Impactos da mudança estrutural da economia brasileira sobre o seu crescimento", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 14, N° 2, Río de Janeiro, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Nassif, A. y otros (2020), "Structural change and productivity growth in Brazil: where do we stand?", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 40, N° 2, Río de Janeiro, Banco Nacional de Desarrollo Económico y Social (BNDES).
- Nobrega, W., S. Maia y C. Besarria (2020), "Interação entre as políticas fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira", *Análise Econômica*, vol. 38, N° 75, Porto Alegre, Universidad Federal de Rio Grande do Sul.
- Parida, J. (2019), "Rural-urban migration, urbanization, and wage differentials in urban India", *Internal Migration, Urbanization and Poverty in Asia: Dynamics and Interrelationships*, K. Jayanthakumaran y otros (eds.), Berlín, Springer.
- Prebisch, R. (1982), "El falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria", *La obra de Prebisch en la CEPAL*, A. Gurrieri (coord.), Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica (FCE).
- (1973), "Interpretación del proceso de desarrollo latinoamericano en 1949", *Serie Conmemorativa del XXV Aniversario de la CEPAL*, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rangel, I. (1986), *A inflação brasileira*, São Paulo, Editora Bienal.
- Ranis, G. y J. Fei (1961), "A theory of economic development", *The American Economic Review*, vol. 51, N° 4, Nashville, Asociación Estadounidense de Economía.

- Rosenstein-Rodan, P. (1956), "Disguised unemployment and under-employment in agriculture", *Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics*, vol. 6, N° 7-8, Roma, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO).
- Santos, P. y H. Spolador (2018), "Produtividade setorial e mudança estrutural no Brasil: uma análise para o período 1981 a 2013", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 72, N° 2, Río de Janeiro, Fundación Getulio Vargas (FGV).
- Sen, A. (1966), "Peasants and dualism with or without surplus labor", *Journal of Political Economy*, vol. 74, N° 5, Chicago, University of Chicago Press.
- Sunkel, O. (1958), "La inflación chilena: un enfoque heterodoxo", *El Trimestre Económico*, vol. 25, N° 100, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Tavares, M. y J. Serra (2000), "Além da estagnação: uma discussão sobre o estilo de desenvolvimento recente do Brasil", *Cinquenta años de pensamiento na CEPAL*, R. Bielchowsky (coord.), Río de Janeiro, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Thorp, R. (1992), "A reappraisal of the origins of import-substituting industrialisation 1930–1950", *Journal of Latin American Studies*, vol. 24, N° 1, Cambridge, Cambridge University Press.
- Vázquez, J. (1956), "El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos", *Investigación Económica*, vol. 16, N° 4, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Villamil, A., X. Wang e Y. Zou (2020), "Growth and development with dual labor markets", *The Manchester School*, vol. 88, N° 6, Hoboken, Wiley.
- Wells, J. (1977), *Growth and Fluctuations in the Brazilian Manufacturing Sector During the 1960's and Early 1970's*, Cambridge, Universidad de Cambridge.

Impacto de las negociaciones de paz en Colombia en el PIB real, 2013-2019

Fernando Martín Mayoral y Carlos Andrés Rivera Lasso

Recibido: 26/09/2023

Aceptado: 09/10/2024

Resumen

Las negociaciones de paz entre las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia-Ejército del Pueblo (FARC-EP) y el Gobierno de Colombia, que se iniciaron a finales de 2012 y que terminaron con la firma del Acuerdo Final para la Terminación del Conflicto y la Construcción de una Paz Estable y Duradera en 2016, buscaron poner fin a muchos años de violencia, pérdida de vidas, destrucción de infraestructura y fragmentación de la sociedad. En el presente estudio se utiliza el método de control sintético propuesto por Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010) para analizar el impacto del acuerdo en el crecimiento del PIB real per cápita de Colombia, teniendo en cuenta aspectos económicos, demográficos e institucionales. Los principales resultados muestran que desde 2013 el país tuvo tasas de crecimiento superiores a las de su contraparte sintética, lo que pone en evidencia el cambio en las expectativas de los agentes económicos desde el comienzo del proceso de paz.

Palabras clave

Acuerdos de paz, conflictos armados, crecimiento económico, producto interno bruto, Colombia.

Clasificación JEL

C01, N4, O1, O5.

Autores

Fernando Martín Mayoral es Profesor Investigador y Coordinador de Doctorado del Departamento de Desarrollo, Ambiente y Territorio de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO-Ecuador) y Doctor en Economía por la Universidad de Salamanca (España). Correo electrónico: fmartin@flacso.edu.ec.

Carlos Andrés Rivera Lasso es titular de un Máster en Economía del Desarrollo de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO-Ecuador). Correo electrónico: anndrez.rivera@hotmail.com.

I. Introducción

Los efectos de un conflicto armado son multidimensionales, por lo que pueden repercutir negativamente en la producción y el crecimiento económico, tanto de manera directa como indirecta. Esto se debe, entre otros factores, a la destrucción de capital físico, el desahorro, la salida de capitales (Collier, 1999; Glick y Taylor, 2010), el incremento de la incertidumbre generada por la inestabilidad política (Alesina y otros 1996; Poisot, 2003; Imai y Weinstein, 2000), la reasignación de recursos públicos en partidas de gasto relacionadas con el conflicto, muchas veces improductivas, junto con la pérdida de vidas y el incremento de la delincuencia, entre otros (Granada, Restrepo y Tobón García, 2009; Lim y otros, 2022; Díaz Gómez, 2015). Esta diversidad de dimensiones dificulta la medición de los efectos reales de los conflictos armados en la actividad económica (Gates y otros, 2012).

Diversos estudios han mostrado cómo el conflicto armado iniciado en Colombia en 1960 causó un deterioro notable en el crecimiento económico del país (Rubio, 1997; Echeverry, Salazar y Navas, 2000; Gómez, 2001). Entre los diversos factores se cuentan: la larga duración del conflicto y la limitada capacidad de los agentes de adaptarse a esta nueva situación, con efectos directos en la formación bruta de capital físico, el crecimiento de la productividad, la acumulación de capital humano y la reducción del capital social, en un contexto de incertidumbre.

El conflicto armado ha repercutido directamente a las instituciones relacionadas con la libertad económica, como la seguridad, lo que llevó a destinar el 5% del PIB a seguridad y justicia y priorizar la lucha contra el narcotráfico (Rubio, 1997). También ha obligado al Gobierno a reasignar importantes recursos al gasto militar y otras actividades improductivas con efectos sociales negativos, como el incremento de la desigualdad o el desplazamiento forzado de la población (Querubín Borrero, 2003; Álvarez y Rettberg, 2008; Echandía-Castilla y Cabrera-Nossa, 2019).

A finales de 2012, el Gobierno de Juan Manuel Santos comenzó las primeras conversaciones con las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia-Ejército del Pueblo (FARC-EP), que llevaron a la firma del acuerdo de paz en 2016, lo que puso fin a más de 60 años de conflicto interno. Durante los años de negociaciones previas a la firma del acuerdo se fueron aplicando políticas económicas y sociales que, en conjunto, buscaban restablecer lo más rápidamente el normal funcionamiento de la economía, comenzando con la restauración de capital físico y no físico (Brandon, 2018). En 2015, el Gobierno de Colombia enfrentó desafíos económicos y políticos: elecciones regionales, una reforma tributaria y el incremento del déficit fiscal, sumados a los cambios legales y constitucionales difíciles de negociar, lo que generó un panorama complejo para la toma de decisiones (CEPAL, 2016; Wills-Otero y Hoyos, 2016; Quintero Serna, 2017; Fajardo-Heyward, 2018).

El período posterior a la firma del acuerdo de paz de 2016 fue una etapa de reconstrucción en la cual se priorizó la corrección de factores generadores del conflicto, relacionados con el control de la violencia y la subsanación de los agravios causados a la sociedad con el fin de evitar reavivar el conflicto armado (Collier, Hoeffler y Söderbom, 2008) (Hoeffler, Ijaz y Von Billerbeck, 2010). El acuerdo de paz supuso una gran oportunidad para retornar a la senda del crecimiento económico, ya que contribuyó a la estabilidad macroeconómica, a la reducción de los costos directos e indirectos asociados a la violencia y a un mejor funcionamiento de las instituciones. Según el Departamento Nacional de Planeación (DNP, 2015), el PIB podría haber crecido hasta un 5,9% en los años posteriores a la firma del acuerdo de paz gracias a un aumento de la tasa de inversión y de ahorro. El Ministerio de Hacienda y Crédito Público (2017) proyectó inversiones del 0,7% del PIB anual durante 15 años por la reforma rural integral.

Sin embargo, algunos estudios han mostrado que la incertidumbre política que se originó después del acuerdo de paz pudo impactar de forma negativa en el crecimiento económico del país. Esta incertidumbre puede haber estado afectada por la inestabilidad política, lo que llevó a una reducción de la inversión (Alesina y otros, 1996; Poisot, 2003; Posada Duque, 2010). Esto muestra que el conflicto

armado tuvo consecuencias económicas y sociales que no se resolvieron con su finalización. Las políticas aplicadas en la etapa posterior a un conflicto deben considerar tanto el contexto como los actores involucrados y enfocar las políticas en esos grupos para lograr una paz duradera (Lindsay, Gündüz y Subedi, 2009; Sakalasuriya, Haigh y Amaratunga, 2018). Además, es importante tener en cuenta que la paz puede tener efectos económicos negativos en el corto plazo, como la caída del PIB, el aumento del gasto público y la pérdida de capital, debido a la necesidad de priorizar la estabilidad y las políticas sociales, que garanticen la no repetición del conflicto (Collier, 1999; Hoeffer y Reynal-Querol, 2003; Ruiz Díaz, Galeano Raquejo y Gil Mateus, 2015; Millán Celis y Jiménez Quitian, 2017).

El objetivo de este estudio es medir el impacto del proceso de paz entre el Gobierno colombiano y las FARC-EP entre 2012 y 2019 en el crecimiento del PIB real per cápita. Dado que no es posible conocer cuál habría sido la evolución del crecimiento económico del país de no haberse producido el proceso de paz, se optó por usar el método de control sintético (Abadie y Gardeazabal, 2003; Abadie, Diamond y Hainmueller, 2010). Este método permite crear una unidad “Colombia sintética” que simula cómo sería el país sin el acuerdo de paz, basándose en un grupo de países similares y de variables predictivas. El artículo se organiza en cinco secciones, además de esta introducción. En las siguientes secciones se repasa el contexto histórico del conflicto armado, se hace un análisis de los efectos del conflicto armado en la economía, se examinan las metodologías aplicadas para estudiar estos efectos, se presentan los resultados obtenidos con el método de control sintético y se ofrecen conclusiones.

II. Contexto histórico del conflicto armado en Colombia

Colombia, desde su independencia de España, ha sufrido constantes crisis sociales y violencia (Ramírez y Guedán, 2005). Los enfrentamientos entre conservadores y liberales marcaron el siglo XIX y culminaron en la Guerra de los Mil días, que causó más de 100.000 muertos entre 1899 y 1902 (Ríos Sierra, 2019). La debilidad del Estado (Oquist, 1978) y la ausencia de reformas agrarias (Gilhodés, 1974; LeGrand, 1988; Ríos Sierra, 2017) agudizaron las tensiones entre los partidos en el siglo XX. El asesinato de Jorge Eliécer Gaitán en 1948 desató una ola de violencia en Bogotá que pronto se extendió a todo el país, y generó “la mayor movilización armada de campesinos” (Hobsbawm, 1974, pág. 264, citado en Pizarro, 1991) y la pérdida de más de 200.000 vidas (Guzmán Campos, Borda y Umaña Luna, 1962; Ríos Sierra, 2019).

A mediados de los años cincuenta, se firma en España (Benidorm 1956 y Sitges 1957), un pacto entre el Frente Nacional y los partidos Conservador y Liberal, que se presentó como una transición a la democracia estableciendo la alternancia de estos dos partidos en el gobierno. Sin embargo, excluyó a otras fuerzas políticas (Moreno-Parra, 2018). A partir de 1958 surgieron movimientos de oposición tanto dentro como fuera del Frente Nacional, como el Movimiento Revolucionario Liberal, el Movimiento Obrero Independiente y Revolucionario, la Alianza Nacional Popular, y las FARC-EP, creados como grupos de autodefensa de campesinos ante la situación de abandono y pobreza en que vivían (Archila Neira, 1996).

En 1965 nace públicamente el Ejército de Liberación Nacional (ELN), en 1966 se conforma el Ejército Popular de Liberación (EPL) y en 1973 el Movimiento 19 de Abril (M-19), con un discurso democrático antiimperialista. En la década de 1980 también se formaron grupos paramilitares impulsados por el Estado para luchar contra los grupos guerrilleros. El ingreso del narcotráfico a partir de 1980 como medio de financiamiento de los diferentes grupos armados complicó el conflicto interno del país al fortalecer estas organizaciones (Cárdenas, 2001). El Gobierno de Belisario Betancur (1982-1986) propició un primer acuerdo de cese al fuego y tregua en 1984, para buscar una salida política al conflicto, que fue

firmado por las principales fuerzas guerrilleras, dando origen al movimiento político de izquierda de las FARC-EP, denominado Unión Patriótica (UP). Sin embargo, en 1987 se reagruparon todas las guerrillas colombianas lo que lleva a la suspensión de los diálogos (Granada, Restrepo y Tobón García, 2009).

El Gobierno de Andrés Pastrana (1998-2002) fracasó en lograr la paz con las FARC-EP, que crecieron en número y ampliaron su territorio, llegando a tener 70 frentes abiertos con 17.000 combatientes (Ríos Sierra, 2019). Con la llegada al Gobierno de Álvaro Uribe (2002-2010), se reduce el poder de las FARC-EP a través de una política de seguridad apoyada por los Estados Unidos, que aportó más de 10.000 millones de dólares en el marco del Plan Colombia: Plan para la paz, la prosperidad y el fortalecimiento del Estado. Esta política logró debilitar al grupo guerrillero, pero supuso importantes pérdidas tanto militares como económicas para el país (Garzón Triana, 2011). El origen del conflicto seguía latente y ningún intento de paz lograba resolver esta problemática. El Gobierno de Juan Manuel Santos, buscando una salida al conflicto armado, comenzó los primeros acercamientos secretos con las FARC-EP en 2010 para evitar la influencia de los medios de comunicación (Cruz Rodríguez, 2015). En 2012 se inician las negociaciones oficiales entre ambos actores en la Habana (Calderón Rojas, 2016). En 2013 se pacta la Reforma Rural Integral, al igual que la apertura democrática con la participación política de los grupos guerrilleros; en 2014 se acuerda dar solución al problema de las drogas ilícitas y en 2015 se establece el Sistema Integral de Verdad, Justicia, Reparación y No Repetición (Castrillón-Torres y Cadavid-Ramírez, 2018).

Finalmente, el 24 de noviembre de 2016, el Gobierno Nacional y las FARC-EP firmaron el Acuerdo Final para la Terminación del Conflicto y la Construcción de una Paz Estable y Duradera, que incluyó seis puntos: i) reforma rural integral; ii) participación política: apertura democrática para construir la paz; iii) cese al fuego y de hostilidades bilateral y definitivo y la dejación de las armas, reincorporación de las FARC-EP a la vida civil y garantías de seguridad y lucha contra las organizaciones criminales responsables de homicidios y masacres o que atentan contra defensores y defensoras de derechos humanos; iv) solución al problema de las drogas ilícitas; v) víctimas (Sistema Integral de Verdad, Justicia, Reparación y No Repetición), y vi) mecanismos de implementación y verificación. Este proceso marcó un hito para el país ya que la firma de los primeros acuerdos parciales generaron confianza entre la población y los actores económicos, lo que pudo favorecer el clima de inversión y crecimiento, aunque también planteó grandes retos en materia de desarrollo, reparación y reivindicación a los más de 8 millones de víctimas del conflicto.

III. Efectos del conflicto armado en la economía de Colombia

Diferentes escuelas de pensamiento coinciden en que el crecimiento económico depende de la inversión en capital físico y el progreso técnico. Sin embargo, algunos consideran que estos factores tienen determinantes exógenos (Harrod, 1939; Domar, 1946; Solow, 1956; Swan, 1956; Mankiw, Romer y Weil, 1992), mientras que otros atribuyen el progreso técnico a factores endógenos como la acumulación de conocimiento en los países (Romer, 1991), las mejoras en el capital humano (Uzawa, 1965; Lucas, 1988), las decisiones de inversión de los agentes (Romer, 1990), el gasto público y los impuestos (Barro, 1990) y el grado de apertura comercial (Grossman y Helpman, 1990; Young, 1991). Todos estos factores se ven claramente afectados por la inestabilidad y la incertidumbre generadas por los conflictos armados y la violencia endémica en los países. Además, la inversión extranjera directa (IED) es crucial para las economías en desarrollo que carecen de capacidad para financiar su formación de capital y tiene efectos positivos en el PIB, el empleo, la producción y la transferencia de conocimiento (Li y Liu, 2005; Jiménez Giraldo y Rendón Obando, 2012). Todos estos factores están claramente afectados por la inestabilidad y la incertidumbre generadas por un conflicto armado.

Otros estudios han destacado la importancia de las instituciones como determinantes del crecimiento económico (Dosi, 1988; Freeman y Pérez, 1988; Nelson y Winter, 1992; Boyer 1993; Zysman, 1994). Las instituciones regulan la interacción entre los agentes económicos y contribuyen al progreso tecnológico, al impulsar el desarrollo de la innovación, la educación, la formación de capital físico, la protección de la propiedad privada (Nelson y Sampat, 2001; Bandeira, 2008; Galindo Martín, 2010). Se ha demostrado que las instituciones tienen un efecto en el crecimiento económico al establecer reglas y leyes sociales que garantizan el buen funcionamiento del mercado a través del respeto a los derechos privados, las libertades civiles, los procesos judiciales imparciales y la autonomía personal sin interferencia del Estado (Axialá Pastó y Fabro Esteban, 2011; Morales Sánchez, 2015; Carballo y Fracchia, 2016). Por lo tanto, es esencial crear buenas instituciones para lograr un crecimiento económico sostenible (Vallejos y Domínguez, 2013; Fernández-Torres, Ramajo-Hernández y Díaz-Casero, 2019).

IV. Metodologías aplicadas para estudiar los efectos del conflicto armado en la economía de Colombia

Para la evaluar los efectos de los conflictos armados en el crecimiento económico se han utilizado diversas metodologías. Blomberg y Mody (2005), emplean regresiones Tobit sobre un modelo de gravedad de comercio internacional y encuentran un efecto negativo de la violencia en el comercio y la inversión en países miembros de la Organización Mundial del Comercio (OMC) entre 1981 y 1998. Bodea y Elbadawi (2008) utilizan el método generalizado de momentos (*generalized method of moments* (GMM)) y encuentran un efecto negativo de la violencia política organizada en el crecimiento económico de 68 países en desarrollo y desarrollados entre 1970 y 1990. Diallo (2018) utiliza regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales sobre el modelo de crecimiento endógeno de Barro (1991) para una muestra de 77 países en desarrollo entre 2008 y 2012. Observa una relación inversa entre el crecimiento económico y el índice de violencia interna creado por Feindouno, Goujon y Wagner, (2016).

En Colombia, Cárdenas (2001) analiza los efectos del conflicto armado en el crecimiento económico utilizando el método de series de tiempo de Ben-David y Papell (1998). Encuentra un efecto negativo del narcotráfico y el conflicto armado interno en la productividad y la tasa de crecimiento. Querubín Borrero (2003), usando métodos de regresión lineal y de diferencias en diferencias, observa que la violencia y sus representaciones (delincuencia, conflicto armado, narcotráfico), son factores que repercuten en el bajo crecimiento económico de los distintos departamentos colombianos. Vargas (2003) utiliza un método de mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E) a partir de una variación del modelo de crecimiento de Mankiw, Romer y Weil (1992). Muestra las consecuencias negativas del conflicto armado interno y su repercusión negativa en el PIB per cápita. Carranza Romero, Dueñas Herrera y González Espitia (2011), utilizando análisis de series de tiempo univariante y multivariante, observan una relación causal bidireccional entre asesinatos y actividad económica. Molina y Hurtado Rendón (2012), utilizando un método de cointegración multivariado de Johansen, encuentran un impacto negativo de largo plazo de la violencia, medida por la tasa de homicidios, en el crecimiento económico del país. Gil León y Uribe Peñaranda (2017), estiman un modelo de crecimiento de Solow (1956) ampliado con variables de violencia y criminalidad, utilizando mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados indican que el incremento de secuestros impacta de manera negativa en la tasa anual de crecimiento del PIB.

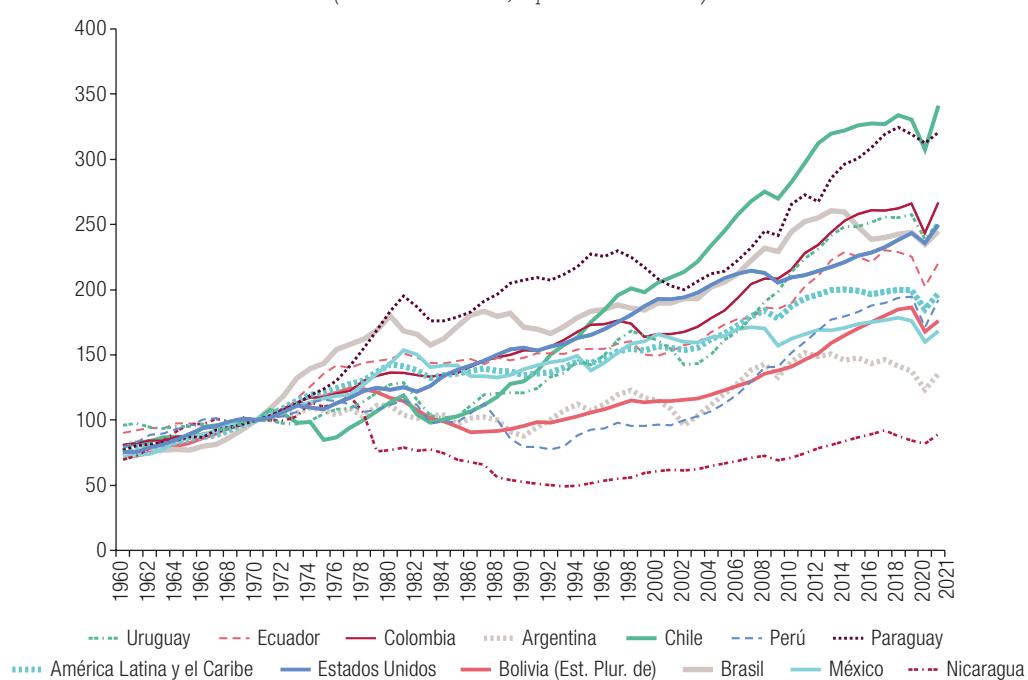
Respecto de los efectos de la reducción de la violencia en Colombia, Querubín Borrero (2003) calcula que por cada un 1% de reducción, se generaría un crecimiento del PIB real anual de un 0,06%. Para Santa María Salamanca, Rojas Delgadillo y Hernández Díaz (2013, citados en Ríos Sierra, 2020)

el efecto se ubica por encima del 2% en el PIB. Betancur, Libos y Ortiz (2020) indican que el proceso de paz habrá aportado, en promedio, entre 0,17 y 0,28 puntos porcentuales por año al crecimiento económico del país entre 2017 y 2031. En este caso, la desmovilización de las FARC-EP aportaría entre 0,05 y 0,16 puntos porcentuales por año al crecimiento del PIB durante 10 años, mientras que los aportes del Fondo de Inversión para la Paz impulsarían el crecimiento en 0,12 puntos porcentuales por año como promedio, gracias a los mayores recursos destinados a sectores más productivos.

1. Efectos económicos del conflicto armado de Colombia

En el gráfico 1 se muestra la evolución del PIB per cápita estandarizado (1970 = 100) de Colombia en comparación con otros países del continente americano¹ así como con el promedio de América Latina y el Caribe. Se observa que hasta 1986 Colombia mantuvo una trayectoria de crecimiento similar a la media regional y a la de los Estados Unidos. Sin embargo a partir de ese año, la tendencia de Colombia comienza a diferenciarse: mientras que el promedio de América Latina y el Caribe se estanca, Colombia sigue creciendo a un ritmo comparable con el de los Estados Unidos hasta 1998. Entre 1998 y 2010, Colombia experimenta un período de menor crecimiento relativo y a partir de entonces el país retoma un crecimiento acelerado, logrando tasas superiores a las de la media regional y de los Estados Unidos. Este desempeño positivo se mantiene hasta la irrupción de la pandemia de COVID-19 en 2020, cuando se genera una caída abrupta en el PIB per cápita.

Gráfico 1
América Latina (países seleccionados) y Estados Unidos:
variación anual del PIB per cápita estandarizado, 1960-2021
(Índice 1970 = 100, a precios constantes)



Fuente: Banco Mundial, "PIB per cápita (US\$ a precios constantes de 2015)" [en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.PCAP.KD>.

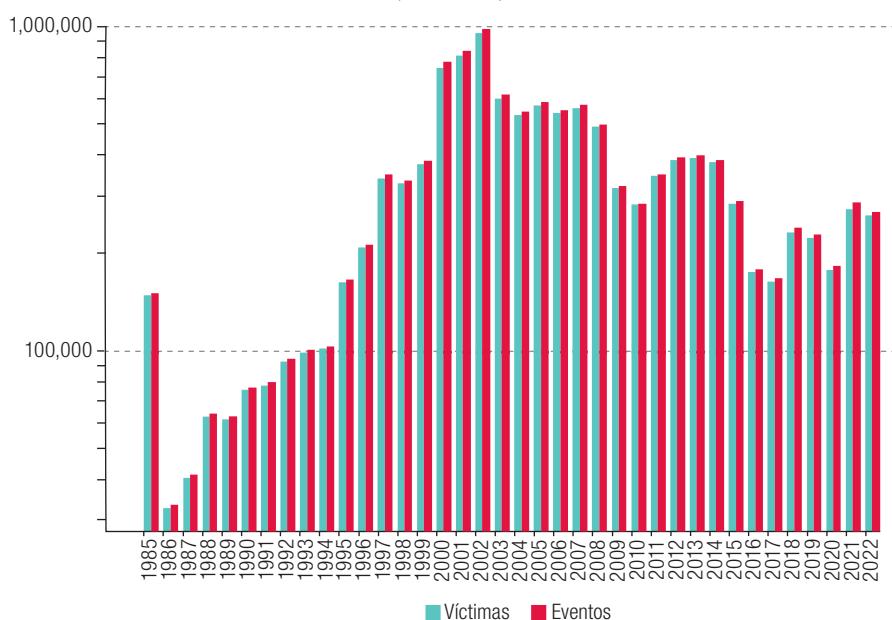
¹ Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Estados Unidos, México, Nicaragua, Paraguay, Perú y Uruguay.

La evolución del PIB per cápita puede estar relacionada con las víctimas del conflicto armado. Según datos del Registro Único de Víctimas hasta el 31 de enero de 2023, el número de víctimas ascendía a 9,423 millones de personas, de las cuales 8,391 millones correspondían a desplazamientos forzados y 1,278 millones a personas asesinadas.

En el gráfico 2 puede verse el número de víctimas y eventos que se han producido en el país como consecuencia del conflicto armado. A partir de 1995 se produce un marcado incremento en el número de víctimas y eventos asociados al conflicto armado llegando a su número máximo en 2002. Estos resultados podrían explicar la caída relativa en el PIB per cápita de este período. A partir de 2014 se observa una caída importante en el número de víctimas y eventos que coincide con el mayor crecimiento económico del país a partir de ese momento.

Gráfico 2

Colombia: víctimas y eventos por causa del conflicto armado, 1985-2022
(En número)

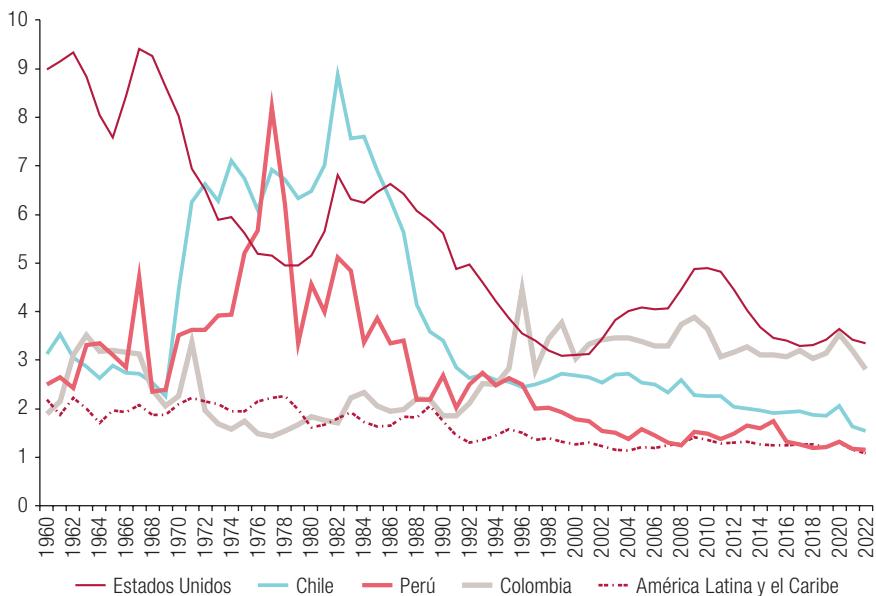


Fuente: Unidad para las Víctimas, “Publicación de datos abiertos” [en línea] <https://www.unidadvictimas.gov.co/publicacion-de-datos-abiertos/>.

Nota: Víctimas son las personas afectadas por un hecho victimizante en el territorio; eventos son ocurrencias de un hecho victimizante a una persona en un lugar (municipio) y en una fecha determinada.

El gráfico 3 muestra cómo el gasto militar de Colombia creció de forma significativa a partir de 1990 como consecuencia del incremento de las hostilidades del conflicto armado, llegando a alcanzar un máximo del 4,5% del PIB en 1996 para luego mantenerse en torno al 3,5%. En la actualidad, se sitúa en niveles similares a los de los Estados Unidos y muy por encima de la media de América Latina y el Caribe (1,13%). A pesar de las negociaciones de paz y la firma del acuerdo, no se observan cambios en el gasto militar por parte del Gobierno.

Gráfico 3
 Colombia y países seleccionados: gasto militar, 1960-2022
 (En porcentajes del PIB)



Fuente: Banco Mundial, “Datos de libre acceso del Banco Mundial” [en línea] <https://datos.bancomundial.org>.

V. Resultados obtenidos con el método de control sintético (MCS)

Los trabajos empíricos analizados previamente encuentran un impacto negativo de la violencia sobre el crecimiento económico. Sin embargo, no permiten conocer de forma precisa cuál habría sido la evolución del crecimiento económico de Colombia de no producirse el proceso de paz. La situación particular de Colombia vuelve difícil encontrar una unidad económica de comparación (un *contrafactual*), que tenga características socioeconómicas similares. No obstante, si tomamos el conjunto de países de la región, Colombia presenta características económicas, institucionales y sociales análogas a varios de ellos.

Para evaluar el efecto de los acuerdos de paz entre Colombia y las FARC-EP entre 2013 y 2016 (la intervención), empleamos el método de control sintético (MCS) desarrollado por Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010). El principal objetivo del MCS es construir una unidad sintética que funcione como *contrafactual* y que refleje adecuadamente cómo habría evolucionado la unidad tratada tras la intervención si esta no hubiera tenido lugar (Kaul y otros, 2017). La unidad “Colombia sintética” se forma a partir de la combinación lineal de unidades no tratadas (Mok León, 2018), como un promedio ponderado (Abadie, Diamond y Hainmueller, 2011) en base a sus similitudes con la unidad de estudio (Bouttell y otros, 2018).

Siguiendo a Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie Diamond y Hainmueller (2010), se consideran $J+1$ unidades, $j = 1, 2, 3, \dots, J+1$ en t períodos ($t = 1, 2, 3, \dots, T$), donde se asume que $j = 1$ es la unidad tratada (Colombia); las unidades $j = 2, \dots, J+1$ son el grupo de control formado por los países de la muestra que no reciben la intervención, al que se le denomina “grupo de donantes”, que conforman la unidad “Colombia sintética”. La intervención se produce en el período T_{0+1} por lo que $t_0 = 1, \dots, T_0$ representan los períodos preintervención, en nuestro caso los años previos a la firma del acuerdo de paz en 2016. El comienzo de las conversaciones oficiales en 2012 hasta la firma del acuerdo de paz en 2016 y por tanto, $t_1 = T_{0+1}, \dots, T$, son los períodos posintervención o posteriores a la firma, tal que $t = t_0 + t_1$.

Como en Abadie, Diamond y Hainmueller (2011), definimos dos posibles resultados sobre la variable de interés: Y_{1t} es el PIB per cápita a precios constantes de 2010 de Colombia, la unidad que ha recibido la intervención (negociaciones del proceso de paz) y, por tanto, es observable; Y_{1t}^N es el contrafactual que indica cual habría sido el PIB real per cápita de Colombia si no hubiera sufrido la intervención. A diferencia de la anterior, esta variable no es observada para la unidad tratada durante el período posintervención. El objetivo es estimar el efecto marginal del tratamiento (α_{1t_1}) en el PIB real per cápita de Colombia en los períodos posteriores al comienzo de las negociaciones del proceso de paz (t_1), a partir de la información proporcionada por el grupo de donantes, el cual viene definido por:

$$\alpha_{1t_1} = Y_{1t_1} - Y_{1t_1}^N \quad (1)$$

Y_{1t}^N se crea tomando un promedio ponderado del grupo de países de control que no recibieron el tratamiento (donantes) y cuyas características observadas (PIB per cápita y otras variables relevantes) se asemejan a las de Colombia en el período pretratamiento. Para ello se debe elegir un grupo de variables predictoras observables (Z_j) que afectan a la variable de interés antes de la aplicación de la política.

Las ponderaciones asignadas a las unidades no tratadas para la creación de la unidad sintética se incluyen en un vector de pesos $W = (w_2, \dots, w_{j+1})'$, donde w_j es el peso de cada país donante tal que $w_j \geq 0$ y $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$. Cada W representa una media ponderada concreta de unidades de control y, por tanto, forma una unidad de control sintética potencial (Abadie, Diamond y Hainmueller, 2011). Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010) proponen encontrar un W tal que $\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = Y_{1t}$ para todo $\sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_{jt} = Z_{1t}$ durante el período pretratamiento. De esta forma, las estimaciones de $\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}$ para el período postratamiento $t \geq T_0$, serán un buen estimador de Y_{1t}^N , a partir del cual se pueda calcular el efecto marginal del tratamiento en los siguientes años (Rosado-Anastacio, 2018). Por tanto, el efecto del impacto sería:

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}, \quad t \geq T_0 \quad (2)$$

Según Abadie, Diamond y Hainmueller (2010), $\hat{\alpha}_{1t}$ es un estimador insesgado de α_{1t} .

Existen diferentes posibilidades para seleccionar los pesos de la matriz. Abadie, Diamond y Hainmueller (2015) eligen un vector de pesos óptimo (W^*) que permite minimizar la diferencia entre las características observadas en el período preintervención entre Colombia (X_1) y las unidades no tratadas ($X_0 W^*$), es decir $\text{Min} \|X_1 - X_0 W^*\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W^*)' V (X_1 - X_0 W^*)}$, en donde X_1 es un vector de $k \times 1$ características preintervención de Colombia (país tratado) y X_0 es una matriz $k \times j$ con las mismas características para las unidades no tratadas que conforman la unidad sintética. Finalmente, V es una matriz simétrica $k \times k$ positiva y diagonal que permite dar distintos pesos a las variables de X_0 y X_1 en función de su poder predictivo sobre el resultado (los elementos fuera de la diagonal son cero); se deberá elegir un V óptimo cuyos pesos minimizan el error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético en los años previos al tratamiento (Kaul y otros, 2017). De esta forma, el MCS será capaz de reproducir de manera eficiente las características de la unidad tratada cuando $X_1 = X_0 W^*$. Abadie, Diamond y Hainmueller (2010) eligen V a través de un método de regresión asignando pesos iguales.

Además, se debe controlar por diferentes factores explicativos. El modelo de estimación de Y_{1t}^N se puede expresar de la siguiente manera:

$$Y_{1t}^N = \delta_t + \theta_t Z_j + \lambda_t \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

donde δ_t es un factor temporal e invariante entre los países, Z_j es un vector con las covariables observables en el período pretratamiento en los $j+1$ países, denominadas variables de

emparejamiento². θ_t es un vector de parámetros desconocidos. λ_t es un vector de factores comunes no observados que varían con el tiempo (como ciclos o tendencias). μ_j es un vector de características no observadas específicas de los países. Finalmente, ε_{jt} es el término de error aleatorio con media cero.

De esta forma, el grupo sintético obtenido se aproxima a los resultados de la región afectada antes de la intervención y es un control para la región afectada después de la aplicación del tratamiento. A partir de este momento, la diferencia de resultados entre la región afectada y su homólogo de control sintético revela la eficacia de la política (McClelland y Gault, 2017). Abadie y Vives-i-Bastida (2022) además recalcan que el buen ajuste pretratamiento es una condición necesaria en el rendimiento de los estimadores sintéticos de control, aunque no suficiente debido a la posibilidad de sobreajuste, provocada por un excesivo número de donantes, la presencia de factores no observables o períodos pretratamiento cortos.

Por otro lado, para garantizar que los resultados obtenidos representen un efecto causal, Abadie y Gardeazabal (2003) y Abadie, Diamond y Hainmueller (2010 y 2015) recomiendan realizar pruebas placebo con el fin de establecer si la brecha observada en Colombia puede haber sido creada por factores distintos a las negociaciones de paz entre 2013 y 2016. Para ello, se aplica el tratamiento en unidades donantes elegidas al azar, con el objetivo de evaluar si el efecto estimado es inferior al que se observa en Colombia (Abadie, Diamond y Hainmueller, 2010). Abadie, Diamond y Hainmueller (2015) recomiendan comparar la diferencia en el valor p del error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético antes y después del tratamiento para la unidad tratada y cada unidad placebo. Si el tratamiento es eficaz, el error de la unidad tratada después del tratamiento será grande en relación con su valor antes del tratamiento, mientras que las unidades placebo no deberían experimentar un aumento sustancial del mismo tras el tratamiento.

1. Datos

La variable de estudio elegida para analizar el efecto económico del proceso de paz de Colombia 2012-2016, es el logaritmo del PIB per cápita a precios constantes de 2010. Respecto de las variables explicativas, se deben elegir aquellas que tengan mayor poder predictivo sobre la variable de interés para la unidad afectada por la predicción (Abadie, Diamond y Hainmueller, 2015), y que a su vez determinan la selección de las regiones donantes y las ponderaciones para formar el grupo sintético. El período seleccionado para realizar el análisis es 1995-2019³.

Los predictores seleccionados coinciden en gran medida con aquellos utilizados por la literatura previamente mencionados, para medir los efectos del conflicto armado de Colombia (Vargas, 2003; Querubín Borrero, 2003; Sánchez Torres y Díaz Escobar, 2005; Chirinos , 2007; Gates y otros, 2012; Gil León y Uribe Peñaranda, 2017). Los factores económicos considerados fueron la inversión en capital físico y humano (tasa de matriculación primaria y secundaria), la apertura comercial (importaciones más exportaciones sobre el PIB), el peso de la industria en el PIB, la tasa de inflación, la IED recibida o el gasto militar sobre PIB. Se incluyeron dos variables demográficas: el crecimiento de la población y la tasa de defunciones obtenidas del Banco Mundial. Asimismo, se tomaron en cuenta dos variables que representan la calidad institucional de los países: los controles y equilibrios (*checks*) y la estabilidad del gobierno (*stabs*) obtenidas de la Base de Datos de Instituciones Políticas (DPI) elaborada por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 2020). La primera mide la credibilidad del Gobierno (Keefer, 2007), tomando valores de 1 (si existe baja credibilidad del Gobierno) hasta 5 (máxima credibilidad). La segunda

² Hahn y Shi (2017, citados en McClelland y Gault, 2017) recomiendan tener un número relativamente grande de predictores en comparación con el número de Estados donantes ya que mejora la elección de las ponderaciones asignadas a cada Estado en el modelo de control sintético (MCS), a pesar de que va en contra de la intuición de los analistas acostumbrados a preocuparse por los grados de libertad.

³ No se incluyen datos de 2020 en adelante para evitar cualquier sesgo generado por el impacto de la pandemia de COVID-19.

de ellas contabiliza el porcentaje de “jugadores con derecho a voto” que abandonan el Gobierno en un año determinado. Finalmente, se optó por no incluir esta variable al empeorar el ajuste del MCS.

El “país sintético”, se formó a partir de un grupo de países de la región latinoamericana con características similares en alguna de las variables de control y que no hubieran sufrido un proceso similar al de Colombia, la unidad tratada, durante 2013-2016: Argentina, Bolivia (Estados Plurinacional de), Brasil, Chile, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay.

Por otro lado, para garantizar el buen ajuste del modelo MCS, McClelland y Gault (2017) recomiendan incluir entre los regresores la variable dependiente rezagada (variable de resultados) porque absorbe los efectos de cualquier variable predictora, haya sido o no recogida en el modelo. Abadie, Diamond y Hainmueller (2010) utilizan como rezago tres años específicos de la variable de resultados. Otros autores como Mok León (2018) y O’Neill y otros (2016) o Kreif y otros (2016) utilizan todos los rezagos de la variable dependiente como predictores. Sin embargo, Kaul y otros (2017) demuestran que no se puede incluir como rezagos todos los valores de la variable de resultados anteriores al tratamiento ya que todos los demás predictores (covariables) serían irrelevantes, lo que genera un estimador sesgado. En su lugar, sugieren utilizar un promedio del resultado en todos los años anteriores al tratamiento o el último año del período anterior al tratamiento. Ferman, Pinto y Possebom (2020) tampoco recomiendan incluir todos los rezagos de la variable de resultados cuando la unidad de control sintético debe equilibrar un conjunto específico de covariables. McClelland y Gault (2017) aconsejan elegir un pequeño número de rezagos que sigan la tendencia del resultado en el período previo al tratamiento. Además, McClelland y Gault (2017) y Bonander (2018) recomiendan incluir los resultados de diferentes especificaciones, de forma que sea posible elegir aquella que minimiza el error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético en el período pretratamiento.

Siguiendo estas recomendaciones, a continuación realizamos varios test de sensibilidad sobre diferentes especificaciones del modelo. El objetivo es comprobar las diferencias en la medida del ajuste previo al tratamiento (error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético) y seleccionar aquel modelo que tenga un valor más bajo⁴.

El primer aspecto a tener en cuenta es el año elegido para el tratamiento. La firma del acuerdo de paz tuvo lugar en 2016, sin embargo, entre 2012 y 2015 se llegaron a importantes compromisos (Calderón Rojas, 2016). Se estimaron diferentes modelos para estos años, obteniéndose el error cuadrático más bajo en 2013, lo que muestra los efectos positivos sobre el PIB real per cápita desde el principio de las negociaciones, al generar una mayor certidumbre entre los agentes económicos sobre la viabilidad del proceso.

Seguidamente, se analizan distintas especificaciones del modelo MCS con diferentes rezagos en las variables dependientes y covariables tomando las recomendaciones de Bonander (2018) y Ferman, Pinto y Possebom (2020). El menor error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético se obtuvo al incluir todos los rezagos de la variable dependiente hasta 2012 y sin covariables (0,0109193). Cuando se incluyen el resto de predictores, el error aumenta (0,0114789), lo que evidencia el reducido efecto que tiene el resto de covariables sobre resultado, corroborando el resultado obtenido por Kaul y otros (2017)⁵. Del resto de especificaciones, el error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético más bajo se obtuvo con el emparejamiento con quinquenios entre 1995-2010 y 2012. Por otro lado, la especificación solo con covariables y sin rezagos de la variable de resultados obtiene un error más alto, lo que confirma la recomendación de McClelland y Gault (2017) de incluir rezagos de dicha variable. Lo mismo sucede cuando se utilizan

⁴ Para la estimación MCS se utilizó el paquete estadístico *synth* de Stata desarrollado por Abadie, Diamond y Hainmueller (2015). Se utilizó la opción *nested* para crear la matriz de pesos que permite obtener el mínimo valor de error cuadrático medio de predicción del estimador de control sintético (Abadie, Diamond y Hainmueller 2010).

⁵ En los modelos de crecimiento a partir de los trabajos de Islam (1995) ha sido frecuente utilizar datos quinqueniales de los regresores.

los rezagos por quinquenios y se elimina aleatoriamente una variable de pretratamiento. Por tanto, todos los análisis serán realizados utilizando la especificación de rezagos quinqueniales de la variable de resultados (1995-2010) junto con 2012 y todas las covariables.

El cuadro 1 presenta los pesos asignados a cada país donante de la unidad “Colombia sintética” basado en la minimización del error al cuadrado. El sistema asigna ponderaciones a cinco países.

Cuadro 1
Pesos de países que conforman la unidad “Colombia sintética”

| Unidad | Peso de unidad |
|--|----------------|
| Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile, República Dominicana, Guatemala, México, Nicaragua, Panamá, El Salvador y Uruguay | 0 |
| Honduras | 0,04 |
| Brasil | 0,088 |
| Perú | 0,183 |
| Paraguay | 0,266 |
| Ecuador | 0,423 |

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 2 muestra los valores de las variables predictoras del PIB real per cápita, para Colombia (columna 1), su contraparte sintética (columna 2) y el porcentaje de similitud entre ambas (columna 3). Las columnas 4 y 5 presentan, respectivamente, el promedio simple (no ponderado) del grupo de donantes y el porcentaje de similitud con Colombia.

Cuadro 2
Comparación de predictores del crecimiento económico promedio antes de la intervención entre Colombia, “Colombia sintética” y el grupo de donantes no ponderado

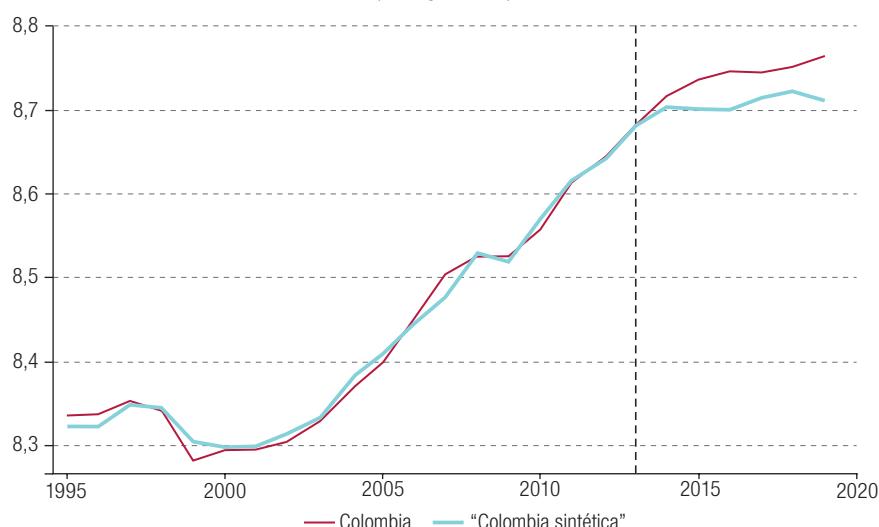
| Variable | Colombia | “Colombia sintética” | Porcentaje MCS /Colombia | Promedio de los países de control | Promedio MCS/ Colombia (En porcentajes) |
|------------------------------------|----------|----------------------|--------------------------|-----------------------------------|---|
| <i>IPIBpc(1995)</i> | 8,335745 | 8,32397 | 100 | 8,305922 | 100 |
| <i>IPIBpc(2000)</i> | 8,29501 | 8,298157 | 100 | 8,388889 | 99 |
| <i>IPIBpc(2005)</i> | 8,400076 | 8,408705 | 100 | 8,469287 | 99 |
| <i>IPIBpc(2010)</i> | 8,558248 | 8,571558 | 100 | 8,621749 | 99 |
| <i>IPIBpc(2012)</i> | 8,642467 | 8,639261 | 100 | 8,687569 | 99 |
| <i>FBK</i> | 20,47394 | 21,88805 | 94 | 22,32291 | 92 |
| <i>Industria/PIB</i> | 29,55137 | 31,87236 | 93 | 27,51741 | 107 |
| <i>Tasa de mortalidad</i> | 5,196167 | 5,476039 | 95 | 6,177907 | 84 |
| <i>Crecimiento de la población</i> | 1,445254 | 1,56128 | 93 | 1,367605 | 106 |
| <i>Matríc. primaria</i> | 119,1628 | 113,7988 | 105 | 109,7265 | 109 |
| <i>Matríc. secundaria</i> | 82,77796 | 71,84343 | 109 | 77,08553 | 107 |
| <i>Inflación</i> | 10,08567 | 7,202676 | 140 | 7,331686 | 138 |
| <i>IED recibida/PIB</i> | 3,321019 | 2,226504 | 149 | 3,692775 | 90 |
| <i>Gasto militar/PIB</i> | 3,410736 | 1,770442 | 193 | 1,261664 | 27 |
| <i>Checks</i> | 3,777778 | 3,789278 | 100 | 3,490667 | 108 |

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados muestran el alto grado de ajuste en la mayor parte de las variables del MCS con respecto a Colombia. No obstante, existen tres variables (*inflación*, *IED recibida/PIB* y *gasto militar/PIB*) en las que Colombia tiene un valor muy superior a su contraparte, sin embargo, dado que la exclusión de estas variables empeoraba el error, se optó por mantenerlas en el análisis. Respecto a los valores calculados para el grupo de donantes sin criterios de ponderación, se observa que la mayoría de las variables presenta un peor ajuste en relación con el generado por el MCS, lo que pone en evidencia la ganancia de ajuste que se obtiene con el MCS.

En el gráfico 4, se puede observar como el grupo sintético reproduce de forma bastante ajustada la trayectoria del PIB real per cápita de Colombia durante casi todo el período preintervención. A partir de 2013 la evolución del PIB real per cápita de ambas unidades comienza a divergir sustancialmente. El grupo de donantes sintético presenta un estancamiento en el PIB real per cápita, mientras que Colombia ha logrado un crecimiento sostenido hasta 2019. Este resultado demuestra que las negociaciones de paz de Colombia que comenzaron oficialmente a finales de 2012 y finalizaron en septiembre de 2016 generaron desde 2013 un impacto positivo en el PIB real per cápita. El gráfico 5 refuerza este resultado mostrando cómo la brecha en los PIB reales per cápita de Colombia y su sintético es cercana a cero hasta 2013. A partir de ese momento crece de forma significativa como consecuencia del comienzo de las negociaciones de paz.

Gráfico 4
Colombia: trayectoria del PIB real per cápita y su contraparte sintética, 1995-2019
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5
Colombia y "Colombia sintética": brecha del PIB real per cápita, 1995-2019
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia.

A continuación, realizamos un análisis de la robustez, utilizando pruebas de placebo según lo propuesto por Abadie, Diamond y Hainmueller (2010 y 2015). Consiste en estimar el mismo modelo para cada una de las unidades no tratadas del grupo sintético, dejando fuera a Colombia, asumiendo que fueron tratadas en 2013. Si la distribución de los efectos placebo son tan grandes como los obtenidos para Colombia, entonces es probable que el efecto estimado se haya observado por casualidad (Galiani y Quistorff, 2017). Para evitar problemas de ajuste entre alguno de los países en el período preintervención, Galiani y Quistorff (2017) recomiendan calcular los valores p estandarizados ($Pvals_std$), donde los anteriores valores p se ponderan por el ajuste previo a la intervención. Este valor nos da la probabilidad de que el resultado obtenido para Colombia se haya producido por casualidad y se considera una medida del buen ajuste en el período preintervención.

El cuadro 3 muestra el resultado de la inferencia. En la columna “estimación” se presenta cuantificado el efecto observado en el gráfico 5 para los períodos postratamiento (2013-2019). El valor p nos da la proporción de unidades de control que tienen un efecto estimado al menos tan grande como el de la unidad tratada. Se puede observar que este valor supera el 50% en 2013. Respecto a los valores p estandarizados obtenidos, se observa que son bajos durante el período postratamiento. El valor más alto se da en 2013 (0,267), cuando recién se acordaron las primeras conversaciones de paz que llevaron a la firma del acuerdo en 2016, disminuyendo a prácticamente cero a partir de 2015. Este resultado era previsible ya que los efectos de una política que busca la estabilidad suelen tardar tiempo en alcanzar su potencial.

Cuadro 3
Colombia: inferencia del PIB real per cápita, período postratamiento

| Año | Estimación | Valor p | $Pvals_std$ |
|------|------------|---------|--------------|
| 2013 | 0,0361569 | 0,533 | 0,267 |
| 2014 | 0,0578107 | 0,400 | 0,133 |
| 2015 | 0,0866418 | 0,400 | 0,067 |
| 2016 | 0,1071765 | 0,267 | 0,000 |
| 2017 | 0,0931482 | 0,400 | 0,000 |
| 2018 | 0,0896696 | 0,400 | 0,067 |
| 2019 | 0,1054311 | 0,400 | 0,000 |

Fuente: Elaboración propia, utilizando el comando synth_runner del paquete estadístico Synth, descrito en S. Galiani y B. Quistorff, “The synth_runner package: utilities to automate synthetic control estimation using synth”, *The Stata Journal*, vol. 17, N° 4, diciembre de 2017.

VI. Conclusiones

El objetivo de esta investigación ha sido analizar el efecto de las negociaciones de paz durante el período 2012-2016 sobre el PIB real per cápita de Colombia. Existe una diversidad de opiniones sobre los efectos posteriores a la firma del acuerdo de paz. Autores como Collier (1999), Hoeffer y Reynal-Querol (2003), Ruiz Díaz, Galeano Raquejo y Gil Mateus (2015), Millán Celis y Jiménez Quitian (2017), sostienen que, al menos a corto plazo, los efectos de la paz han sido negativos para el crecimiento económico del país debido a la falta de adaptación de las instituciones y la sociedad posconflicto. El mantenimiento de la incertidumbre relacionada con la inestabilidad política también puede generar una reducción en las decisiones de inversión (Alesina y otros, 1996; Poinsot, 2003; Posada Duque, 2010). Estos trabajos aplicaron métodos tradicionales basados en regresiones lineales o en métodos de evaluación de impacto, que no permiten conocer de forma precisa cuál habría sido la evolución del crecimiento económico de Colombia de no haberse producido el proceso de paz.

Los resultados de este proceso dependen del diseño y la implementación políticas durante y después de las negociaciones de paz, cuyo objetivo debería ser corregir los factores que en primera

instancia fueron los precursores del conflicto armado colombiano, además del control de la violencia y la subsanación de los agravios causados a la sociedad (Collier, Hoeffler y Söderbom 2008; Hoeffler, Ijaz y Von Billerbeck, 2010), teniendo en cuenta el contexto y las dinámicas de los agentes involucrados, con el fin de lograr una paz sostenible y estable desde el punto de vista económico y social (Sakalasuriya, Haigh y Amaratunga, 2018).

En Colombia, durante el período de negociaciones previas a la firma del acuerdo de paz (2012-2016), se fueron consolidando políticas institucionales, sociales y económicas que, en conjunto, buscaban mitigar las causas que originaron el conflicto. Estas estaban relacionadas con el abandono y la pobreza del sector rural, la falta de participación política de grupos sociales excluidos debido a la institucionalización secular de los partidos Conservador y Liberal. Fue una etapa de reconstrucción que buscó restablecer lo más rápidamente el normal y buen funcionamiento de la economía, comenzando con la restauración de capital físico y no físico (Brandon, 2018) y que se consolidó con la firma del acuerdo de paz de 2016.

Gracias al método de control sintético pudimos identificar los efectos positivos de las negociaciones de paz de Colombia que estuvieron dirigidas a la ejecución de una serie de acciones tendentes a evitar el resurgimiento de la violencia. Este proceso comienza a dar frutos en 2013, con la aprobación de una reforma rural profunda y la reparación de víctimas del conflicto. Estos primeros acuerdos fueron generando un ambiente de confianza en la población de que el proceso iba por buen camino, provocando un impacto positivo sobre el PIB real per cápita. La disminución de la violencia a partir de 2014, acompañada por la priorización del gasto social, la reintegración de los combatientes a la vida civil y política o la recuperación de infraestructura, ha contribuido a ampliar la distancia con su contraparte sintética, lo que parece consolidarse con la firma del acuerdo en 2016. Durante el período comprendido entre 2016 y 2019, Colombia presenta una variación positiva en su PIB anual del 9,19% calculado a partir de datos del Banco Mundial (s.f.) (expresados en dólares estadounidenses de 2010), lo que no se observa en su contraparte sintética. Gracias a la mejora en las condiciones para los inversionistas por la reducción de la destrucción de capital físico y humano, la disminución de la delincuencia y la inestabilidad política (Bernal Zepeda y Castillo Ponce, 2012; Jiménez Giraldo y Rendón Obando, 2012), en el país se realizaron nuevas inversiones y hubo una mayor apertura comercial.

Estos resultados permiten, por un lado, entender que las negociaciones de paz de Colombia desde su inicio implicaron cambios institucionales dinámicos que deben ser sostenidos en el tiempo a fin de garantizar el éxito del proceso. Por otro lado, se ven los beneficios de la paz percibidos en años posteriores, a medida que las políticas sociales de inclusión, desarrollo y sostenibilidad fueron implementadas y hubo avances importantes en las mismas. Esto explica cómo desde los primeros años de un proceso de paz creíble, los agentes económicos comenzaron a mostrar cambios positivos en sus expectativas, gracias a un entorno de mayor certidumbre generado por dicho proceso.

Bibliografía

- Abadie, A., A. Diamond y J. Hainmueller (2015), "Comparative politics and the synthetic control method", *American Journal of Political Science*, vol. 59, N° 2, abril.
- (2011), "Synth: an R package for synthetic control methods in comparative case studies", *Journal of Statistical Software*, vol. 42, N° 13.
- (2010), "Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 105, N° 490.
- Abadie, A. y J. Gardeazábal (2003), "The economic costs of conflict: a case study of the Basque Country", *The American Economic Review*, vol. 93, N° 1.
- Abadie, A. y J. Vives-i-Bastida (2022), "Synthetic controls in action", *Papers*, N° 203.06279, arXiv.
- Alesina, A. y otros (1996), "Political instability and economic growth", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, N° 2.

- Álvarez, S. y A. Rettberg (2008), "Cuantificando los efectos económicos del conflicto: una exploración de los costos y los estudios sobre los costos del conflicto armado colombiano", *Colombia Internacional*, N° 67.
- Archila Neira, M. (1996), "¿Utopía armada? Oposición política y movimientos sociales durante el Frente Nacional", *Revista Controversia*, N° 168.
- Axialá Pastó, J. y G. Fabro Esteban (2011), "Calidad institucional y crecimiento económico: nuevos avances y evidencia", *Ekonomiaz: Revista Vasca de Economía*, N° 77.
- Banco Mundial (s.f.), "Crecimiento del PIB (% anual) – Colombia" [en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=CO>.
- Bandeira, P. (2008), "La relación entre las instituciones y el desarrollo económico de las naciones", *MPRA Paper*, N° 13371, Munich Personal RePEc Archive.
- Barro, R. J. (1991), "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, N° 2, mayo.
- (1990), "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, vol. 98, N° 5, parte 2, octubre.
- Ben-David, D. y D. H. Papell (1998), "Slowdowns and meltdowns: postwar growth evidence from 74 countries", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, N° 4, noviembre.
- Bernal Zepeda, M. y R. A. Castillo Ponce (2012), "Efecto de la delincuencia sobre la inversión extranjera directa en México", *Comercio Exterior*, vol. 62, N° 3, mayo-junio.
- Betancur, J. S., S. Libos y M. Ortiz (2020), "Beneficios económicos del Acuerdo de Paz en Colombia", *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social*, vol. 50, diciembre.
- BID (Banco Interamericano de Desarrollo) (2020), Base de Datos de Instituciones Políticas [en línea] <https://www.iadb.org/es/recursos-de-conocimiento/investigacion-en-el-bid/conjuntos-de-datos/base-de-datos-de-instituciones>.
- Blomberg, S. B. y A. Mody (2005), "How severely does violence deter international investment?", *Claremont Colleges Working Papers*, N° 2005-01, Claremont McKenna College.
- Bodea, C. e I. A. Elbadawi (2008), "Political violence and economic growth", *Policy Research Working Paper*, N° 4692, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bonander, C. (2018), "Compared with what? Estimating the effects of injury prevention policies using the synthetic control method", *Injury Prevention*, vol. 24, supl. 1, junio.
- Bottrell, J. y otros (2018), "Synthetic control methodology as a tool for evaluating population-level health interventions", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 72, N° 8.
- Boyer, R. (1993), "Labour institutions and economic growth: a survey and a "regulationist" approach", *Labour*, vol. 7, N° 1, marzo.
- Brandon, J. D. (2018), "Challenges to economic growth in post-conflict environments", tesis de maestría, Universidad de Barcelona.
- Calderón Rojas, J. (2016), "Etapas del conflicto armado en Colombia: hacia el posconflicto", *Latinoamérica: Revista de Estudios Latinoamericanos*, N° 62, enero-junio.
- Carballo, I. E. y E. L. Fracchia (2016), "Instituciones y economía: una hoja de ruta posible para su comprensión", *Filosofía de la Economía*, vol. 5.
- Cárdenas, M. (2001), "Economic growth in Colombia: a reversal of 'fortune'?", *CID Working Paper*, N° 83, Cambridge, Centro para el Desarrollo Internacional, Universidad Harvard.
- Carranza Romero, J. E., X. Dueñas Herrera y C. G. González Espitia (2011), "Análisis empírico de la relación entre la actividad económica y la violencia homicida en Colombia", *Estudios Gerenciales*, vol. 27, N° 119, abril-junio.
- Castrillón-Torres, G. A. y H. J. Cadavid-Ramírez (2018), "Proceso de paz entre gobierno colombiano y las FARC-EP: camino hacia la reincorporación de combatientes", *Entramado*, vol. 14, N° 2.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2016), *Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe, 2015* (LC/G.2655-P), Santiago.
- Chirinos, R. (2007), "Determinantes del crecimiento económico: una revisión de la literatura existente y estimaciones para el período 1960-2000", *Documentos de Trabajo*, N° 2007-013, Banco Central de Reserva del Perú.
- Collier, P. (1999), "On the economic consequences of civil war", *Oxford Economic Papers*, vol. 51, N° 1, Simposio sobre Comercio, Tecnología y Crecimiento, enero.
- Collier, P., A. Hoeffer y M. Söderbom (2008), "Post-conflict risks", *Journal of Peace Research*, vol. 45, N° 4, julio.
- Cruz Rodríguez, E. (2015), "El éxito relativo de la política de paz en Colombia", *Revista San Gregorio*, N° 9.

- Diallo, I. A. (2018), "How internal violence lowers economic growth: a theoretical and empirical study", *MPRA Paper*, N° 88285, Munich Personal RePEc Archive.
- Díaz Gómez, J. F. (2015), "Impacto del accionar de las bandas criminales emergentes Bacrim en el crecimiento económico del departamento de Cundinamarca en el periodo 2006 2012", Universidad de La Salle.
- DNP (Departamento Nacional de Planeación) (2015), "Dividendo económico de la paz permitiría un crecimiento adicional de 1,1% a 1,9%: DNP", 9 de diciembre [en línea] <https://2022.dnp.gov.co/Paginas/Dividendo-econ%C3%B3mico-de-la-paz-permitir%C3%A9-un-crecimiento-adicional-de-1,1-a-1,9-DNP-.aspx>.
- Domar, E. D. (1946), "Capital expansion, rate of growth, and employment", *The Econometric Society*, vol. 14, Nº 2, abril.
- Dosi, G. (1988), "Sources, procedures, and microeconomic effects of innovation", *Journal of Economic Literature*, vol. 26, Nº 3, septiembre.
- Echandía-Castilla, C. e I. Cabrera-Nossa (2019), "La Fuerza Alternativa Revolucionaria del Común en las elecciones legislativas de 2018 (Catatumbo-Colombia)", *FORUM: Revista Departamento de Ciencia Política*, vol. 16, julio-diciembre.
- Echeverry, J. C., N. Salazar y V. Navas (2000), ¿Nos parecemos al resto del mundo?: el conflicto colombiano en el contexto internacional", *Planeación y Desarrollo*, vol. 31, julio-diciembre.
- Fajardo-Heyward, P. (2018), "Colombia 2017: entre la implementación y la incertidumbre", *Revista de Ciencia Política*, vol. 38, Nº 2, agosto.
- Feindouno, S., M. Goujon y L. Wagner (2016), "Internal violence index: a composite and quantitative measure of internal violence and crime in developing countries", *Working Paper-Development Policies*, N° 151, Fondation pour les études et recherches sur le développement international (FERDI).
- Ferman, B., C. Pinto y V. Possebom (2020), "Cherry picking with synthetic controls", *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 39, Nº 2.
- Fernández-Torres, Y., J. Ramajo-Hernández y J. C. Díaz-Casero (2019), "Instituciones y volatilidad del crecimiento económico: una aproximación a América Latina y el Caribe", *Cuadernos de Economía*, vol. 38, Nº 76, enero.
- Freeman, C. y C. Pérez (1988), "Structural crises of adjustment, business cycles and investment behaviour", *Technical Change and Economic Theory*, G. Dosi y otros (eds.), Londres, Pinter Publishers.
- Galindo Martín, M. Á. (2010), "Instituciones y crecimiento económico", *Boletín Económico de ICE*, N° 2992, Información Comercial Española, julio.
- Galiani, S. y B. Quistorff (2017), "The synth_runner package: utilities to automate synthetic control estimation using synth", *The Stata Journal*, vol. 17, Nº 4, diciembre.
- Garzón Triana, L. M. (2011), "Análisis de los tres principales objetivos estratégicos de la política de seguridad democrática: consolidación del control estatal del territorio, confianza inversionista y cohesión social (2002-2010)", tesis de grado, Universidad del Rosario.
- Gates, S. y otros (2012), "Development consequences of armed conflict", *World Development*, vol. 40, Nº 9, septiembre.
- Gil León, J. M. y W. A. Uribe Peñaranda (2017), "Violencia y crecimiento económico: un análisis empírico para Colombia", *Económicas CUC*, vol. 38, Nº 1.
- Gilhodés, P. (1974), *Las luchas agrarias en Colombia*, Bogotá, La Carreta.
- Glick, R. y A. M. Taylor (2010), "Collateral damage: trade disruption and the economic impact of war", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 92, Nº 1, febrero.
- Gómez, C. M. (2001), "Economía y violencia en Colombia", *Quorum: Revista de Pensamiento Iberoamericano*, vol. 2.
- Granada, S., J. A. Restrepo y A. Tobón García (2009), "Neoparamilitarismo en Colombia: una herramienta conceptual para la interpretación de dinámicas recientes del conflicto armado colombiano", *Guerra y violencias en Colombia: herramientas e interpretaciones*, J. A. Restrepo y D. Aponte (eds.), Bogotá, Pontificia Universidad Javeriana.
- Grossman, G. M. y E. Helpman (1990), "Comparative advantage and long-run growth", *The American Economic Review*, vol. 80, Nº 4, septiembre.
- Guzmán Campos, G., O. F. Borda y E. Umaña Luna (1962), *La violencia en Colombia*, Bogotá, Tercer Mundo.
- Hahn, J. y R. Shi (2017), "Synthetic control and inference", *Econometrics*, vol. 5, Nº 4, noviembre.
- Harrod, R. F. (1939), "An essay in dynamic theory", *The Economic Journal*, vol. 49, Nº 193, marzo.
- Hobsbawm, E. J. (1974), "La anatomía de 'la violencia' en Colombia", *Rebeldes primitivos: estudio sobre las formas arcaicas de los movimientos sociales en los siglos XIX y XX*, Barcelona, Ariel.

- Hoeffler, A. y M. Reynal-Querol (2003), "Measuring the costs of conflict" [en línea] <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=7b9962f557886cb8c17496933a9e5b9a1d5b1a11>.
- Hoeffler, A., S. S. Ijaz y S. von Billerbeck (2010), *Post-Conflict Recovery and Peacebuilding*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Imai, K. y J. Weinstein (2000), "Measuring the economic impact of civil war", *CID Working Paper*, N° 51, Centro para el Desarrollo Internacional, Universidad Harvard.
- Islam, N. (1995), "Growth empirics: a panel data approach", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, N° 4, noviembre.
- Jiménez Giraldo, D. E. y H. Rendón Obando (2012), "Determinantes y efectos de la inversión extranjera directa: revisión de literatura", *Ensayos de Economía*, vol. 22, N° 41, julio-diciembre.
- Kaul, A. y otros (2017), "Synthetic control methods: never use all pre-intervention outcomes together with covariates", *MPRA Paper*, N° 83790, Munich Personal RePEc Archive.
- Keefer, P. (2007), "Beyond legal origin and checks and balances: political credibility, citizen information and financial sector development", *World Bank Policy Research Working Paper*, N° 4154, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kreif, N. y otros (2016), "Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units", *Health Economics*, vol. 25, N° 12, diciembre.
- LeGrand, C. (1988), *Colonización y protesta campesina en Colombia (1850-1950)*, Bogotá, Universidad Nacional de Colombia.
- Li, X. y X. Liu (2005), "Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship", *World Development*, vol. 33, N° 3, marzo.
- Lim, W. M. y otros (2022), "What is at stake in a war? A prospective evaluation of the Ukraine and Russia conflict for business and society", *Global Business and Organizational Excellence*, vol 41, N° 6, septiembre-octubre.
- Lindsay, A., C. Gündüz y D. B. Subedi (2009), *What role for business in "post-conflict" economic recovery? Perspectives from Nepal*, Londres, International Alert.
- Lucas, R. E., Jr. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, N° 1, julio.
- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, N° 2, mayo.
- McClelland, R. y S. Gault (2017), *The Synthetic Control Method as a Tool to Understand State Policy*, Urban Institute.
- Millán Celis, M. F. e I. F. Jiménez Quitian (2017), "Economía y paz: Colombia en un escenario de posconflicto", *PLOUTOS*, vol. 7, N° 1.
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público (2017), *Marco fiscal de mediano plazo 2017*, Bogotá.
- Mok León, L. (2018), "Metodología de control sintético: aplicación a Cuba", *Cuba: Investigación Económica*, vol. 1.
- Molina, L. A. y Á. Hurtado Rendón (2012), "Inestabilidad institucional, evidencia para Colombia: la violencia y el crecimiento económico en el periodo 1950-2010", *Documentos de Trabajo*, N° 12-11, Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF).
- Morales Sánchez, M. A. (2015), "Los aportes conceptuales y explicativos de la economía institucional al estudio del desarrollo económico", *Análisis Económico*, vol. XXX, N° 75.
- Moreno-Parra, H. A. (2018), "Colombia: entre pactos de élites y transiciones democráticas", *Entramado*, vol. 14, N° 1.
- Nelson, R. y B. Sampat (2001), "Las instituciones como factor que regula el desempeño económico", *Revista de Economía Institucional*, vol. 3, N° 5.
- Nelson, R. y S. G. Winter (1992), "An evolutionary theory of economic change", *Resources, Firms, and Strategies: A Reader in the Resource-based Perspective*, N. J. Foss (ed.), Nueva York, Oxford University Press.
- O'Neill, S. y otros (2016), "Estimating causal effects: considering three alternatives to difference-in-differences estimation", *Health Services and Outcomes Research Methodology*, vol. 16, mayo.
- Quist, P. (1978), *Violencia, conflicto y política en Colombia*, Instituto de Estudios Colombianos/Biblioteca Banco Popular.
- Pizarro, E. (1991), *Las FARC (1949-1966): de la autodefensa a la combinación de todas las formas de lucha*, Tercer Mundo Editores.
- Pointsot, F. (2003), "La inestabilidad política, la incertidumbre y el crecimiento económico", Asociación Argentina de Economía Política [en línea] <https://bd.aaep.org.ar/anales/works/works2003/Pointsot.pdf>.

- Posada Duque, H. M. (2010), "Incertidumbre macroeconómica e inversión real en Colombia", *Sociedad y Economía*, N° 18.
- Querubín Borrero, P. (2003), "Crecimiento departamental y violencia criminal en Colombia", *Documento CEDE*, N° 2003-12, Universidad de los Andes.
- Quintero Serna, L. M. (2017), "La reforma tributaria en Colombia 2016, pros y contras según los contenidos de los medios de comunicación escritos", tesis de pregrado, Universidad Libre.
- Ramírez, R. y M. Guedán (2005), *Colombia: ¿la guerra de nunca acabar?*, Madrid, Trama Editorial.
- Ríos Sierra, J. (2020), "Consideraciones sobre el dividendo de la paz en Colombia tras el acuerdo con las FARC-EP", *América Latina Hoy*, vol. 84.
- (2019), *Breve historia del conflicto armado en Colombia*, Los Libros de la Catarata.
- (2017), "El Acuerdo de paz entre el Gobierno colombiano y las FARC: o cuando una paz imperfecta es mejor que una guerra perfecta", *Araucaria: Revista Iberoamericana de Filosofía, Política, Humanidades y Relaciones Internacionales*, vol. 19, N° 38.
- Romer, P. M. (1991), "El cambio tecnológico endógeno", *El Trimestre Económico*, vol. 58, N° 231-3, julio-septiembre.
- Rosado-Anastacio, J. A. (2018), "Usando el método de control sintético para analizar la efectividad del Protocolo de Kioto para reducir las emisiones de CO₂, CH₄ y N₂O en España", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 21, N° 2.
- Rubio, M. (1997), "Los costos de la violencia en Colombia". *Documento de Trabajo*, N° 11, Programa de Estudios sobre Seguridad, Justicia y Violencia, Universidad de los Andes.
- Ruiz Díaz, M. I., J. S. Galeano Raquejo y E. O. Gil Mateus (2015), "Posconflicto colombiano y sus efectos económicos", *Revista CIFE*, vol. 17, N° 27, julio-diciembre.
- Sakalasuriya, M. M., R. P. Haigh y D. Amarantunga (2018), "A conceptual framework to analyse consequences of post conflict reconstruction interventions", *Procedia Engineering*, vol. 212.
- Sánchez Torres, F. J. y A. M. Díaz Escobar (2005), "Los efectos del conflicto armado en el desarrollo social colombiano, 1990-2002", *Documento CEDE*, N° 2005-58, Universidad de los Andes.
- Santa María Salamanca, M., N. Rojas Delgadillo y G. Hernández Díaz (2013), "Crecimiento económico y conflicto armado en Colombia", *Archivos de Economía*, N° 400, Departamento Nacional de Planeación (DNP).
- Solow, R. M. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, N° 1, febrero.
- Swan, T. W. (1956), "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, vol. 32, N° 2, noviembre.
- Uzawa, H. (1965), "Optimum technical change in an aggregative model of economic growth", *International Economic Review*, vol. 6, N° 1, enero.
- Vallejos, R. y D. Domínguez (2013), "Aspectos institucionales que limitan el crecimiento económico en Latinoamérica", Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA) [en línea] https://www.cesla.com/pdfs/PREMIO_ENSAYO_04_2013.pdf.
- Vargas, J. F. (2003), "Conflictido interno y crecimiento económico en Colombia", tesis de maestría, Universidad de los Andres.
- Willis-Otero, L. y C. A. Hoyos (2016), "Colombia en 2015: paz, elecciones regionales y relaciones entre las ramas del poder público" *Revista de Ciencia Política*, vol. 36, N° 1.
- Young, A. (1991), "Learning by doing and the dynamic effects of international trade", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, N° 2, mayo.
- Zysman, J. (1994), "How institutions create historically rooted trajectories of growth", *Industrial and Corporate Change*, vol. 3, N° 1, enero.

Ensayo de reseña crítica

El mundo según América Latina: la CEPAL en la era del desarrollo, de Margarita Fajardo¹

Esteban Pérez Caldentey y Miguel Torres

Recibido: 05/02/2025
Aceptado: 20/03/2025

Resumen

En este ensayo de reseña crítica se analiza y complementa el trabajo de Margarita Fajardo en torno a la historia de la creación de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL)² y el auge y declive de su influencia en la región y en el mundo durante sus dos primeras décadas de existencia.

Palabras clave

CEPAL, desarrollo, subdesarrollo, centro-periferia, industrialización, dependencia, América Latina

Clasificación JEL

B15, F13, N16, O10, O54

Autores

Esteban Pérez Caldentey es Oficial Superior de Asuntos Económicos de la CEPAL. Correo electrónico: esteban.perez@cepal.org.

Miguel Torres es Oficial Superior de Asuntos Económicos de la CEPAL. Correo electrónico: miguel.torres@cepal.org.

¹ M. Fajardo, *El mundo según América Latina: la CEPAL en la era del desarrollo*, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica, 2025.

² Posteriormente, en 1984, la entidad pasó a llamarse Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

I. Introducción

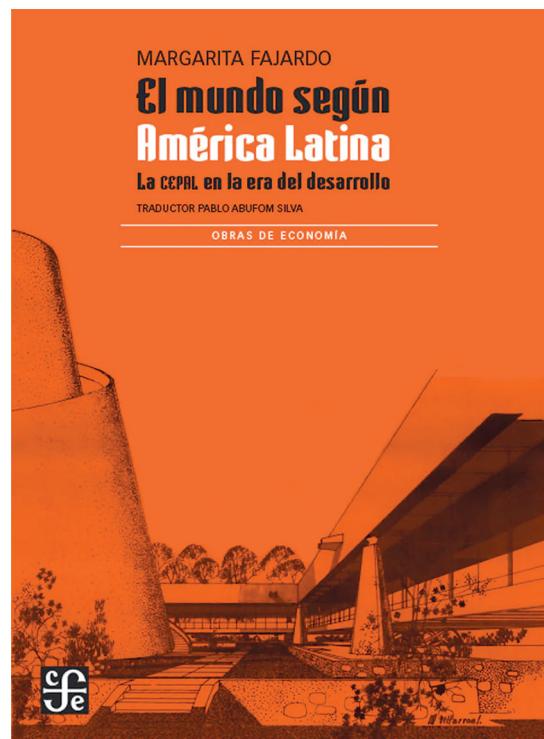
En *El mundo según América Latina: la CEPAL en la era del desarrollo* se narra la historia de la creación de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) a finales de la década de 1940, así como del auge y declive de su influencia a escala regional y mundial tras la Segunda Guerra Mundial. Se analiza la labor de los economistas que trabajaron bajo la égida de esta institución, entre los que se destacan Celso Furtado (1920-2004), Raúl Prebisch (1901-1986), Juan Noyola Vázquez (1922-1962), Aníbal Pinto Santa Cruz (1919-1996) y Osvaldo Sunkel (nacido en 1929) (véanse los capítulos I a IV). Estos desarrollaron un cuerpo de pensamiento crítico respecto del paradigma dominante de la época. Asimismo, ofrecieron una interpretación y una visión alternativas en torno al concepto de centro-periferia para responder a los problemas específicos de la región. Otras personas que desempeñaron un papel importante en el desarrollo del pensamiento de la CEPAL

fueron Jorge Ahumada (1917-1985), Regino Boti (1923-1999), José Medina Echavarría (1903-1977), José Antonio Mayobre (1913-1980), Oscar Soberón (1922-1985) y Víctor Urquidi (1919-2004). La visión cepalina se articuló alrededor de tres pilares: la industrialización de la periferia, la cooperación entre el centro y la periferia, y la integración regional (Fajardo, págs. 20-23).

En el libro se presenta una explicación detallada de las limitaciones y los obstáculos —externos e internos— relacionados con el diseño y la puesta en práctica del proyecto cepalino. También se señalan las divergencias que existían entre los economistas de la CEPAL, como consecuencia de diferencias relativas a su formación, enfoque e ideología, lo que debilitó la cohesión y el alcance del trabajo de la Comisión. En particular, se destaca la complejidad de transitar un camino intermedio que, en un contexto ideológicamente polarizado como el de América Latina en ese período, acabó transformándose en un auténtico trayecto por el filo de una navaja.

Por un lado, los planteamientos de la CEPAL enfrentaron la acérrima oposición de economistas de fuera y de dentro de la región asociados al paradigma dominante, como Jacob Viner y Eugenio Gaudin. Por otro lado, algunas de las ideas fundamentales surgidas en el marco de la institución pasaron a formar parte del consenso sobre desarrollo económico alcanzado en la década de 1960. El programa de acción que permitió poner en marcha la Alianza para el Progreso (CIESS, 1961) era, en buena medida, la agenda de desarrollo de la CEPAL. Las bases establecidas por la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD, 1964 y 1968) en materia de política comercial reflejaban la extensión y aplicación de las ideas de la CEPAL a nivel mundial.

Asimismo, los cepalinos enfrentaron fuertes críticas por parte de los adherentes a la teoría de la dependencia (André Gunder Frank (1929-2005), Fernando Henrique Cardoso (nacido en 1931), Enzo Faletto (1935-2003) y Theotonio dos Santos (1936-2018)). Según Fajardo (pág. 271), “la ofensiva pública contra el proyecto cepalino comenzó con los dependentistas y su denuncia de que el desarrollo dirigido por el Estado [...] perpetuaba, en lugar de abolir, la dependencia de la periferia de los mercados y las fuerzas globales”. Según los dependentistas, las ideas de la CEPAL habían pasado a ser la ortodoxia del pensamiento sobre desarrollo (Fajardo, pág. 185) que había sustituir. Lejos



de plantear un concepto homogéneo, la teoría de la dependencia abarcó distintos significados, lo que dio lugar a una diversidad de proyectos de transformación económica y social, que no siempre fueron coherentes entre sí. No obstante, las ideas de la CEPAL y, en particular, la dicotomía entre centro y periferia proporcionaron las bases para la teoría de la dependencia. Así, pese a que los adherentes a esta teoría aspiraron a apropiarse de la posición hegemónica de la CEPAL, no pudieron “descartar totalmente su proyecto” (Fajardo, pág. 211).

En el presente análisis se destaca la pertinencia de las contribuciones de este importante libro para entender la génesis, la evolución y los vaivenes del trabajo de la CEPAL, así como la aplicación de su pensamiento a escala nacional (sobre todo en Chile y el Brasil), regional y mundial, y se complementan algunas de sus tesis principales.

II. La creación de la CEPAL y sus inicios

En el capítulo I del libro de Fajardo se describe y analiza el contexto político internacional que llevó a la creación de la CEPAL y los desafíos iniciales que enfrentó esta institución para justificar su existencia y garantizar su continuidad. El capítulo se centra posteriormente en el nombramiento de Raúl Prebisch como Secretario Ejecutivo de la CEPAL y la problemática de la tendencia a la baja de los términos de intercambio planteada por el propio Prebisch y por Hans W. Singer (1910-2006).

En línea con la agenda internacional del Presidente Gabriel González Videla, en 1947 el Representante Permanente de Chile ante las Naciones Unidas, Hernán Santa Cruz, planteó ante el Consejo Económico y Social (ECOSOC) de las Naciones Unidas la creación de la Comisión Económica para América Latina en los mismos términos que las comisiones regionales para Europa y Asia. Según Santa Cruz y los representantes latinoamericanos ante el ECOSOC, si bien América Latina no había sufrido la devastación que había tenido lugar en Europa y Asia como consecuencia de la Segunda Guerra Mundial, sí se había visto afectada por la desarticulación económica provocada por dicho conflicto, que se había traducido, entre otras cosas, en restricciones comerciales y un aumento del precio de las importaciones. Además, se había producido un cambio en el patrón de comercio, ya que se habían perdido los mercados europeos y la región, al igual que el resto de los países, había comenzado a depender más de los Estados Unidos como principal proveedor de bienes y capital, y mercado de exportación.

Las finalidades y funciones de la CEPAL ponían énfasis en la industrialización, la diversificación, y el desarrollo económico de la región con el fin de aumentar el uso de sus recursos (Naciones Unidas, 1948; Fajardo, págs. 39-40). Como más adelante se reflejaría en los planteamientos de Prebisch y la CEPAL, Santa Cruz y los representantes latinoamericanos ante el ECOSOC argumentaron que la industrialización y la diversificación productiva y exportadora eran la vía para aumentar el ingreso per cápita y el desarrollo económico y social. Pese al desacuerdo de los Estados Unidos, que adujeron la posible duplicación de funciones debido a la existencia de la Unión Panamericana, y con el apoyo de Europa, la CEPAL se creó formalmente en febrero de 1948 con sede en Santiago.

La continuidad de la CEPAL dependía del cumplimiento de su primer mandato: la elaboración del *Estudio Económico de América Latina*. Después de algunos tropiezos, como la solicitud fallida de cooperación a los Gobiernos de la región y el Fondo Monetario Internacional (FMI) para suplir la escasez de recursos y de estadísticas de la CEPAL, el *Estudio Económico de América Latina* se presentó en el segundo período de sesiones, celebrado del 29 de mayo al 14 de junio de 1949 en La Habana.

III. Centro-periferia y la estrategia de industrialización

El *Estudio Económico* aborda dos temas centrales de la relación centro-periferia: por un lado, la asimetría de la capacidad contracíclica de los grandes centros cílicos, en particular de los Estados Unidos, en comparación con los países de la periferia (incluidos los de América Latina) y, por otro lado, la tendencia a la baja de los términos de intercambio de la región a partir de la década de 1930. Esto refleja la influencia de Raúl Prebisch, entonces consultor de la CEPAL, quien había rechazado el ofrecimiento para ser el primer Secretario Ejecutivo, ya que había optado por postularse a un cargo en el FMI, que no consiguió debido a la oposición del Presidente de la Argentina, Juan Domingo Perón (Fajardo, pág. 54).

Para el segundo período de sesiones de la CEPAL, Prebisch también había escrito *El desarrollo económico de la América Latina y sus principales problemas* (1949), documento conocido como el “manifiesto de Prebisch”, una crítica a la división internacional del trabajo —que, históricamente, tenía a repartir los beneficios en favor de los centros industrializados—, así como a la legitimidad de ese sistema y la teoría de las ventajas comparativas que lo sustentaba. El tono polémico del manifiesto, que contrarrestaba el tono más generalista del *Estudio Económico de América Latina* (Dosman, 2008, pág. 247), alentaba a los países de la región a adoptar políticas de industrialización.

Desde nuestro punto de vista, es importante señalar que, además de analizar los problemas del desarrollo de América Latina, el documento es una crítica al paradigma económico predominante. Cuestionaba en particular su falso sentido de universalidad y hacia un llamado a las nuevas generaciones de economistas a “penetrar con criterio original en los fenómenos concretos latinoamericanos” (Furtado, 1988, pág. 53).

De forma complementaria a lo planteado en el trabajo de Fajardo, hay que señalar que, sin duda, uno de los grandes esfuerzos de Prebisch relacionados con la presentación de sus tesis fundamentales sobre el desarrollo latinoamericano a lo largo de su carrera se plasmó, más que en el manifiesto, en el escrito “Crecimiento, desequilibrio y disparidades: interpretación del proceso de desarrollo económico”, que constitúa la primera parte del segundo *Estudio Económico de América Latina*, presentado en el tercer período de sesiones de la CEPAL, celebrado del 5 al 21 de junio de 1950 en Montevideo (Cepal, 1951; Furtado, 1988, pág. 66).

Su planteamiento se basaba en la expansión del progreso técnico desde el centro hacia la periferia, como consecuencia de los cambios ocurridos en la economía internacional y el modelo de desarrollo desde la Gran Depresión, los que posteriormente se consolidaron con el estallido de la Segunda Guerra Mundial. En ese período, los Estados Unidos asumieron la función de centro cílico principal en reemplazo del Reino Unido, que había ejercido ese papel desde el siglo XIX. El aislamiento de la economía de los Estados Unidos en relación con la del Reino Unido significó una reducción considerable del coeficiente de importación, lo que, junto con la disminución de dicho coeficiente a lo largo del tiempo, reducía su poder de reactivación en la economía mundial y América Latina. Este cambio debilitó el papel del comercio internacional como principal transmisor del progreso técnico del centro cílico principal a los países de la periferia, y los forzó a buscar vías alternativas de absorción de tecnología.

En un contexto en que las actividades vinculadas con la exportación se veían limitadas por una baja elasticidad-ingreso de las exportaciones de productos primarios —que también enfrentaban términos de intercambio desfavorables—, la industrialización pasó a ser la principal vía de acceso al progreso técnico y permitió aumentar la productividad de la fuerza laboral en su conjunto. Según Prebisch, América Latina había llegado a una situación en que la pérdida de ingresos derivada

de la expansión de las exportaciones primarias superaba la pérdida de ingresos relacionada con el aumento de los costos de la producción industrial nacional en comparación con los bienes industriales importados.

IV. Los límites a la sustitución de importaciones

Basado en el razonamiento anterior, Prebisch preconizó una política de sustitución de importaciones estimulada por un nivel de protección moderado (Prebisch, 1959). Por una parte, esta permitiría contrarrestar la tendencia al desequilibrio externo de la región producto de la diferencia entre las elasticidades-ingreso de las exportaciones y las importaciones. Por otra parte, podría compensar la caída de los términos de intercambio al canalizar los recursos productivos adicionales hacia el sector industrial (Fajardo, págs. 52-53). Como argumenta Fajardo (pág. 55), Prebisch venía desarrollando este tema desde principios de la década de 1930, lo que, en nuestra opinión, cuestiona la autoría de la hipótesis Prebisch-Singer sobre el deterioro de los términos de intercambio atribuida a Hans Singer (Pérez Caldentey y Vernengo, 2025).

Como reconoció Prebisch, su propuesta de política ofrecía una justificación teórica del proceso de industrialización que ya habían seguido los países más grandes de la región, un estímulo para que los demás países la adoptaran y una estrategia ordenada para su puesta en práctica. En resumen, la política basada en la industrialización fue una práctica antes de ser una política y una política antes de ser una teoría (Love, 1995, pág. 395; Fajardo, pág. 19). En el capítulo II del libro de Fajardo se analizan los métodos (cursos de formación, reclutamiento de economistas y movilización de agentes locales) mediante los cuales la CEPAL llevó a la práctica sus planteamientos en la región, allanando “el camino hacia la hegemonía regional de la institución en el campo de las ideas económicas” (Fajardo, pág. 99). La influencia que adquirió la CEPAL en el Brasil fue notoria, en parte gracias a las iniciativas de Furtado, y cumplió un papel fundamental en la consolidación de su preeminencia.

Es importante señalar que la estrategia de industrialización hacia adentro no había dado los resultados previstos en su plan inicial. Los propios cepalinos y Prebisch reconocieron de manera temprana ciertas limitaciones, como los problemas de capacidad de absorción de mano de obra desde el campo hacia las nuevas urbes fabriles, que generaron problemas de marginalidad urbana, pobreza y desigualdad. Por su parte, el sector agrario no brindaba oportunidades reales de bienestar al campesinado pobre debido a la elevada concentración de la tenencia de tierras y el atraso tecnológico que exhibía la producción agrícola. Por otro lado, el crecimiento agregado era insuficiente y estaba estancado como consecuencia de las restricciones externas que enfrentaban la mayoría de las economías de la región (Prebisch, 1963). Los requisitos de importación de bienes de capital y bienes intermedios excedían las capacidades de exportación de los países de la región, lo que generaba un estrangulamiento externo por falta de divisas. Fajardo denomina a este fenómeno “la paradoja del desarrollo” (págs. 32, 65 y 99, entre otras).

Más adelante, en la década de 1960, las críticas se generalizaron (Prebisch, 1959; Tavares, 1964; Macario, 1964). La estrategia seguida no había promovido el desarrollo del sector manufacturero ni había sido favorable a la creación de empleo. Tampoco había contribuido a la creación de industrias eficientes, capaces de competir en los mercados externos. Para Prebisch (1961), uno de los principales factores que limitaron la política de sustitución de importaciones fue el hecho de que esta se diseñó dentro de la estructura y el contexto del comercio internacional del siglo XIX, por lo que, al aplicarla a América Latina, fragmentó su proceso de industrialización en compartimentos estancos, sin comunicación entre ellos.

Las restricciones que enfrentaba el proceso de industrialización hacia adentro llevaron a Prebisch y a la CEPAL a centrarse en el mercado regional y a promover la integración comercial de la región, una

idea que Prebisch venía desarrollando desde la década de 1940. También se hizo hincapié en estimular las exportaciones de productos manufacturados hacia los centros cílicos. Gracias a los mecanismos de la cooperación internacional, se podía mejorar el acceso de estos productos a los mercados y, al mismo tiempo, evitar el deterioro de los términos de intercambio mediante el establecimiento de acuerdos de estabilización de los precios de las materias primas. Estos fueron elementos centrales del programa de la UNCTAD que, en definitiva, era una extensión de la agenda de desarrollo de la CEPAL a escala global.

V. El enfoque estructural de la inflación

Otro de los temas centrales que concentró el interés de los cepalinos fue el problema de la inflación, que puso de manifiesto las divergencias existentes en la CEPAL respecto de su origen, diagnóstico y solución. Este aspecto se aborda en el capítulo III del libro de Fajardo.

En consonancia con su formación como banquero central, Prebisch se opuso al concepto de inflación estructural (Fajardo, págs. 115-116) que habían desarrollado en la década de 1950 Furtado (1954), Noyola Vásquez (1955 y 1956) y Sunkel (1958), que explicaban que el origen de la inflación estaba relacionado con factores no monetarios y que, en particular, se trataba de una manifestación de la desarticulación entre la composición de la oferta y la demanda agregadas. Aunque en alguna ocasión aceptó que la inflación se podía explicar sin hacer referencia a datos monetarios (Fajardo, pág. 115), Prebisch mantuvo la opinión de que “se observa en América Latina que hay una correlación bastante estrecha entre las variaciones de los medios de pago y las oscilaciones de los precios, y que, por lo común, estas últimas han seguido a las primeras” (CEPAL, 1954, pág. 70).

Según nuestra lectura de la información disponible, esta fue la versión oficial de la CEPAL con respecto a las causas del proceso inflacionario hasta la publicación del *Estudio Económico de América Latina, 1957* (CEPAL, 1958), con la excepción del papel atribuido a la pugna distributiva de las clases sociales en el análisis de la inflación de Chile, que figura en el *Estudio Económico de América Latina, 1954* (CEPAL, 1955). En la publicación de 1958 aparecen los elementos centrales del enfoque de la inflación estructural: la diferenciación entre las presiones inflacionarias básicas (o estructurales), como la inestabilidad y el estancamiento de la demanda externa, la rigidez de la oferta agrícola y los mecanismos de propagación, incluida la velocidad de reajuste de precios y salarios, el grado de flexibilidad del crédito bancario (la oferta monetaria es pasiva) y la incidencia del déficit fiscal. Según este enfoque, los programas de estabilización tradicionales tienden a promover el estancamiento económico en lugar de alcanzar la estabilidad nominal.

De acuerdo con Fajardo (pág. 115), el cambio en la narrativa de la inflación y la institucionalización de la teoría de la inflación estructural responde en buena medida a la pérdida de “autoridad moral” que sufrió Prebisch debido al apoyo prestado, en octubre de 1955, al dictador Eduardo Lonardi, quien asumió el poder en la Argentina tras el derrocamiento del entonces presidente Juan Domingo Perón. El apoyo de Prebisch se plasmó en un plan económico (el plan Prebisch) de carácter ortodoxo que le valió la condena de los cepalinos “por la ausencia de las limitaciones impuestas por la inserción de Argentina en el capitalismo global” y también por la “excesiva atención prestada a los instrumentos monetarios para hacer frente a la crisis inflacionista” (Fajardo, pág. 112).

Prebisch se mantuvo alejado de los debates entre estructuralistas y monetaristas, y no participó en la Conferencia sobre Inflación y Crecimiento (celebrada en Río de Janeiro (Brasil) en 1963), en la que se debatieron ambas perspectivas y en la que participaron destacados economistas de fuera de la región, entre ellos Albert Hirschman, Arnold Harberger, Gottfried Haberler y Nicholas Kaldor. Más tarde, haciendo referencia a dicho debate, afirmó que “el péndulo fue muy lejos en la tesis estructuralista”

(Prebisch, 1976, pág. 50). De manera similar, rechazó ser categorizado como estructuralista: “Rechazo clasificarme y que me clasifiquen” (*Ibid.*)

En una reflexión retrospectiva sobre las etapas de su pensamiento, afirmó que su tratamiento de la inflación había sido convencional “con algunas incursiones ocasionales en el terreno de los factores estructurales y la vulnerabilidad externa” (Prebisch, 1983, pág. 1085).

El estudio de la inflación también puso de relieve las diferencias y el enfrentamiento con otras instituciones, como el Fondo Monetario Internacional, lo que contribuyó a ofrecer, erróneamente, una visión radicalizada de la CEPAL. Como señala Fajardo (pág. 134): “el enfoque estructural de la inflación ni prescindía totalmente de los aspectos monetarios ni abrazaba por completo el enfoque del conflicto social, sino que representaba un compromiso salomónico entre visiones que habían dividido a los cepalinos”.

VI. La CEPAL ante la Revolución cubana y la Alianza para el Progreso

La respuesta de la CEPAL ante la Revolución cubana y su relación con el régimen de Fidel Castro fue también motivo de fuertes divisiones internas. Estas cuestiones pusieron de manifiesto, una vez más, la dificultad de escapar de las percepciones ideologizadas de la CEPAL, que han caracterizado frecuentemente la interpretación de su historia. Fajardo trata en profundidad y detalle este interesante y revelador episodio en el capítulo IV de su libro.

En respuesta a una solicitud de Regino Botí y Felipe Pazos, integrantes del equipo económico de Fidel Castro, Raúl Prebisch envió en 1959, pese a sus aprensiones, una misión oficial a Cuba, liderada por Noyola, con el fin de establecer una institución de planificación nacional y encargarse de la formación de funcionarios públicos (Fajardo, págs. 140-156; Dosman, 2008, págs. 351-352). La misión de la CEPAL en Cuba llegó a su fin de manera temprana debido al enfrentamiento entre Prebisch y Noyola. Prebisch criticó a Noyola por su excesivo entusiasmo en relación con el proceso revolucionario en Cuba, que había comprometido la tradicional independencia y objetividad de la CEPAL (CEPAL, 1961). Esto, a su vez, ponía en entredicho las relaciones de la CEPAL con los Estados Unidos.

Como alternativa, Prebisch y Furtado mostraron su apoyo a la Alianza para el Progreso, a la que consideraban un proyecto transformador en un marco institucional establecido. La Carta de Punta del Este, referente al establecimiento de la Alianza para el Progreso (1961), incluía varios de los temas centrales de la agenda de desarrollo de Prebisch y la CEPAL, entre ellos potenciar el crecimiento sostenido del ingreso per cápita y acelerar el proceso de industrialización para aumentar la productividad de la economía.

En la Carta también se planteaba como objetivo lograr la diversificación productiva y exportadora para reducir la dependencia de un número reducido de bienes primarios y de las importaciones de bienes de capital, y disminuir la volatilidad de los ingresos de divisas procedentes de las exportaciones primarias. Además, en el acuerdo se trató la necesidad de impulsar los programas de reforma agraria y fortalecer la integración regional con miras a la eventual creación de un mercado común latinoamericano (CIESS, 1961).

Prebisch señaló que las ideas básicas subyacentes en la Carta de Punta del Este se habían desarrollado en América Latina y consideró preocupante que se dieran a conocer como si se hubieran originado en los Estados Unidos (Fajardo, pág. 164). De hecho, Dosman (2008, pág. 358) afirmó que las ideas de la CEPAL habían orientado la política exterior estadounidense (Fajardo, pág. 158). Prebisch desempeñó finalmente un papel menor en el diseño y la implementación de la Alianza para el Progreso, lo que mermó significativamente su entusiasmo inicial.

La Alianza para el Progreso estuvo lejos de cumplir sus objetivos en términos del financiamiento otorgado y el alcance de los proyectos de cooperación. A fin de cuentas, se centró más en los síntomas que en las causas estructurales del atraso económico y social de América Latina (véase Fajardo, págs. 168-178).

VII. Cepalinos y dependentistas

Después de describir los hechos más relevantes que configuraron el origen de la CEPAL y el auge de su influencia intelectual y política en la región durante la década de 1950, Fajardo analiza en los dos últimos capítulos del libro los hitos relacionados con el surgimiento de la teoría de la dependencia en América Latina. Paradójicamente, los teóricos de la dependencia cuestionaron el programa de desarrollo de la CEPAL, en un momento en que “América Latina alcanzaba el punto álgido de su influencia en la agenda internacional de desarrollo” (Fajardo, pág. 26).

La crítica dependentista surgió en el Brasil y se focalizó en los planteamientos de Celso Furtado. Fajardo (págs. 181-182) atribuye el surgimiento de la teoría de la dependencia al hecho de que, a principios de los años sesenta, el proyecto cepalino se veía seriamente comprometido debido a los decepcionantes resultados económicos de los países con mayor presencia en la CEPAL, así como a la posición de los cepalinos con respecto a la Revolución cubana y la Alianza para el Progreso. En el caso del Brasil, se destaca la aparición de nuevas fuerzas sociales que demandaban cambios más radicales que los propuestos en la agenda de la CEPAL.

El libro se centra sobre todo en las contribuciones de André Gunder Frank y Fernando Henrique Cardoso, y en sus ideas relacionadas con el desarrollo del subdesarrollo y la dependencia y el desarrollo.

Según Gunder Frank, el subdesarrollo de América Latina tenía que ver más con la incorporación de la región al sistema capitalista a partir del siglo XVI que con el sistema internacional caracterizado por el modelo centro-periferia (Fajardo, pág. 190). De acuerdo con Cardoso (Fajardo, pág. 207), la CEPAL, al definir el subdesarrollo desde la posición de la periferia, había incorporado en su análisis las estructuras de poder mundiales, pero había olvidado incluir un componente fundamental: las estructuras de poder nacionales o internas. Ambas interpretaciones conllevaron distintas recomendaciones de política y reflejaron la diversidad, aunque no necesariamente la coherencia, de las distintas visiones dependentistas. Mientras que las recomendaciones de política de Gunder Frank eran más extremistas, las de Cardoso se centraban en fomentar la movilidad social y reducir la desigualdad social.

En este sentido, Fajardo también afirma con acierto que, a pesar de que el Brasil fue el país en que las ideas de la CEPAL, desde su creación, ejercieron mayor influencia, paradójicamente fue el lugar donde surgieron las primeras críticas, que serían precisamente los cimientos del dependentismo latinoamericano, gestado sobre todo en Brasilia y São Paulo (Brasil).

En la Universidad de Brasilia había un grupo conformado por Theotonio dos Santos, Vania Bambirra y Rui Mauro Marini, quienes tenían un taller de lectura del libro *El Capital*, de Karl Marx. A ellos se sumó el economista alemán André Gunder Frank, quien llegaba influido por el análisis neomarxista de Paul Baran. Por otro lado, en São Paulo había una corriente dependentista liderada por Fernando Henrique Cardoso.

El relato de Fajardo es ameno y cautivante cuando narra cómo se va generando un antagonismo irreconciliable entre ambos núcleos dependentistas. En efecto, mientras permanecieron en el Brasil, ambos núcleos presentaron más convergencias que divergencias, especialmente en lo que se refería a la tesis de Frank sobre el desarrollo del subdesarrollo y su crítica de “la vieja izquierda intelectual y su proyecto de desarrollo económico basado en una revolución burguesa” (Fajardo, pág. 194). Sin

embargo, cuando se exiliaron en Chile se produjo un quiebre entre ambos. Cardoso se vinculó con los cepalinos y su enfoque dependentista pasó de la tesis del desarrollo del subdesarrollo a la tesis del desarrollo dependiente, plasmada en la clásica obra *Dependencia y desarrollo en América Latina* (Cardoso y Faletto, 1969).

En su relato sobre ese quiebre intelectual y político, Fajardo logra crear una narrativa de la teoría de la dependencia muy rica en anécdotas y análisis sustantivos de las ideas de ambos núcleos desarrollados en Chile a mediados de los años sesenta y comienzos de los años setenta, así como de sus respectivos referentes intelectuales. En resumen, los capítulos V y VI del libro cumplen adecuadamente la función de presentar el origen, el auge y el declive de la teoría de la dependencia mediante un relato histórico intelectual que complementa otros estudios de sistematización de este enfoque, entre ellos los de Kay (1989), Rodríguez (2006) y Ahumada y Torres (2024).

VIII. Reflexiones finales

Más de una década después de la creación de la CEPAL, los economistas cepalinos “se habían convertido en un punto de paso obligado para una mirada de actores de toda la región, creando un mundo para y desde América Latina” (Fajardo, pág. 273).

Como lo demuestra la historia del pensamiento económico, la formulación de nuevos planteamientos y la creación de espacios intelectuales supone adoptar nuevas formas de expresar sus conceptos básicos. John Maynard Keynes, el economista más famoso y citado de nuestra época, afirmó que los hombres prácticos que se creen completamente exentos de toda influencia intelectual suelen ser esclavos de algún economista difunto (Keynes, 1936). No hay que olvidar que, inevitablemente, también son esclavos del lenguaje con el cual se expresan esas ideas.

La CEPAL hizo suya la disciplina del desarrollo económico mediante la utilización de categorías analíticas únicas, como el estrangulamiento externo, la inflación estructural, la heterogeneidad estructural y, sobre todo, el modelo centro-periferia. Según Furtado, este modelo fue la contribución más importante de Prebisch, ya que permitió caracterizar las distintas estructuras productivas de los países desarrollados y en desarrollo, que determinaron históricamente su inserción internacional y la relación económica entre ambos grupos de países. Como se demuestra en el proyecto de Furtado de 1958, la categorización centro-periferia fue lo suficientemente flexible como para distinguir las disparidades a nivel subregional. De acuerdo con Furtado, la economía del Brasil reproducía la divergencia entre los polos industriales (centro) y las colonias productoras de bienes básicos (periferia). Según este autor, la región Nordeste, que producía materias primas para los mercados externos y exportaba productos manufacturados de la región centro-sur, había experimentado una disminución de sus términos de intercambio, lo que obstaculizaba su desarrollo. Además, el establecimiento de un régimen cambiario que permitía una mayor apropiación de divisas por parte de la región centro-sur agravaba la situación. El objetivo de la Superintendencia de Desarrollo del Nordeste (SUDENE), agencia de desarrollo que Furtado propuso y dirigió a comienzos de la década de 1960, era reducir esas disparidades. El lenguaje de la CEPAL, que fue clave para otorgar legitimidad a su pensamiento, llegó a dominar el discurso y la retórica del desarrollo económico, como se observó en dos proyectos tan ideológicamente opuestos: el de la Revolución cubana y el de la Alianza para el Progreso (Fajardo, pág. 272).

A comienzos de la década de 1960, la CEPAL emprendió un proceso de revisión de las formulaciones y recomendaciones incluidas en el programa inicial elaborado por Prebisch y su equipo de asesores entre fines de los años cuarenta y comienzos de los años cincuenta. La CEPAL también propuso a inicios de la década de 1960 un conjunto de reformas para viabilizar el desarrollo (Bielschowsky, 1998; Rodríguez, 2006), que incluían, entre otras cosas, la promoción de reformas

agrarias y políticas redistributivas y de financiamiento para el desarrollo de los países de la región. Fajardo toma esa caracterización regional de los años sesenta como punto de partida para describir el surgimiento de la teoría de la dependencia. Al hacerlo, señala que América Latina se encontraba estancada en términos de crecimiento económico y que, en ese contexto, las ideas de la CEPAL, otrora vanguardistas, se tornaban ortodoxas desde el punto de vista de los nuevos intelectuales que comenzaban a surgir en los distintos países de la región.

Aun así, los tres pilares en los que se basaron los esfuerzos de la CEPAL —el progreso técnico y su difusión a los países de la periferia, la cooperación entre los países en desarrollo y los países desarrollados, y la integración regional— siguen siendo ejes centrales de su labor. El mérito del trabajo de Fajardo radica en que muestra la necesidad de leer y entender la historia de la creación de la CEPAL y la evolución de sus ideas en sus propios términos, lo que ayuda a evitar las distorsiones de una mirada retrospectiva que, a menudo, opaca sus contribuciones al pensamiento y la política económicos.

En definitiva, el libro de Fajardo constituye un aporte muy original y fundamental para comprender la evolución del pensamiento de la CEPAL y dimensionar su influencia en las esferas nacional, regional y global. La riqueza, profundidad y detalle de la narrativa, así como el extensivo uso de material bibliográfico no publicado, hacen de este texto una referencia de base para académicos y encargados de la formulación de políticas y, de manera más general, para todos aquellos lectores interesados en conocer la evolución de las ideas centrales de la CEPAL.

Bibliografía

- Ahumada, J. M. y M. Torres (2024), “Dependency theory: an underdevelopmental thought from Latin America to the entire world”, *Global Handbook of Inequality*, S. S. Jodhka y M. Rehbein (eds.), Springer.
- Bielschowsky, R. (1998), “Evolución de las ideas de la CEPAL”, *Revista de la CEPAL*, número extraordinario (LC/G.2037-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), octubre.
- Cardoso, F. H. y E. Faletto (1969), *Dependencia y desarrollo en América Latina*, Siglo XXI.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (1961), “Provisional summary record of the second meeting” (E/CN.12/AC.47/SR.2), Comisión de Desarrollo Económico y Social, 10 de mayo.
- (1958), *Estudio Económico de América Latina, 1957* (E/CN.12/489/Rev.1), Ciudad de México.
- (1956), “Algunos aspectos de la aceleración del proceso inflacionario en Chile”, *Boletín Económico de América Latina*, vol. I, N° 1.
- (1955), *Estudio Económico de América Latina, 1954* (E/CN.12/362/Rev.1), Ciudad de México.
- (1954), *Estudio Económico de América Latina, 1953* (E/CN.12/358), Ciudad de México.
- (1951), “Crecimiento, desequilibrio y disparidades: interpretación del proceso de desarrollo económico”, *Estudio Económico de América Latina, 1949* (E/CN.12/164/Rev.1), Nueva York.
- CIESS (Centro Interamericano de Estudios de Seguridad Social) (1961), “Carta de Punta del Este: Establecimiento de la Alianza para el Progreso dentro del Marco de la Operación Panamericana”, *Seguridad Social*, N° 10, julio-agosto.
- Dosman, E. J. (2008), *The Life and Times of Raúl Prebisch 1901-1986*, McGill-Queen's University Press.
- Furtado, C. (1988), *La fantasía organizada*, Buenos Aires, Editorial Universitaria de Buenos Aires (Eudeba).
- (1954), “Capital formation and economic development”, *International Economic Papers*, N° 4.
- Kay, C. (1989), *Latin American Theories of Development and Underdevelopment*, Routledge.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Nueva York, Harcourt Brace Jovanovich.
- Love, J. L. (1995), “Economic ideas and ideologies in Latin America since 1930”, *The Cambridge History of Latin America*, vol. 6, parte 1, L. Bethell (ed.), Cambridge, Cambridge University Press.
- Macario, S. (1964), “Protectionism and industrialization in Latin America”, *Economic Bulletin for Latin America*, vol. IX, N° 1, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Naciones Unidas (1948), *Nota sobre las finalidades y funciones de la Comisión Económica para América Latina* (E/CN.12/3), Nueva York, 28 de abril.

- Noyola Vásquez, J. (1956), "El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos", *Investigación Económica*, vol. 16, N° 4, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- (1955), "Inflación y desarrollo en Chile", inédito.
- Pérez Caldentey, E. y M. Vernengo (2025), "En el centro de la periferia: Raúl Prebisch y la génesis de la teoría del subdesarrollo", inédito.
- Prebisch, R. (1983), "Cinco etapas de mi pensamiento sobre el desarrollo", *El Trimestre Económico*, vol. 50, N° 198(2), abril-junio.
- (1976), "Crítica al capitalismo periférico", *Revista de la CEPAL*, N° 1, Santiago, Comisión Económica para América Latina (CEPAL).
- (1963), *Hacia una dinámica del desarrollo latinoamericano* (E/CN.12/680), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (1961), "Exposición del Dr. Raúl Prebisch, Subsecretario de las Naciones Unidas a cargo de la Secretaría Ejecutiva de la Comisión Económica para América Latina, en la sesión plenaria del 27 de octubre de la Segunda Conferencia Interparlamentaria Americana, celebrada en Santiago de Chile" [en línea] <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/bd4fc87f-8120-49a7-8073-340acedc6b3e/content>.
- (1959), "Commercial policy in the underdeveloped countries", *The American Economic Review*, vol. 49, N° 2, mayo.
- (1949), *El desarrollo económico de la América Latina y sus principales problemas* (E/CN.12/89), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rodríguez, O. (2006), *El estructuralismo latinoamericano*, Ciudad de México, Siglo XXI/Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Sunkel, O. (1958), "La inflación chilena: un enfoque heterodoxo", *El Trimestre Económico*, vol. 25, N° 100, octubre-diciembre.
- Tavares, M. C. (1964), "Auge y declinación del proceso de sustitución de importaciones en el Brasil", *Boletín Económico de América Latina*, vol. IX, N° 1, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- UNCTAD (Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo) (1968), *Hacia una estrategia global del desarrollo. Informe del Secretario General de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo* (TD/3/Rev.I), Nueva York.
- (1964), *Hacia una nueva política comercial en pro del desarrollo. Informe del Secretario General de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo* (E/CONF.46/3), Nueva York.

Orientaciones

para los colaboradores

de la Revista CEPAL

La Dirección de la Revista, con el propósito de facilitar la presentación, consideración y publicación de los trabajos, ha preparado la información y orientaciones siguientes, que pueden servir de guía a los futuros colaboradores.

El envío de un artículo supone el compromiso del autor de no someterlo simultáneamente a la consideración de otras publicaciones. Los derechos de autor de los artículos que sean publicados por la Revista pertenecerán a las Naciones Unidas.

Los artículos serán revisados por el Comité Editorial que decidirá su envío a jueces externos.

Los trabajos deben enviarse en su idioma original (español, francés, inglés o portugués), y serán traducidos al idioma que corresponda por los servicios de la CEPAL.

Junto con el artículo debe enviarse un resumen de no más de 150 palabras, en que se sinteticen sus propósitos y conclusiones principales.

Debe incluir también 3 códigos de la clasificación JEL (Journal of Economic Literature) que se encuentra en la página web: http://www.aeaweb.org/jel/jel_class_system.php

La extensión total de los trabajos —incluyendo resumen, notas y bibliografía— no deberá exceder de 10.000 palabras. También se considerarán artículos más breves.

Los artículos deberán enviarse por correo electrónico a: revista@cepal.org.

Los artículos deben ser enviados en formato Word y no deben enviarse textos en PDF.

Guía de estilo:

Los títulos no deben ser innecesariamente largos.

Notas de pie de página

- Se recomienda limitar las notas a las estrictamente necesarias.
- Se recomienda no usar las notas de pie de página para citar referencias bibliográficas, las que de preferencia deben ser incorporadas al texto.
- Las notas de pie de página deberán numerarse correlativamente, con números arábigos escritos como superíndices (superscript).

Cuadros, gráficos y ecuaciones

- Se recomienda restringir el número de cuadros y gráficos al indispensable, evitando su redundancia con el texto.
- Las ecuaciones deben ser hechas usando el editor de ecuaciones de word "mathtype" y no deben pegarse al texto como "picture".

— Los cuadros, gráficos y otros elementos deben ser insertados al final del texto en el programa en que fueron diseñados; la inserción como "picture" debe evitarse. Los gráficos en Excel deben incluir su correspondiente tabla de valores.

— La ubicación de los cuadros y gráficos en el cuerpo del artículo deberá ser señalada en el lugar correspondiente de la siguiente manera:

Insertar gráfico 1

Insertar cuadro 1

— Los cuadros y gráficos deberán indicar sus fuentes de modo explícito y completo.

— Los cuadros deberán indicar, al final del título, el período que abarcan, y señalar en un subtítulo (en cursiva y entre paréntesis) las unidades en que están expresados.

— Para la preparación de cuadros y gráficos es necesario tener en cuenta los signos contenidos en las "Notas explicativas", ubicadas en el anverso del índice (pág. 6).

— Las notas al pie de los cuadros y gráficos deben ser ordenadas correlativamente con letras minúsculas escritas como superíndices (superscript).

— Los gráficos deben ser confeccionados teniendo en cuenta que se publicarán en blanco y negro.

Siglas y abreviaturas

— No se deberán usar siglas o abreviaturas a menos que sea indispensable, en cuyo caso se deberá escribir la denominación completa la primera vez que se las mencione en el artículo.

Bibliografía

- Las referencias bibliográficas deben tener una vinculación directa con lo expuesto en el artículo y no extenderse innecesariamente.
- Al final del artículo, bajo el título "Bibliografía", se solicita consignar con exactitud y por orden alfabético de autores toda la información necesaria: nombre del o los autores, año de publicación, título completo del artículo —de haberlo—, de la obra, subtítulo cuando corresponda, ciudad de publicación, entidad editorial y, en caso de tratarse de una revista, mes de publicación.

La Dirección de la Revista se reserva el derecho de realizar los cambios editoriales necesarios en los artículos, incluso en sus títulos.

Los autores recibirán una suscripción anual de cortesía, más 30 separatas de su artículo en español y 30 en inglés, cuando aparezca la publicación en el idioma respectivo.

Publicaciones recientes de la CEPAL

ECLAC recent publications

www.cepal.org/publicaciones

■ Informes Anuales/Annual Reports

También disponibles para años anteriores/*Issues for previous years also available.*



Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2024
Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean, 2024



La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe, 2024

Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean, 2024



Estudio Económico de América Latina y el Caribe, 2024
Economic Survey of Latin America and the Caribbean, 2024



Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe, 2024

International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean, 2024



Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2024
Social Panorama of Latin America and the Caribbean, 2024



Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe, 2024

Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean, 2024



Panorama de las Políticas de Desarrollo Productivo en América Latina y el Caribe, 2024
Panorama of Productive Development Policies in Latin America and the Caribbean, 2024

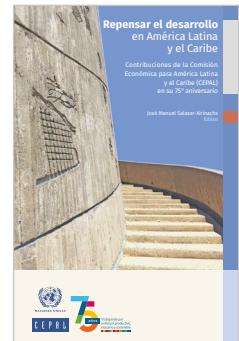
El Pensamiento de la CEPAL/ECLAC Thinking

Repensar el desarrollo en América Latina y el Caribe: contribuciones de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) en su 75º aniversario

América Latina y el Caribe ante las trampas del desarrollo: transformaciones indispensables y cómo gestionarlas

Development Traps in Latin America and the Caribbean: Vital Transformations and How to Manage Them

Cooperar o perecer: el dilema de la comunidad mundial. Tomo I: Los años de creación (1941-1960)



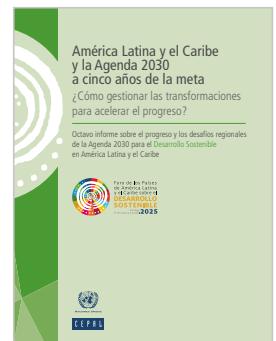
Libros y Documentos Institucionales

Institutional Books and Documents

América Latina y el Caribe y la Agenda 2030 a cinco años de la meta: ¿cómo gestionar las transformaciones para acelerar el progreso?

Latin America and the Caribbean in the Final Five Years of the 2030 Agenda: Steering Transformations to Accelerate Progress

On the road to the Second World Summit for Social Development: contributions from the regional commissions

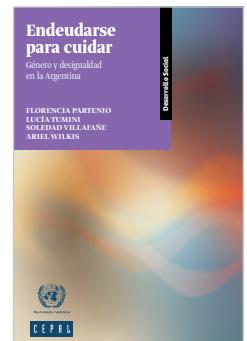


Libros de la CEPAL/ECLAC Books

Endeudarse para cuidar: género y desigualdad en la Argentina

Sistemas de pensiones no contributivos en América Latina y el Caribe: avanzar en solidaridad con sostenibilidad

Estado abierto y gestión pública: el papel del sector académico



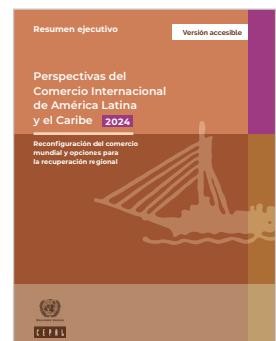
Versiones accesibles/Accessible versions

Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe, 2024. Resumen ejecutivo. Versión accesible

International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean, 2024. Executive summary. Accessible version

Estudio Económico de América Latina y el Caribe, 2024. Resumen ejecutivo. Versión accesible

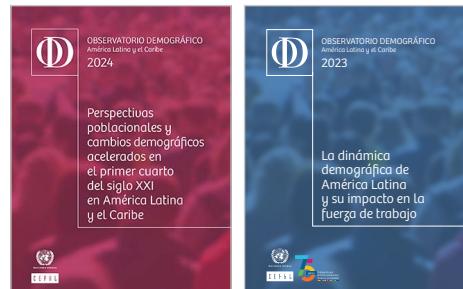
Economic Survey of Latin America and the Caribbean, 2024. Executive summary. Accessible version



Metodologías de la CEPAL ECLAC Methodologies



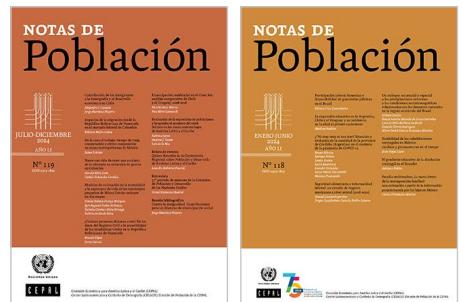
Observatorio Demográfico Demographic Observatory



Revista CEPAL/CEPAL Review



Notas de Población



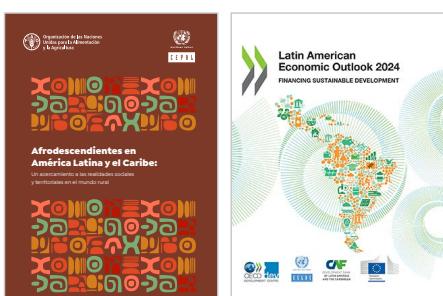
Series de la CEPAL ECLAC Series



Documentos de Proyectos Project Documents



Coediciones/Co-editions



Catálogo de Publicaciones 2023-2024



**Suscríbase y reciba información oportuna
sobre las publicaciones de la CEPAL**

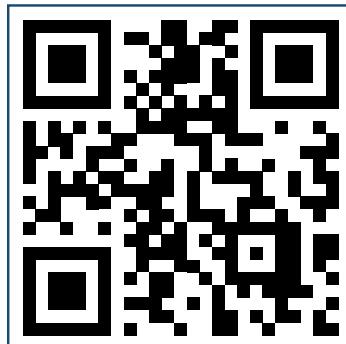
***Subscribe to receive up-to-the-minute
information on ECLAC publications***



<https://mailchi.mp/cepal/suscripciones-cepal>



<https://bit.ly/m/CEPAL>



**Las publicaciones de la CEPAL también se pueden adquirir a través de:
*ECLAC publications also available at:***

shop.un.org

United Nations Publications
PO Box 960
Herndon, VA 20172
USA

Tel. (1-888)254-4286
Fax (1-800)338-4550
Contacto/*Contact:* publications@un.org
Pedidos/*Orders:* order@un.org



REVISTA

Miguel Torres

Editor

Esteban Pérez Caldentey

Editor Asociado

www.cepal.org/revista

Consejo Editorial

Osvaldo Sunkel

Presidente

José Antonio Alonso

Renato Baumann

Luis Beccaria

Luis Bértola

Luiz Carlos Bresser-Pereira

John Coatsworth

Robert Devlin

Carlos De Miguel

Ricardo Ffrench-Davis

Daniel Heymann

Martín Hopenhayn

Akio Hosono

Graciela Moguillansky

Juan Carlos Moreno-Brid

José Antonio Ocampo

Carlota Pérez

Gert Rosenthal

Paul Schreyer

Barbara Stallings

Andras Uthoff

Rob Vos



COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

C E P A L

Publicación de las Naciones Unidas • S.2500012[S] • Abril de 2025 • ISSN 0252-0257
Copyright © Naciones Unidas • Impreso en Santiago



9 789210 034845