



Club de Investigación
de Economía

VOL.9
NÚMERO 2

Re VISTA Económica

Publicación Semestral
Julio - Diciembre 2021



CENTRO DE INVESTIGACIONES SOCIALES Y ECONÓMICAS
Universidad Nacional de Loja

ReVISTA Económica



VOL. 9

JULIO-DICIEMBRE

2021

ISSN-p: 2602-8204

ISSN-e: 2737-6257



Universidad
Nacional
de Loja



La Revista Vista Económica (RVE) es una publicación académica gestionada por el Centro de Investigaciones Sociales y Económicas y el Club de Investigación de Economía de la Universidad Nacional de Loja. El objetivo de la RVE es difundir semestralmente los aportes de los investigadores de la ciencia económica y ramas afines. El público objetivo de la RVE constituye los investigadores, docentes, estudiantes y responsables de las políticas de desarrollo económico y social. Los temas de interés de la RVE son los modelos de crecimiento y desarrollo económicos aplicados, la economía regional aplicada, la economía ambiental aplicada, la política de desarrollo regional, la evaluación de impacto de política, y en general, todas las investigaciones que aporten a la comprensión de las dimensiones de los problemas del desarrollo.

Editado por:	Club de Investigación de Economía de la Universidad Nacional de Loja.
Revista digital:	https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica
Correo electrónico:	revista.vistaeconomica@unl.edu.ec
Dirección:	Av. Pio Jaramillo Alvarado y Reinaldo Espinoza, La Argelia (593) 07-2547252 EXT 145
PBX:	Loja, Ecuador
Lugar de publicación:	club.economia@unl.edu.ec
Administración:	Cristian Ortiz
Diseño y diagramación:	Universidad Nacional de Loja
Institución editora:	110150
Código postal:	(593) 992809083
Teléfono móvil:	

Revista Vista Económica se publica semestralmente en los meses de Junio y Diciembre de cada año. Su publicación es bajo la modalidad OPEN ACCESS como un aporte académico a la comunidad científica nacional e internacional.



Esta obra está sujeta a la licencia Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>.

Autoridades de la Universidad Nacional de Loja

- | | |
|------------------------|--------------|
| • Nikolay Aguirre PhD. | Rector |
| • Mónica Pozo PhD. | Vicerrectora |

Facultad Jurídica Social y Administrativa

- | | |
|---------------------------|------------------------------------|
| • Elvia Zhapa PhD. | Decana |
| • Rafael Alvarado Mg. Sc. | Director de la Carrera de Economía |



► Comité editorial

- | | |
|----------------------|--------------------|
| • Rafael Alvarado. | Editor Jefe |
| • Cristian Ortiz | Editor Responsable |
| • Brayan Tillaguango | Editor Adjunto |

► Consejo editorial

- | | |
|-----------------------------|--|
| • Pablo Quiñonez | Universidad de Guayaquil (Ecuador) |
| • Pablo Vicente Ponce Ochoa | Universidad Nacional de Loja (Ecuador) |
| • Santiago Ochoa | Universidad Técnica Particular de Loja (Ecuador) |
| • Moisés Obaco | Universidad de Cuenca (Ecuador) |
| • Darío Hurtado | Universidad Internacional del Ecuador (Ecuador) |
| • Cristian Delgado | Universidad Santo Tomás (Chile) |
| • Patricia Guerrero | Universidad Técnica Particular de Loja (Ecuador) |

► Comité científico

- | | |
|-------------------|---|
| • Coro Chasco | Universidad Autónoma de Madrid (España) |
| • Carlos Carpio | Texas Tech University (USA) |
| • Jorge Flores | Universidad Nacional de Loja (Ecuador) |
| • Priscila Méndez | Universidad Católica del Norte (Chile) |
| • Paul Carrillo | George Washington University (USA) |

Normas de publicación

ReVista Económica (RVE), es una revista científica de publicación semestral que difunde las investigaciones de Economía y temas relacionados. Los tópicos de interés que se ajustan con los objetivos de la RVE son los modelos de crecimiento y desarrollo económicos aplicados, la economía regional aplicada, la economía ambiental aplicada, la política de desarrollo regional, la política económica aplicada, y en general, todos los trabajos que aporten a la comprensión de las dimensiones del desarrollo económico con un fuerte soporte econométrico. Los criterios generales para ser aceptados los artículos son la novedad del artículo y su originalidad; el enfoque metodológico y de datos; y el ajuste con los objetivos de la revista.

Una vez que los trabajos son enviados a la revista, el Editor, con el soporte de los Editores Asociados determinará si el artículo es considerado para revisión. En caso de que exista un ajuste entre los objetivos de la revista y el artículo presentado, el Editor enviará el trabajo a dos revisores anónimos que hayan publicado artículos en revistas científicas de la base ISI, SCIMAGO o LATINDEX. Esto asegura que la calidad de la revisión por pares es objetiva y de calidad científica. En base a los comentarios de los revisores anónimos, el Editor de la revista con el soporte de los Editores Asociados, pueden tomar las siguientes decisiones: aceptar el artículo sin modificaciones, aceptar el artículo condicionado a los cambios, y rechazarlo. Una vez que el trabajo ha sido rechazado, no puede volver a ser presentado durante un año. Su envío antes del año será rechazado automáticamente

te por el Editor. Cuando los artículos son aceptados con cambios, estos pueden ser cambios menores y con cambios mayores. El Editor notificará a los autores la decisión tomada sobre el artículo.

Todos los trabajos deben tener un fuerte soporte en herramientas cuantitativas econométricas modernas. La metodología debe ser elegida por los autores en función de los avances en el campo de la econometría aplicada. Las normas específicas de los artículos y otros aspectos generales se detallan a continuación.

Motivación

Las decisiones de política económica nacional o regional de los países en desarrollo requieren de más herramientas que sustenten la toma de decisiones acertadas y objetivas, ajustadas a su realidad y contexto, y no en función de recetarios o adaptaciones que provienen de las políticas aplicadas en países desarrollados. Los modelos y metodologías desarrolladas en estos últimos, constituyen un importante insumo, no obstante, las investigadores sociales deben y pueden hacer más para acelerar el desarrollo económico de acuerdo con las características estructurales de los países en desarrollo. Esta dimensión constituye la esencia y razón de ser de la RVE.

Aspectos generales

Los artículos deben tener una extensión



entre 6000 y 10000 palabras, incluido los anexos. Un artículo antes de ser enviada a RVE, el/los autores deben asegurarse que el manuscrito debe contener explicación técnica y objetiva de los fenómenos económicos y sociales observados en los países en desarrollo. Aunque también se aceptan investigaciones comparativas con los países desarrollados. El lenguaje debe ser especializado, formal y entendible por la comunidad académica de la especialidad de Economía.

Políticas de acceso y reuso

Con el fin de promover el conocimiento científico en la comunidad, la Revista Vista Económica, brinda acceso totalmente abierto e inmediato a sus publicaciones realizados en los meses de Junio y Diciembre de cada año. Los autores mantienen su derecho de autoría sobre sus publicaciones. El contenido de la revista puede ser descargado, copiado y/o distribuido con fines netamente de investigación y académicos. Las personas que hagan uso del contenido de la revista reconocerán la propiedad intelectual del o los autores y de la Universidad Nacional de Loja como fuente editora. Se prohíbe el uso total o parcial de las publicaciones en la revista con fines de actividad comercial.

Derechos de autor

La revista Vista Económica se maneja bajo una modalidad de acceso abierto y hace uso de una licencia denominada creative commons (CC), que promueve el acceso y el intercambio de cultura, y en general

desarrolla un conjunto de instrumentos jurídicos de carácter gratuito que facilitan usar y compartir tanto la creatividad como el conocimiento. Sin embargo, para que la Universidad Nacional de Loja como ente editorial publique y difunda artículos de investigación, necesita los derechos de publicación. Esto está determinado por un acuerdo de publicación entre el autor y la editorial. Este acuerdo trata con la transferencia o licencia de los derechos de autor a la editorial y los autores conservan derechos significativos para usar y compartir sus propios artículos publicados. Los autores deberán firmar un acuerdo de licencia exclusivo, donde los autores tienen derechos de autor, pero otorgan derechos exclusivos de su artículo al editor. La Universidad Nacional de Loja apoya la necesidad de que los autores compartan, difundan y maximicen el impacto de su investigación y estos derechos, en las revistas de propiedad exclusiva de la editorial, los autores tienen derecho a:

- Compartir su artículo de la misma manera permitida a terceros bajo la licencia de usuario correspondiente
- Conservar patentes, marcas registradas y otros derechos de propiedad intelectual (incluidos los datos de investigación).
- Atribución y crédito apropiados para el trabajo publicado.

ÍNDICE DE CONTENIDOS

8

Editorial
Editorial
Rafael Alvarado

9

¿Es el desempleo un determinante de la desigualdad de ingresos?: Nueva evidencia a nivel global utilizando técnicas de cointegración
Is unemployment a determinant of income inequality: New evidence at the global level using cointegration techniques
Alejandra Criollo. Priscila Méndez

19

Comportamiento de la función de importaciones en Ecuador: papel de la política comercial
Behavior of the import function in Ecuador: the role of trade policy
Yesenia Armijos . Ximena Ludeña.

31

Industrias e inversión extranjera directa: Evidencia a nivel mundial y por grupos de países
Industries and foreign direct investment: Evidence at the global level and by country grouping
Belén Sánchez. Johanna Alvarado

43

Desigualdad y gasto público a nivel mundial: Un estudio con datos y metodologías de panel.
Global inequality and public spending: A study using panel data and methodologies.
Cecibel Jiménez. Jorge Flores-Chamba

55

Influencia de la tasa de interés sobre la inversión extranjera directa, durante el periodo 1990-2016: un análisis de cointegración a nivel global
Influence of interest rate on foreign direct investment, during the period 1990-2016: a cointegration analysis at the global level.
Dina Sarango

ÍNDICE DE CONTENIDOS

66

Impacto de la industrialización en el desempleo en 91 países a nivel global: un enfoque con modernas técnicas de cointegración y causalidad

Impact of industrialization on unemployment in 91 countries globally: an approach using modern cointegration and causality techniques.

Leidy Acaro . Karen Iñiguez

79

Efecto del gasto público en el crecimiento económico por grupos de países según el nivel de ingresos: un análisis de cointegración con datos de panel

Effect of government spending on economic growth by country groups according to income level: a panel data cointegration analysis.

María Montaña. Michelle López-Sánchez

92

Un análisis de cointegración con datos de panel entre exportaciones, densidad demográfica, crecimiento económico y emisiones de CO2

A panel data cointegration analysis of exports, population density, economic growth and CO2 emissions

Jéssica Guamán. Wilfrido Torres-Ontaneda

109

Desigualdad y crecimiento económico a nivel mundial y por grupos de países en función de su nivel de ingresos, con técnicas de cointegración

Inequality and economic growth at the world level and by groups of countries according to their income level, using cointegration techniques.

Karina Córdova. Elizabeth Lozano

123

Deuda económica y su impacto en el producto per cápita: un análisis econométrico con datos de panel

Economic debt and its impact on output per capita: an econometric analysis with panel data

Mishel Piña. Pablo Ponce

EDITORIAL

Una mirada cuantitativa a los problemas del desarrollo

Por primera vez en la historia de la humanidad, en el mundo existe hambre y pobreza no por la falta de recursos sino por la forma cómo están distribuida la riqueza entre los países y entre las personas. La necesidad que entender los mecanismos de mitigación de la desigualdad es un imperativo moral de la academia y de los responsables de la política económica. El Volumen 9 en su número 2, examinamos que el nivel de empleo es uno de los factores que más explican la dinámica de la desigualdad de la renta. Aunque parece paradójico, los países se acostumbraron y se quedaron en la fase creciente de la curva equidad-ingreso de Kuznets, donde los aumentos de la producción no necesariamente reducen la desigualdad, sino que la aumentan. Los mecanismos institucionales y económicos que promueven una distribución más equitativa de la renta demandan una revisión profunda y detallada de la sociedad actual. Por ejemplo, los flujos de inversión extranjera directa deberían incluir de forma implícita los acuerdos de responsabilidad social y ambiental de las empresas transnacionales. Los países en desarrollo no pueden convertirse en un espacio de extracción de riqueza que fluye hacia los países desarrollados. La transferencia tecnológica, la formación de capital humano local, los encadenamientos productivos, el tejido productivo local, el pago de impuestos, son algunos de los mecanismos que se pueden aplicar para la consecución de una sociedad inclusiva. El rol del gasto público resulta relevante como instrumento de equidad y cohesión social. El gasto público puede y debe ser un mecanismo para mejorar la distribución de la renta. La literatura reciente sugiere que el gasto público incide forma significativa en el crecimiento y el nuevo enfoque consiste en promover un crecimiento económico verde con equidad.

Los flujos de capitales deben beneficiar a todas las partes, y no solo a los inversores especulativos que perjudican al medio ambiente y destruyen y no generan capacidad productiva local. La salida de divisas debido a las importaciones es otro problema que la sociedad actual debe resolver. Las ventajas del comercio internacional deben traducirse en bienestar para los habitantes de los países en desarrollo. Si la industria no se orienta a sustituir productos importados de forma efectiva, el saldo negativo de la balanza de pagos puede ser una bomba de tiempo con efectos notorios en el largo plazo. De hecho, un cambio estructural que requiere una economía dolarizada es que los tipos de interés no pueden ser excesivos y hasta perjudiciales para los microempresarios vigentes o los nuevos emprendedores. La naturaleza de la tasa de interés es equilibrar el mercado de oferta y demanda de dinero y no ofrecer una rentabilidad distorsionada de los especuladores. Finalmente, el volumen aborda como se puede emplear la deuda para acelerar el desarrollo, en particular la deuda debe ser orientada exclusivamente en proyectos de inversión rentables y no en gasto corriente. La lectura del volumen completo ofrece una mirada cuantitativa de los problemas del desarrollo.

Rafael Alvarado
Carrera de Economía
Universidad Nacional de Loja
Loja, Ecuador

¿Es el desempleo un determinante de la desigualdad de ingresos?: nueva evidencia a nivel global utilizando técnicas de cointegración

¿Is unemployment a determinant of income inequality?: new evidence at the global level using cointegration techniques

Alejandra Criollo¹ | Priscila Méndez²

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

²Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Alejandra Criollo, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: alejandra.criollo@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Enero 2020

Fecha de aceptación

Junio 2020

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

La desigualdad de ingresos presenta una gran variación entre las distintas regiones mundiales, impide que las personas con menos ingresos y riqueza alcancen su potencial en términos de educación e invención. También hay menos emprendimiento y menos empleo. Aportamos a la literatura escasa sobre la relación entre desempleo y desigualdad de ingresos, al identificar el efecto del desempleo en esta última utilizando datos de panel con 92 países agrupados por nivel de ingresos en el período 1980-2016. Empleando técnicas de cointegración, encontramos evidencia de equilibrio a corto y largo plazo entre las variables a nivel global. Por otro lado, confirmamos la fuerza del vector de cointegración en ciertos países de ingresos medios altos y medios bajos y causalidad unidireccional en los países de ingresos altos desde el desempleo a la desigualdad de ingresos y causalidad bidireccional en los países de ingresos bajos entre las dos variables de estudio. Reafirmamos la importancia cuantitativa, cualitativa y estratégica del desempleo en la desigualdad de ingresos, por tanto, se debiese incluir más a menudo en futuros análisis para disminuir la brecha de desigualdad mundial.

Palabras clave: Desigualdad. Desempleo. Datos de panel. Cointegración. Causalidad.

Códigos JEL: C23. D31. E24.

ABSTRACT

Income inequality varies widely across global regions, preventing people with less income and wealth from reaching their potential in terms of education and invention. There is also less entrepreneurship and less employment. We contribute to the scarce literature on the relationship between unemployment and income inequality, by identifying the effect of unemployment on the latter using panel data with 92 countries grouped by income level in the period 1980-2016. Using cointegration techniques, we found evidence of short- and long-term equilibrium between the variables at a global level. On the other hand, we confirmed the strength of the cointegration vector in certain upper- and lower-middle-income countries and unidirectional causality in high-income countries from unemployment to income inequality and two-way causality in low-income countries between the two study variables. We reaffirm the quantitative, qualitative and strategic importance of unemployment in income inequality, and should therefore be included more often in analyses to reduce the global inequality gap.

Keywords: Inequality. Unemployment. Panel data. Cointegration. Causality.

JEL codes: O14. E24. C33.

1 | INTRODUCCIÓN

El constante incremento de la desigualdad puede llevar a todo tipo de catástrofes políticas, económicas y sociales. El informe de desigualdad global 2018 (Alvaredo, Chancel, Piketty, Sáez y Zucman, 2018) indica que la desigualdad económica es un hecho generalizado que ha aumentado desde los años 1980, especialmente en Norteamérica, China, India y Rusia. En las últimas décadas la desigualdad de ingresos se ha incrementado en prácticamente todos los países, aunque a ritmos diferentes, siendo las instituciones gubernamentales y las políticas que se realizan decisivas para influir en la desigualdad, en especial en los países en desarrollo. La desigualdad de ingresos como el desempleo son factores que afectan a la población de forma general tanto económica como socialmente. Según la estimación reciente de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), la tasa de desempleo mundial experimentaría un leve descenso hasta el 5,5% en 2018 (desde el 5,6% en 2017), marcando un giro tras tres años de ascenso de las tasas. Para 2019, la tasa de desempleo mundial seguiría prácticamente sin cambios, y se proyecta que el número de desempleados aumente en 1,3 millones.

En los últimos años, se han publicado varios estudios cuantitativos utilizando datos de panel que examinan los factores que influyen en la desigualdad de ingresos (Mocan 2014; Mehic, 2018). Jäntti y Jenkins (2009) analizan la relación entre los factores macroeconómicos y la distribución del ingreso usando datos sobre el ingreso familiar disponible equivalente del Reino Unido para 1961-1999. Los resultados sugieren que, el desempleo al igual que la inflación disminuyen la desigualdad de ingresos. Otros estudios que incluyen variables diferentes al desempleo, como el de Albanesi (2006) verifican para los países de la OCDE durante el período 1966-1990 que, la inflación se relaciona positivamente con la desigualdad de ingresos. Por otro lado, Menna y Tirelli (2017) mostraron que una combinación de mayor inflación y menores impuestos a la renta reduce la desigualdad de Estados Unidos.

El objetivo de esta investigación es examinar el impacto del desempleo sobre la desigualdad de ingresos a nivel mundial y por grupos de países de acuerdo con su nivel de ingresos. Esta investigación contribuye a la literatura existente que relaciona el desempleo con la desigualdad de ingresos, dado que no existen teorías específicas ni modelos econométricos que estudien la relación de las variables antes mencionadas. Se utiliza un panel dinámico de 92 países en el período 1980-2016 y se agrupan los países de ingresos extremadamente altos (PIEA), altos (PIA), medios altos (PIMA), medios bajos (PIMB), bajos (PIB) y extremadamente bajos (PIEB). El modelo utilizado para estimar el impacto del desempleo sobre la desigualdad de ingresos es una regresión simple, y cointegración de Pedroni (1999) y el modelo de Westerlund (2007) para determinar la existencia de equilibrio a largo y corto plazo respectivamente. Se utilizan los modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS) formalizados por Pedroni (2001,2003) que miden la fuerza del vector de cointegración de las variables para cada país y para los grupos de países respectivamente; y se verifica la existencia de relación causal del tipo Granger propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012). Los resultados indican la existencia de equilibrio a largo entre las dos variables a nivel global y por grupo de países, también existe equilibrio en el corto plazo a nivel global, y en todos los grupos de países excepto en los PIEA y los PIMA. Los resultados de la prueba de causalidad muestran la existencia de causalidad unidireccional en los PIA que va desde el desempleo a la desigualdad de ingresos y causalidad bidireccional en los PIB entre las variables de estudio.

El documento se divide de la siguiente forma: una revisión de investigaciones previas sobre el tema se proporciona en la segunda sección. En la tercera sección, presentamos los datos y la estrategia econométrica. En la cuarta sección discutimos los resultados encon-

trados y, las conclusiones se extraen en la quinta sección.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

John Maynard Keynes, uno de los economistas más influyentes en la historia del pensamiento económico en su libro más importante "La teoría general sobre el empleo, el interés y el dinero, publicado en 1936", popularizó la idea de que el consumo es el motor de la economía. De acuerdo con esta premisa, la "inversión" depende de la iniciativa privada, mientras que el "consumo", de los consumidores y del Gobierno. Para Keynes, las crisis surgen cuando los inversionistas bajan su nivel de inversión, lo cual lleva a un aumento en el desempleo y como resultado el nivel de consumo disminuye. Dicha disminución del consumo lleva a una consecuente disminución del ingreso y a más desempleo. Para sacar a la economía de crisis, el Gobierno debe ser un participante activo en la economía del país, estabilizando el consumo a través del gasto público. Además, en contra de los autores "clásicos", Keynes propuso redistribuir parte del ingreso de los ricos entre los pobres, porque un aumento del consumo elevaba la producción e impulsaba el crecimiento económico; es decir, una mayor distribución del ingreso lleva a un mayor crecimiento (Keynes y Hornedo, 1951). La evidencia empírica que verifica el impacto del desempleo en la desigualdad de ingresos se divide en 2 grupos. En el primero se presentan estudios que relacionan el desempleo y en la desigualdad y en el segundo se muestran los estudios que analizan el efecto de variables diferentes al desempleo sobre la desigualdad de ingresos.

En el primer grupo de investigaciones, se encuentran estudios (Tamai, 2009; Sheng, 2011; Cysne y Turchick, 2012; Mocan 2014; Costantini y Paradiso, 2018; González y Menendez, 2016; Fosu, 2016) que han encontrado evidencia del impacto positivo del desempleo sobre la desigualdad de ingresos. Además, Galbraith et al., (1999) señalan que la desigualdad y el desempleo están relacionados positivamente en todo el continente europeo. Esto contradice la opinión, a menudo repetida, de que el desempleo en Europa se puede atribuir a estructuras salariales rígidas, salarios mínimos elevados y sistemas de bienestar social generosos. Ellos recalcan que, los países que poseen la baja desigualdad de tales sistemas producen menos desempleo que aquellos que no lo hacen. Los estudios realizados por Fournier y Koske (2013), Quintana y Royuela (2012), Gupta y Dutta (2011), Galbraith (2009) y Jäntti y Jenkins (2009), señalan que el impacto del desempleo sobre la desigualdad de ingresos es negativo. Rice y Lozada (1983) indican que los aumentos en la tasa de desempleo tienden a aumentar el alcance de la desigualdad del ingreso y que la inflación tiende a reducir el alcance de dicha desigualdad. Un resultado importante es el aportado por Aaberge et al., (2002) quienes en su estudio realizado en Dinamarca, Finlandia, Noruega y Suecia a fines de los años ochenta y principios de los noventa, encontraron que el desempleo aumentó dramáticamente en los cuatro países. Una medida estándar de desigualdad, el coeficiente de Gini, fue sorprendentemente estable en todos los países durante este período. Uren (2018) establece que el desempleo trae consigo beneficios para la disminución de la desigualdad, tales como proporcionar seguro a los trabajadores en caso de pérdida de empleo y redistribuir la riqueza de las personas con más, a las que tienen menos oportunidades económicas.

Variables diferentes del desempleo que influyen positivamente en la desigualdad son el crecimiento económico. Así lo demuestran Yang y Greaney (2017) y Rubin y Segal (2015). Por otro lado, Bernardo y D'Alessandro (2016) encontraron que la inversión baja en carbono y el crecimiento aumentan la desigualdad de ingresos. Además, Meschi y Vivarelli (2009) sugieren que el comercio con países de altos ingresos empeora la distribución del ingreso en los países en desarrollo, a través de las importaciones y las exportaciones.

Estos hallazgos apoyan la hipótesis de que las diferencias tecnológicas y la naturaleza sesgada de las nuevas tecnologías pueden ser factores importantes en la configuración de los efectos distributivos del comercio. Contrario a la evidencia anterior, Blundell et al., (2017) y Mehic (2018) encontraron que el empleo está asociado negativamente con la desigualdad de ingresos; y, los resultados sugieren que son los asalariados medios los que han soportado la mayor carga en términos de aumento de la desigualdad. Así mismo, Jin (2009) encontró que existe una relación negativa (positiva) de desigualdad-inflación y una relación positiva (negativa) de crecimiento-desigualdad cuando domina la heterogeneidad de capital (habilidad), mientras que, Menna y Tirelli (2017) indicaron que una combinación de mayor inflación y menores impuestos a la renta reduce la desigualdad.

La desigualdad de ingresos presenta una gran variación entre las distintas regiones mundiales, impide que las personas con menos ingresos y riqueza alcancen su potencial en términos de educación e inversión. También hay menos emprendimiento y menos empleo. Pese a que, parece evidente el impacto del desempleo en la desigualdad de ingresos, la literatura es escasa. La mayor parte de la evidencia sobre desigualdad de ingresos la relaciona con variables diferentes al desempleo, como la inflación y el crecimiento económico principalmente. En consecuencia, esta investigación contribuye a la literatura escasa sobre la relación entre la desigualdad de ingresos y el desempleo. Se utilizan técnicas de cointegración y causalidad, con un panel de 92 países agrupados por nivel de ingreso en un período relativamente largo (1980-2016).

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

La base de datos utilizada en la presente investigación fue obtenida del Banco Mundial (2017) y de la Base de Desigualdad de Ingresos Mundial (2017), durante el periodo 1980-2016 para 92 países. Las variables están expresadas en tasas, lo que facilita la comparación entre ellas. En base al estudio realizado por Mehic (2018) se estimó un modelo de regresión simple. La Tabla 1 resume las variables utilizadas en el estudio.

En un análisis descriptivo, la relación entre el desempleo y la desigualdad a nivel mundial y por grupos de países en función de los ingresos se muestra en la Figura 1. A medida que el desempleo crece la desigualdad se mantiene constante a nivel mundial. En los PIEA y PIMB las variables de estudio tienen una relación positiva, mientras que, en los PIA, PIMA, PIB y PIEB el desempleo y la desigualdad de ingresos tienen una relación negativa.

La Tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de las variables, desempleo y desigualdad. Las cifras muestran que existe una mayor variabilidad entre países que dentro de los países. La desviación estándar es representativa en todas las variables, siendo mayor el valor entre países. El panel de datos está fuertemente equilibrado en el tiempo ($T = 1, \dots, 37$) y en la sección transversal ($n = 1, \dots, 92$).

Tabla 1. Descripción de variables

Variable	Descripción	Unidad de medida
<i>Dependiente</i>		
Desempleo	Desempleo total	Tasa anual
<i>Independiente</i>		
Desigualdad	Coficiente de Gini	Tasa anual

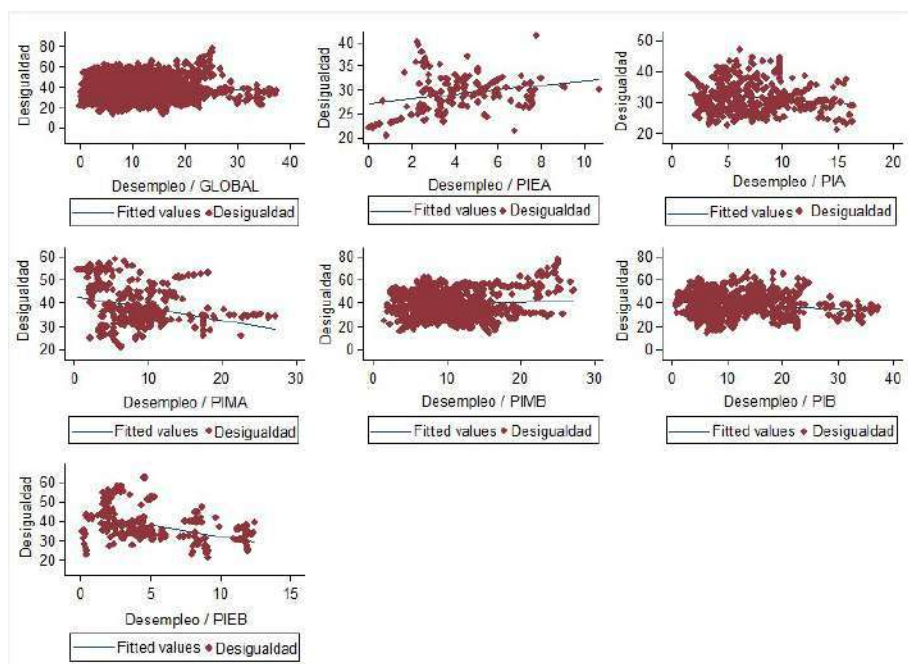


Figura 1. Relación entre el desempleo y la desigualdad de ingresos a nivel mundial y por grupos de países.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

Variable	Media	Desviación estándar	Mín.	Máx.	Observaciones	
Desigualdad	Global	37,01	9,83	13,56	77,84	N= 3404
	Entre países		8,69	24,04	59,00	n= 92
	Dentro del país		4,67	13,49	58,28	T-bar= 37
Desempleo	Global	9,04	5,76	0,01	37,30	N= 3404
	Entre países		5,26	1,41	32,77	n= 92
	Dentro del país		2,39	-0,74	24,61	T-bar= 37

3.2 | Metodología

La relación entre el desempleo y la desigualdad de ingresos no tiene una teoría y modelo econométrico específico. En efecto, seguimos el estudio de Mehic (2018) el cual busca probar que el empleo influye en la desigualdad de ingresos a través de un modelo de regresión simple.

$$Gini_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 des_{i,t} \tag{1}$$

En la ecuación (1), la variable dependiente es la desigualdad de ingresos medido por el coeficiente de Gini ($Gini_{i,t}$) y la variable independiente es el desempleo ($Des_{i,t}$) del país $i = 1, \dots, 92$ de período $t = 1980, \dots, 2016$. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (2) formaliza la relación entre las dos variables

$$Gini_{i,t} = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 des_{i,t} + \theta_{i,t} \tag{2}$$

La prueba de Hausman (1978) se usó para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo propuesto en la Ecuación (2) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan muestra que el modelo tiene heteroscedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores causados por la autocorrelación y la heteroscedasticidad, utilizamos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Los parámetros ($\gamma_0 + \delta_0$) capturan la variabilidad en tiempo y sección transversal. Finalmente, el parámetro $\theta_{i,t}$ es el término de error estocástico. En la teoría econométrica, es bien sabido que las series temporales tienen un componente de tendencia que hace que sea imposible medir de manera eficiente la relación entre ellas. Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, utilizamos un conjunto de pruebas, que coinciden en que la primera diferencia elimina el efecto de tendencia de las dos variables. Las pruebas utilizadas son: Dickey y Fuller Aumentado (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y Breitung (2002), que se pueden estimar a partir de la siguiente ecuación: Para determinar si se estima por efectos fijos o aleatorios se utiliza la prueba de Hausman (1978). La estimación mediante mínimos cuadrados generalizados permite corregir de manera óptima los problemas de autocorrelación y de heteroscedasticidad determinados mediante las pruebas de Wooldridge (2002) y Breusch-Pagan (1979).

$$Gini_{i,t} = \alpha_0 + \lambda Gini_{i,t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_j Gini_{i,t-i} + \epsilon_t \tag{3}$$

Donde ($Gini_{i,t}$) es la serie que se supone que contiene al menos una raíz unitaria, α_0 es la intersección y captura el efecto de tendencia del tiempo t , ϵ_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del

desfase. En la Ecuación (3), cuando el parámetro λ es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. Para determinar el equilibrio a corto y largo plazo entre las variables utilizamos la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999):

$$Gini_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{i,j} des_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{i,j} Gini_{i,t-j} + \phi ECT_{t-1} + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

Donde ($Gini_{i,t}$) representa la variable dependiente del país i en el período. Los parámetros β, ω, ϕ son los parámetros a estimar, y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración de equilibrio a largo plazo. Finalmente, $\epsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y j es la longitud del desfase determinada con el criterio de información de Akaike (1974). Además, el equilibrio a corto plazo se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la siguiente ecuación:

$$Gini_{i,t} = \alpha_i (Gini_{i,t-1} - \beta_i des_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{i,j} Gini_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{i,j} des_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

Donde $t = 1, \dots, T$ los períodos de tiempo y en $i = 1, \dots, N$ los países. El término d_t es el componente determinista. Confiamos en la suposición de que el vector k -dimensional de ($des_{i,t}$) es aleatorio e independiente de $\epsilon_{i,t}$, por lo que se supone que estos errores son independientes a través de i y t . La hipótesis nula sugiere que no hay cointegración a corto plazo. La prueba de cointegración de Pedroni (1999) se ha utilizado ampliamente para verificar la relación entre el desempleo y la desigualdad de ingresos en diferentes contextos. Sin embargo, la prueba de cointegración a corto y largo plazo solo indica la existencia o no de un vector que se relaciona con las variables en cuestión. Además, los modelos con datos de panel ofrecen resultados que son demasiado agregados. En consecuencia, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001). Específicamente, la fortaleza de la relación entre las dos variables en cada país se estimó utilizando un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y de forma global o para grupos de países a través de una dinámica ordinaria del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$Gini_{i,t} = \alpha_i t + \delta_i des_{i,t} + \sum_{j=-p}^p Gini_{i,t} \Delta des_{i,t-j} + \mu_{i,t} \tag{6}$$

Dónde $Gini_{i,t}$ representa la desigualdad de ingresos, $i = 1, 2, \dots, 92$ países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de retrasos y avances que en la regresión DOLS, mientras que $\partial Gini_{i,t} / \partial des_{i,t} = \delta_i$ mide el cambio en la desigualdad de ingresos cuando cambia el desempleo. Los coeficientes δ y los valores t se obtienen los valores promedio en todo el panel utilizando el método de los promedios grupales.

El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos y la hipótesis nula establece que $\beta_i = \beta_0$. Finalmente, usamos la prueba formalizada por Dumitrescu y Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables:

$$Gini_{i,t} = \alpha_i \tau + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k Gini_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k des_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

En la ecuación (7), suponemos que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^k$ y que el término α_i es fijo en el tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^k y el coeficiente de regresión β_i^k varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no hay relación causal para ninguna de las secciones transversales del panel $H_0 = \beta_i = 0$.

4 | RESULTADOS

4.1 | Resultados básicos

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE). Luego se aplicó la prueba de Wooldridge (2002) para detectar la autocorrelación y la prueba de Wald para detectar heteroscedasticidad. Y no fue necesario aplicar efectos de tiempo fijo y por grupos de países, para corregir los problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad, respectivamente. La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación de la desigualdad y el desempleo a nivel mundial y por grupos de países. De acuerdo con la prueba de Hausman (1978), sólo el panel de PIEB se estimó con efectos fijos y los paneles Global, PIEA, PIA, PIMA, PIMB y PIB con efectos aleatorios. Los resultados obtenidos indican una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre el desempleo y la desigualdad en los PIEA, y solo una relación positiva en los países a nivel global, PIMB, PIB y PIEB. Estos resultados concuerdan con las conclusiones del primer grupo de la evidencia empírica y en especial la realizada por Galbraith et al., (1999) que señalan que la desigualdad y el desempleo están relacionados positivamente en todo el continente europeo, dentro de los países, entre países y a través del tiempo. En cambio, se evidencia una relación negativa y estadísticamente significativa en los PIA y solo una relación negativa en los PIMA, lo cual concuerda con Uren (2018), quien establece que el desempleo trae consigo beneficios para la disminución de la desigualdad, tales como proporcionar seguros a los trabajadores en caso de pérdida de empleo y redistribuir la riqueza de las personas con más a las que tienen menos oportunidades económicas.

4.2 | Pruebas de raíz unitaria

Siguiendo a Alvarado y Toledo (2017) y Jäntti y Jenkins (2009) se aplicaron pruebas de raíz unitaria para verificar la no estacionariedad de las series. La Tabla 4 informa los resultados de cinco pruebas independientes con y sin efectos del tiempo. Las pruebas de Levine et al., (2002), Im et al., (2003) y Breitung (2002) se basan en pruebas paramétricas y las pruebas tipo Fisher de Dickey y Fuller Aumentada (1981), Phillips y Perron (1988) son no paramétricas. El criterio de información Akaike se utilizó para determinar la duración del retraso. En general, la evidencia encontrada sugiere que las dos series tienen un orden de integración I (1), lo cual hace necesario estimar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables.

4.3 | Equilibrio de corto y largo plazo y causalidad

La Tabla 5 informa los resultados de la prueba de cointegración entre las dos variables para la muestra completa y por grupos de países. Se informan las siguientes estadísticas: una estadística de panel v, panel rho, panel PP y panel ADF. La prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999) muestra que existe una relación de equilibrio a nivel global entre las series, mientras que, las estadísticas ADF, PP, rho y v muestran un resultado coherente entre ellas: las dos series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo y en la sección transversal. Las estadísticas dentro de las dimensiones de los paneles y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativas

En todos los grupos de países excepto a nivel global, seis estadísticas indican la existencia de cointegración. Este resultado ofrece una posible advertencia de la fuerza del vector de cointegración. Estos resultados son similares a los concluidos por Jin (2009) quien mostró que un aumento en la tasa de crecimiento del dinero a largo plazo aumenta la inflación y reduce el crecimiento, pero su efecto sobre la desigualdad del ingreso depende de la importancia relativa de los dos tipos de heterogeneidad. La desigualdad se contrae con el aumento de la inflación cuando la heterogeneidad del capital domina y se agranda cuando domina la heterogeneidad de las habilidades. Piketty (2003) en su estudio sobre la desigualdad de ingresos en Francia encontró que la desigualdad salarial ha sido extremadamente estable a largo plazo, y la disminución secular en la desigualdad del ingreso es en su mayor parte un fenómeno de ingreso de capital. La existencia de una relación a largo plazo implica que las variables bajo análisis se muevan de manera conjunta y simultánea porque existe una fuerza de cointegración o un vector que las equilibra a lo largo del tiempo.

Tabla 3. Resultados del modelo GLS con variables de control

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Desempleo	0.0429 (1.29)	0.862*** (5.15)	-0.281*** (-4.20)	-0.0333 (-0.61)	0.0331 (0.66)	0.0937 (1.30)	1.822*** (4.57)
Constante	36.63*** (38.15)	25.55*** (16.01)	33.70*** (25.68)	38.77*** (14.89)	37.94*** (17.93)	37.33*** (22.54)	28.33*** (13.63)
Test Hausman (valor p)	0.7959	0.4105	0.7551	0.1991	0.5149	0.1547	0.0000
Test de corrección serial (valor p)	0.8859	0.6868	0.7363	0.8151	0.9365	0.8757	0.8099
Efectos fijos (tiempo)	No	No	No	No	No	No	No
Efectos fijos (grupos de países)	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	3404	148	444	370	1036	1110	296

estadístico t en paréntesis * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

Grupos/variables		LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP
		WD					WDO				
GLOBAL	DES	-44.47*	-29.03*	-44.58*	-19.79*	-42.83*	-41.60*	-28.62*	-41.35*	-18.95*	-40.15*
	DESI	-60.65*	-11.63*	-52.76*	-28.48*	-67.94*	-60.88*	-11.53*	-52.23*	-28.88	-68.55*
PIEA	DES	-8.34*	-6.56*	-8.02*	-4.68*	-7.51*	-9.39*	-6.41*	-9.36*	-4.13*	-9.71*
	DESI	-11.60*	-0.64	-13.49*	-3.73*	-14.20*	-9.50*	-0.75	-14.10*	-7.29*	-16.08*
PIA	DES	-15.42*	-10.49*	-14.01*	-7.10*	-12.88*	-12.70*	-9.86*	-11.90*	-6.56*	-11.53*
	DESI	-16.19*	-3.79*	-20.57*	-10.61*	-24.13*	-21.24*	-4.66*	-23.50*	-10.94*	-24.94*
PIMA	DES	-11.58*	-8.09*	-10.94*	-4.34*	-10.33*	-10.61*	-8.11*	-10.12*	-4.30*	-9.88*
	DESI	-16.19*	-7.70*	-21.06*	-12.08*	-22.42*	-20.56*	-7.18*	-22.08*	-12.10*	-22.59*
PIMB	DES	-25.69*	-16.57*	-22.62*	-10.86*	-20.39*	-22.66*	-16.53*	-20.68*	-11.07*	-18.98*
	DESI	-31.19*	-6.05*	-33.02*	-13.64*	-37.18*	-33.65*	-6.10*	-37.38*	-13.02*	-37.40*
PIB	DES	-28.46*	-17.28*	-29.94*	-12.17*	-31.04*	-27.07*	-17.06*	-28.89*	-11.71*	-29.93*
	DESI	-32.14*	-7.87*	-36.52*	-16.93*	-38.86*	-31.94*	-7.83*	-36.83*	-16.85*	-39.24*
PIEB	DES	-12.56*	-8.56*	-15.36*	-6.32*	-14.34*	-14.61*	-8.94*	-15.34*	-6.47*	-14.16*
	DESI	-12.28*	-4.97*	-14.86*	-9.12*	-20.91*	-7.94*	-5.29*	-12.74*	-9.50*	-22.47*

* significancia al 1%

Sin embargo, es muy posible que los cambios en los valores de la desigualdad de ingresos varíen inmediatamente como resultado de los cambios en el desempleo. Para evaluar esta relación, la Tabla 6 muestra los resultados del modelo de error vectorial de los datos del panel VECM propuesto por Westerlund (2007). La prueba verifica la ausencia o presencia de cointegración que determina la existencia de errores de vectores para cada país o para el grupo de países. Además, esta prueba se basa en el hecho de que las series no son estacionarias, tal como se mostró en los resultados de la prueba de raíz unitaria de la sección anterior.

Los resultados encontrados nos permiten aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las dos series analizadas. Esto implica que un cambio en el desempleo genera cambios inmediatos en la desigualdad de ingresos. La existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables se cumple a nivel global, en los PIA, PIMB, PIB y PIEB porque las estadísticas son significativas al 0.1%, mientras que en los PIEA y PIMA no se evidencia una relación de equilibrio a corto plazo entre las variables analizadas. Estos resultados son similares a los encontrados por Yang y Greaney (2017) quienes aplican el enfoque ECM en dos pasos de Engle Granger para estimar las relaciones a corto plazo entre desigualdad y crecimiento para cuatro economías: China, Japón, Corea del Sur y Estados Unidos encontrando una relación causal positiva para todos los países excepto Corea del Sur.

La Tabla 7 informa los resultados del vector de cointegración de Pedroni (2001), mediante mínimos cuadrados dinámicos (DOLS)

para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WD) y sin efecto de tiempo (WOD). En los PIEA, PIA y PIEB, el coeficiente es menor a 1 por lo cual la fuerza del vector de cointegración es muy baja. En los PIMA, solo Chipre, España Grecia, Honduras y Singapur tiene un vector de cointegración que tiende o es mayor a 1, lo que denota que los cambios en los niveles de desempleo tienen un fuerte impacto en la desigualdad de ingresos. Sin efectos del tiempo, solo Chipre y Grecia tienen el vector de cointegración mayor a 1. En los PIMB con efectos del tiempo fijo, solo Croacia y Letonia tienen un coeficiente mayor a 1, lo que indica una relación de equilibrio entre las variables fuerte. Además, la presencia de relaciones positivas entre las variables estudiadas se da mayoritariamente en los grupos de PIMA y PIMB; mientras que en los PIEA hay un mayor número de relaciones negativas entre las variables.

De la prueba de Pedroni (2001), estimamos la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, que se informa en la Tabla 8. Para asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, estimamos un modelo con efectos del tiempo y otro sin efectos del tiempo. Encontramos que solo a nivel global y en los PIEA y PIB el vector es estadísticamente significativo, pero es más contundente en los PIEA. El único grupo de países que tiene una relación negativa son los PIEB, lo que sugiere que en estos países se puede reducir la desigualdad de ingresos de una mejor manera. En los resultados sin efectos del tiempo, solo los PIB poseen un vector estadísticamente significativo; mientras que los países a nivel global, PIEA, PIA y PIMA tienen una relación negativa

Tabla 5. Prueba de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
<i>Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión</i>							
Panel estadístico v	2.55*	1.45	1.52	1.36	1.96	1.03	-0.24
Panel estadístico rho	-32.84***	-9.19**	-9.50**	-8.65**	-16.16***	-22.72***	-11.07**
Panel estadístico PP	-43.54***	-10.9**	-12.02**	-10.54**	-20.39***	-32.43***	-16.03***
Panel estadístico ADF	-34.27***	-9.96**	-9.24**	-4.87**	-19.64***	-27.17***	-11.16**
<i>Entre las estadísticas de prueba de dimensión</i>							
Panel estadístico rho	-24.57***	-7.06**	-7.01**	-6.17**	-11.5**	-17.78***	-8.80**
Panel estadístico PP	-44.86***	-10.76**	-12.35**	-10.64**	-19.8***	-35.09***	-17.76***
Panel estadístico ADF	-34.79***	-9.283**	-9.02**	-5.67**	-18.75***	-27.87***	-10.02**

estadístico t en paréntesis * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$ *** $p < 0,001$

Tabla 6. Prueba de Westerlund VECM

	Estadístico	Valor	Valor Z	Valor P
GLOBAL	Gt	-3.05	-8.39	0.00
	Ga	-16.06	-6.01	0.00
	Pt	-26.42	-7.17	0.00
	Pa	-13.19	-6.80	0.00
PIEA	Gt	-3.57	-3.03	0.00
	Ga	-15.50	-1.08	0.13
	Pt	-4.57	-0.41	0.34
	Pa	-10.56	-0.53	0.29
PIA	Gt	-2.83	-2.06	0.02
	Ga	-15.19	-1.71	0.04
	Pt	-8.35	-1.20	0.11
	Pa	-11.44	-1.44	0.07
PIMA	Gt	-2.88	-2.06	0.02
	Ga	-13.97	-0.98	0.16
	Pt	-7.32	-0.75	0.22
	Pa	-9.56	-0.32	0.37
PIMB	Gt	-3.21	-5.62	0.00
	Ga	-16.70	-3.82	0.00
	Pt	-16.32	-5.99	0.00
	Pa	-15.79	-6.05	0.00
PIB	Gt	-2.96	-4.18	0.00
	Ga	-16.07	-3.44	0.00
	Pt	-15.53	-4.61	0.00
	Pa	-14.05	-4.67	0.00
PIEB	Gt	-3.16	-2.85	0.00
	Ga	-17.98	-2.59	0.00
	Pt	-9.22	-3.78	0.00
	Pa	-17.01	-3.81	0.00

4.4 | Causalidad de Granger

Los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger calculada sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012) se presentan en la Tabla 9. En los PIA existe una causalidad unidireccional que va desde el desempleo a la desigualdad de ingresos. Y en los PIB existe una causalidad bidireccional entre el desempleo y la desigualdad de ingresos. Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que, en los PIB, la desigualdad de ingresos puede reducirse mediante cambios en el nivel de desempleo. Mientras que, en los PIA, las políticas a favor de la redistribución de la riqueza pueden aumentar el desempleo. Según Ha (2012), Franko (2016) y Alvaredo et al. (2018) los gobiernos deberían realizar inversiones que permitieran reducir los actuales niveles de desigualdad de ingresos y riqueza y prevenir nuevos incrementos en el futuro, además, necesitan realizar mayores inversiones públicas en educación, salud y protección medioambiental sobre todo en los países en desarrollo.

5 | CONCLUSIONES

Este estudio examinó el impacto del desempleo en la desigualdad de ingresos a nivel global y por grupos de países durante el periodo 1980 - 2016. Los resultados indican la existencia de equilib-

rio a corto y largo plazo entre las dos variables a nivel global y por grupo de países. La fortaleza de los vectores de cointegración se verificó de manera individual solamente para algunos países de ingresos medios altos y medios bajos. Se encontró, además, la existencia de causalidad unidireccional en los PIA que va desde el desempleo a la desigualdad de ingresos y causalidad bidireccional en los PIB existe entre el desempleo y la desigualdad de ingresos. Los resultados de este artículo tienen implicaciones de política pública, mismas que se pueden orientar a mejorar la desigualdad de ingresos: siguiendo a Mansfield y Wogart (1975) aplicando tributación progresiva equitativa que permita financiar las políticas y los programas estatales que son necesarios para equiparar las condiciones y transferir recursos a los habitantes más pobres. Las intervenciones de promoción del crecimiento que permiten a los pobres acceder a los servicios básicos de infraestructura de manera más directa también tienen más probabilidades de sacar a más de ellos de la pobreza (Christiansen y Todo, 2014). Por otro lado, es necesario poner énfasis en el acceso universal a educación de calidad, para aumentar las oportunidades de inserción en el mercado laboral. En el presente artículo existieron limitaciones respecto a la obtención de la base teórica y evidencia empírica que respalda la relación de estudio. Las futuras investigaciones se pueden concentrar en el estudio de la relación entre la desigualdad del ingreso y modelos económicos a nivel nacional. Además, se puede incluir al análisis el nivel de instrucción educativa, como determinante de la desigualdad de ingresos y sobre como las políticas asistencialistas repercuten en el desempleo.

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA			PIA			PIMB			PIB		
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
Dinamarca	0.41*	0.21	Alemania	0.11	0.43	Argentina	0.03	0.09	Armenia	-0.09	-0.02
Luxemburgo	0.33*	0.13	Australia	0.05	-0.23	Barbados	0.27	0.73	Azerbaijan	0.05	0.02
Noruega	0.04	-0.73	Austria	-0.04	0.04	Brasil	0.33	0.42	Belarús	0.09	-0.01
Suiza	0.37	-0.01	Canadá	0.20	-0.29	Chile	-0.50	-0.09	Bolivia	0.09	0.09
PIMA			EE.UU.	-0.27	-0.43	Colombia	0.09	0.03	Botswana	0.14*	0.2*
País			Finlandia	-0.31	-0.40	Corea	0.47	0.93	Bulgaria	0.68	0.40
Bahamas	-0.07	-0.06	Francia	-0.18	-0.02	Costa Rica	0.00	-0.07	China	-0.19	-0.11*
Chipre	1.80*	3.34	Islandia	0.50	0.08	Croacia	1.38*	1.02	Costa Marfil	-0.07	-0.12
España	0.88	0.44	Irlanda	0.17	-0.01	R. Checa	-0.21	-0.29	R. Dominicana	0.35	0.21
Grecia	-0.9	-3.03*	Japón	0.33	0.08	Eslovenia	0.35	-0.04	Ecuador	0.52*	0.38*
Honduras	0.993	0.10	P. Bajos	-0.28	-0.36	Estonia	-0.13	-0.09	El Salvador	0.01	0.01
Israel	-0.00	-0.24	Suecia	-0.11	0.33	Hungría	0.00	-0.05	Georgia	0.26	0.07
Italia	-0.21	-0.56	PIEB			Kazakhstan	0.15	0.06	Ghana	-0.04	-0.15
N. Zelanda	0.33	-0.05	País	WD	WOD	Letonia	-1.06	-0.79	Indonesia	-0.03	-0.21
R. Unido	0.34	-0.04	Bangladesh	-0.08	-0.09	Lituania	0.03	-0.06	Irán	0.36	0.75*
Singapur	-0.85	-0.01	Camboya	-0.00	0.00	Malasia	-0.32	0.00	Jamaica	0.24	0.24
			Guatemala	-0.12	-0.13	Malta	-0.37	-0.83*	Macedonia	0.63	1.29*
			India	0.03	-0.01	México	-0.43	-0.24	Moldavia	0.02	0.06
			R. Kirguiza	0.01	-0.03	Panamá	0.38	1.39*	Mongolia	-0.15	0.09
			Pakistán	-0.24	66114	Polonia	0.69	0.30	Montenegro	-0.00	0.21
			Tayikistán	-0.01	-0.00	Portugal	0.06	-0.16	Marruecos	-0.13	-0.04
			Tanzania	-0.03	-0.02	Rumania	-0.42*	-0.23	Nigeria	0.24*	-0.00
						Rusia	-0.16	-0.09	Paraguay	0.61*	0.46*
						R. Eslovaca	-0.14	-0.17	Perú	-0.10	-0.04
						Sudáfrica	0.03	-0.05	Serbia	0.42	0.07
						Turquía	-0.37	-0.19	Sri Lanka	-0.13	-0.19
						Uruguay	0.14	-0.01	Tailandia	0.14	0.26
						Venezuela	0.66*	0.47	Turkmenistán	-0.03	-0.03
									Ucrania	0.04	0.07
									Uzbekistán	0.02	0.00

estadístico t en paréntesis * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$ *** $p < 0,001$

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS por grupo de países

Grupos	Con efecto del tiempo		Sin efecto del tiempo	
	i	Estadístico t	i	Estadístico t
GLOBAL	0.08*	2.77	-83.85	0.43
PIEA	0.29*	3.42	-18458	0.88
PIA	0.01	0.25	-0.06	-0.79
PIMA	0.22	1.81	-0.01	-1.11
PIMB	0.03	0.43	0.06	0.23
PIB	0.13*	3.30	0.13*	2.04
PIEB	-0.05	-1.12	0.82	-1.32

* indica el rechazo de la hipótesis nula al 5% para $H_0 = \beta_0 = 0$

Tabla 9. Resultados de la prueba de causalidad basada en Dumitrescu y Hurlin

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-bar	Valor p
Desempleo → Gini	GLOBAL	1.26	1.81	0.06
	PIEA	0.50	-0.70	0.48
	PIA	1.82	2.01	0.04
	PIMA	0.52	-1.05	0.29
	PIMB	0.86	-0.50	0.61
	PIB	1.59	2.31	0.02
	PIEB	1.92	1.85	0.06
Desempleo ← Gini	GLOBAL	1.26	1.81	0.07
	PIEA	1.12	0.17	0.86
	PIA	1.38	0.94	0.34
	PIMA	0.64	-0.80	0.42
	PIMB	0.63	-1.37	0.16
	PIB	2.19	4.64	0.00
	PIEB	0.67	-0.65	0.51

Referencias

bibliográficas

- [1] Aaberge, R., Wennemo, T., Bjorklund, A., Jantti, M., Pedersen, P. J., y Smith, N. (2000). Unemployment shocks and income distribution: how did the Nordic countries fare during their crises?. *The Scandinavian Journal of Economics*, 102(1), 77-99.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [3] Albanesi, S. (2007). Inflation and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1088-1114.
- [4] Alvarado, R., and Toledo, E. (2017). Environmental degradation and economic growth: evidence for a developing country. *Environment, Development and Sustainability*, 19(4), 1205-1218.
- [5] Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., Zucman, G. (2018). *World Inequality Lab. World Inequality Report 2018*.
- [6] Bernardo, G., y D'Alessandro, S. (2016). Systems-dynamic analysis of employment and inequality impacts of low-carbon investments. *Environmental Innovation and Societal Transitions*, 21, 123-144.
- [7] Blundell, R., Joyce, R., Keiller, A. N., y Ziliak, J. P. (2017). *Income inequality and the labour market in Britain and the US (No. W17/25)*. Institute for Fiscal Studies.
- [8] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [9] Cysne, R. P., y Turchick, D. (2012). Equilibrium unemployment-inequality correlation. *Journal of Macroeconomics*, 34(2), 454-469.
- [10] Costantini, M., y Paradiso, A. (2018). What do panel data say on inequality and GDP? New evidence at US state-level. *Economics Letters*, 168, 115-117.
- [11] Christiaensen, L., Todo, Y. (2014). Poverty reduction during the rural-urban transformation—the role of the missing middle. *World Development*, 63, 43-58.
- [12] Dickey, D., Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [13] Dumitrescu, E. I., y Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [14] Fosu, A. K. (2017). Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: Recent global evidence. *Research in Economics*, 71(2), 306-336.
- [15] Fournier, J. M., y Koske, I. (2013). Public employment and earnings inequality: An analysis based on conditional and unconditional quantile regressions. *Economics Letters*, 121(2), 263-266.
- [16] Franko, W. W. (2016). Political context, government redistribution, and the public's response to growing economic inequality. *The Journal of Politics*, 78(4), 957-973.
- [17] Galbraith, J. K., Conceicao, P., y Ferreira, P. (1999). Inequality and unemployment in Europe: the American cure.
- [18] Galbraith, J. K. (2009). Inequality, unemployment and growth: New measures for old controversies. *The Journal of Economic Inequality*, 7(2), 189-206.
- [19] Gupta, M. R., y Dutta, P. B. (2011). Skilled-unskilled wage inequality and unemployment: A general equilibrium analysis. *Economic Modelling*, 28(4), 1977-1983.

- [20] Ha, E. (2012). Globalization, government ideology, and income inequality in developing countries. *The Journal of Politics*, 74(2), 541-557.
- [21] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [22] Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [23] Jäntti, M., y Jenkins, S. P. (2010). The impact of macroeconomic conditions on income inequality. *The Journal of Economic Inequality*, 8(2), 221-240.
- [24] Jin, Y. (2009). A note on inflation, economic growth, and income inequality. *Macroeconomic Dynamics*, 13(1), 138-147.
- [25] Keynes, J. M., Hornedo, E. (1951). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (Vol. 4). México: Fondo de cultura económica.
- [26] Levin, A., Lin, C. F., y Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [27] Maddala, G. S., y Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- [28] Mansfield, L. F., y Wogart, J. P. (1975). Income inequality and unemployment in LDCs: Some implications of a simple "Structuralist" model. *Review of World Economics*, 111(2), 333-355.
- [29] Mehic, A. (2018). Industrial employment and income inequality: Evidence from panel data. *Structural Change and Economic Dynamics*, 45, 84-93.
- [30] Menna, L., y Tirelli, P. (2017). Optimal inflation to reduce inequality. *Review of Economic Dynamics*, 24, 79-94.
- [31] Meschi, E., y Vivarelli, M. (2009). Trade and income inequality in developing countries. *World Development*, 37(2), 287-302.
- [32] Mocan, H. N. (1999). Structural unemployment, cyclical unemployment, and income inequality. *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 122-134.
- [33] OIT (Oficina Internacional del Trabajo). 2018. *World Employment and Social Outlook: Trends 2018. Resumen ejecutivo en español titulado Perspectivas Sociales y del Empleo en el Mundo: Tendencias 2018* (Ginebra).
- [34] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [35] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [36] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [37] Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901-1998. *Journal of political economy*, 111(5), 1004-1042.
- [38] Rice, G. R., y Lozada, G. A. (1983). The effects of unemployment and inflation on the income distribution: A regional view. *Atlantic Economic Journal*, 11(2), 12-21.
- [39] Rubin, A., y Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45, 258-273.
- [40] Sheng, Y. (2011). Unemployment and Income Inequality: A Puzzling Finding from the US in 1941-2010.
- [41] Tamai, T. (2009). Inequality, unemployment, and endogenous growth in a political economy with a minimum wage. *Journal of Economics*, 97(3), 217-232.
- [42] UNU-WIDER (2018). *World Income Inequality Database (WIID)*.
- [43] Uren, L. (2018). The redistributive role of unemployment benefits. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 90, 236-258.
- [44] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [45] Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA. World Bank, 2018. *World Development Indicators*. Washington D.C.
- [46] Yang, Y., y Greaney, T. M. (2017). Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States. *Journal of Asian Economics*, 48, 6-2.

Comportamiento de la función de importaciones en Ecuador: papel de la política comercial

Behavior of the import function in Ecuador: the role of trade policy

Yesenia Armijos¹ | Ximena Ludeña¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Yesenia Armijos, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: yesenia.armijos@unl.edu.ec.

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Abril 2021

Fecha de aceptación

Octubre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

La política comercial en Ecuador ha tomado un giro inesperado en los últimos tres años, con la implementación de aranceles y sobretasas a las importaciones. El presente estudio tiene como objetivo determinar si los cambios en las importaciones se deben a las fluctuaciones del ingreso y del tipo de cambio mediante técnicas de cointegración. Utilizamos datos del Banco Central del Ecuador, en series de tiempo trimestrales durante el periodo 2002-2016. La inestabilidad económica del país, llevó al gobierno a implementar políticas comerciales, las cuales estructuran y equilibran la economía, los resultados son consistentes con el enfoque del modelo de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012). Mediante el test de Johansen (1995), encontramos que el ingreso y el tipo de cambio tienen una relación estable de largo plazo. Sin embargo, según el estadístico de error se comprobó que no existe un equilibrio de corto plazo del ingreso y el tipo de cambio con las importaciones. Además, se encontró que existe causalidad de Granger (1988), que muestra una relación bidireccional, del tipo de cambio con las importaciones y los ingresos. Finalmente, mediante gráficos impulso respuesta observamos que un impulso de tipo de cambio, produce una estabilidad hacia las importaciones y el ingreso. Una implicación de política, radica en medidas de proteccionismo, a la industria nacional.

Palabras clave: Salvaguardias; Importaciones; Series de tiempo; VAR.

Códigos JEL: H62. N16. O23.

ABSTRACT

Trade policy in Ecuador has taken an unexpected turn in the last three years, with the implementation of tariffs and import surcharges. The present study aims to determine whether changes in imports are due to income and exchange rate fluctuations using cointegration techniques. We use data from the Central Bank of Ecuador, in quarterly time series during the period 2002-2016. The economic instability of the country, led the government to implement trade policies, which structure and balance the economy, the results are consistent with the import model approach of Blanchard, Amighini and Giavazzi (2012). Using the Johansen (1995) test, we find that income and the exchange rate have a stable long-run relationship. However, according to the error statistic it was found that there is no short-run equilibrium of income and exchange rate with imports. In addition, it was found that there is Granger causality (1988), which shows a bidirectional relationship of the exchange rate with imports and income. Finally, by means of impulse response graphs we observe that an exchange rate impulse produces stability towards imports and income. A policy implication lies in protectionist measures for domestic industry.

Keywords: Safeguards; Imports; Time series; VAR.

JEL codes: H62. N16. O23.

1 | INTRODUCCIÓN

El déficit comercial es considerado uno de los indicadores más importantes en relación al comercio exterior, se produce cuando un país importa mayores bienes y servicios de los que es capaz de vender al exterior, afecta a la actividad económica y suele ser origen de grandes desequilibrios macroeconómicos. El déficit comercial puede tener graves consecuencias en las economías abiertas en temas monetarios, tipos de interés y esencialmente en el tipo de cambio, causando efectos en la determinación del estado de la balanza comercial, entre otros. Las principales políticas comerciales son destinadas a proporcionar protección económica encareciendo los precios de las importaciones en el mercado interno (Sachs, 1995; Welch, 2003; Maier, 2008). Sin embargo, los países desarrollados optan por aplicar políticas destinadas a productos de demanda inelástica las cuales no provocan inestabilidad a su balanza de pagos (Espino y Giráldez, 2016; Mukherjee, Mukherjee y Das, 2017; Rigby, Kemeny y Cooke, 2017).

En el caso de Ecuador el volumen de las exportaciones creció un 6,7% en 2014 (según las cifras de la balanza comercial), en un aumento generalizado de las ventas al exterior. Las importaciones crecieron un 2,2% en valor durante 2014, con lo que se redujo el déficit de la balanza comercial. La moderación del crecimiento se debió a un descenso de los precios de las importaciones, ya que en volumen estas crecieron un 10,8%, registrando aumentos importantes en los rubros de bienes de consumo, materias primas, combustibles y lubricantes. En el apartado de las materias primas cayó el volumen importado de materiales de construcción, como reflejo de la desaceleración económica de este sector y de una sustitución de importaciones por productos nacionales. El volumen de importación de bienes de capital para la industria también se redujo, en consonancia con la pronunciada desaceleración de la formación bruta de capital fijo en 2014. Durante el primer trimestre de 2015, la balanza comercial volvió a saldarse con déficit, lo que obedece en parte a una caída del valor de las exportaciones de un 26,3% con respecto al mismo período del año anterior. Específicamente, las exportaciones petroleras cayeron un 50,3% en valor, mientras que su volumen aumentó un 12,8%. Al mismo tiempo, las exportaciones no petroleras se incrementaron un 1,6% en valor y un 7,6% en volumen. Tras las nuevas restricciones comerciales, las importaciones se redujeron el 6,1% en valor y el 3,5% en volumen. No obstante, ese descenso no fue suficiente para compensar la contracción del valor de las exportaciones (Banco Central del Ecuador, 2015; CEPAL, 2015; COMEX, 2016), para frenar la salida de dólares del país se optó por aplicar política comercial, que ayude a la estabilización de la balanza comercial, esto se logró mediante la resolución n° 116 de partidas arancelarias a un total de 2.964 productos, cuyas tasas iban entre el 5% y el 45% las cuales redujeron las importaciones de bienes suntuarios en un 34% con respecto al 2015 estas fueron aplicadas de manera temporal durante 15 meses a partir de y se extendieron por el terremoto ocurrido el 16 de Abril de 2016.

Existen variedad de documentación que explica los mecanismos y lineamientos mediante los cuales relacionan las variables de la función teórica de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012). En primer lugar algunas parten de que los efectos del tipo de cambio sobre el volumen de importaciones a largo plazo son volátiles es decir pueden tener una influencia positiva y estadísticamente significativa, concluyendo que las políticas que el gobierno aplique debe ir de la mano con el ingreso real, los precios mundiales de los productos básicos y la volatilidad del mercado cambiario (Kim, 2017). Además se evidencia que la elasticidad ingreso es estadísticamente significativa, mientras que la elasticidad precio no es estadísticamente significativa, debido relativamente al alto valor de la elasticidad renta, el estudio sugiere que la importación del producto (bien normal) de estudio responde mejor a los cambios en el nivel de ingresos. Los resultados empíricos indican que una explica-

ción plausible, de por qué la elasticidad-ingreso de la demanda de importaciones aumenta, es por el nivel del PIB per cápita (Lo, Sawyer y Sprinkle, 2007; Ozturk y Arisoy, 2016). Además utilizando técnicas dinámicas de datos de panel Santos (2002) encontró que las elasticidades del ingreso y del precio son más altas como resultado de la reforma de la política comercial.

El principal objetivo de nuestro trabajo es determinar si los cambios en las importaciones se deben a las fluctuaciones del ingreso (PIB) y del tipo de cambio (TC) a lo largo del tiempo, usando econometría de datos de series de tiempo. Para llegar, al cumplimiento del objetivo procedimos a la verificación de la estacionariedad de las variables con el test de Dickey y Fuller Aumentada (1979). Los resultados muestran que las series de tiempo son de un solo retraso por lo que procedimos a estimar con primeras diferencias. A las estimaciones se agregó una variable dummy la cual capturo la inestabilidad de la política comercial de salvaguardias, su presencia es notoria para medir el ajuste del modelo. Mediante el test de cointegración Johansen (1995) se encontró una relación de largo plazo con al menos 3 vectores de cointegración entre las variables, según el estadístico VEC no se encontró una relación de equilibrio a corto plazo, lo que implica que las importaciones no son sensibles a los cambios del PIB y del tipo de cambio. Además, se encontró causalidad bidireccional de Granger (1988) del tipo de cambio con las importaciones y el PIB, finalmente según gráficos impulso-respuesta se comprobó, el impulso del tipo de cambio en las importaciones y el PIB. Nuestra investigación, resulta de vital importancia para futuros investigadores en la evaluación de políticas fiscales, económicas, comerciales, etc.; de una forma más estructural y recogiendo una muestra amplia para una estimación con estadísticos más aproximados a la realidad local. Desde nuestra perspectiva, nuestros hallazgos son de gran relevancia por al menos dos aspectos. Primero, evidenciamos una relación con datos actuales y una serie de datos amplia. Segundo, nuestros hallazgos incorporan una metodología robusta que evita correlaciones espurias, por lo cual nuestros resultados sirven ampliamente para la política pública macroeconómica.

En lo formal, el documento tiene cinco apartados, incluyendo la introducción. El primero, incluye la revisión teórica de las vinculaciones con la función teórica y la empírica. El segundo, presenta el análisis de las estadísticas básicas, contiene los datos, la metodología al igual que las variables y la medición utilizada en la investigación. El tercer apartado, muestra los resultados obtenidos y finalmente, la cuarta parte presenta las conclusiones generales de la estimación del modelo econométrico.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA

La función de importaciones planteada por Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012) es el punto de partida para la estimación de la problemática. El planteamiento del modelo se lo realiza mediante el tipo vector auto regresivo (VAR), en donde se calcula el estadístico VEC para la corrección del error (Sims, 1980), el test de Johansen (1995), la causalidad de Granger (1988) y las funciones impulso-respuesta (efecto gráfico), este procedimiento busca conocer el comportamiento de las variables importaciones ante las variaciones del ingreso (PIB) y el tipo de cambio (TC), a largo y corto plazo. La política comercial en Ecuador se evalúa mediante la utilización de la función de importaciones, en el cual se especifica que las importaciones están en función del ingreso (PIB) y del tipo de cambio real (TC), las importaciones tiene una relación positiva con las dos variables antes mencionadas, es decir, que un aumento de la renta, incrementa la demanda nacional y por tanto aumentan las importaciones, mientras que el tipo de cambio cuánto más caros son los bienes nacionales con respecto a los extranjeros, mayor es la de-

manda nacional de los bienes extranjeros y por tanto el tipo de cambio real causa un aumento de las importaciones (Blanchard, Amighini y Giavazzi, 2012).

Existe evidencia relevante en donde se implementa políticas para frenar el déficit de las diferentes economías. Un análisis empírico de los factores que contribuyeron a la ampliación sin precedentes del déficit externo de Estados Unidos entre 1980 y 1986. Se estimó que los cambios en la política fiscal de Estados Unidos y el exterior podrían representar más de la mitad de la ampliación del déficit, pero sólo una parte del aumento del dólar. Se consideran varias explicaciones posibles y se concluyó que el retraso puede ser atribuido en gran medida a los retrasos normales en la respuesta de los precios y volúmenes comerciales a las variaciones de los tipos de cambio. Además, el déficit real de las exportaciones netas se habría ampliado considerablemente en ausencia de la depreciación (Helkie y Hooper, 1987). Para el caso de Chile se encontró que puede beneficiarse de su participación sólo si reduce su tarifa externa a entre 6 % y 8 %. Concluyo que las reformas complementarias de la política fiscal interna son cruciales (Harrison y Rutherford, 1997). Algunas políticas no afectan a corto plazo, pero si lo hacen a un largo plazo, por ejemplo en Bolivia a corto plazo las exportaciones y las importaciones son inelásticas al tipo de cambio, por lo que el papel de la política cambiaría sería marginal para corregir el déficit comercial. Sin embargo, en el largo plazo, la condición Marshall-Lerner se cumple, por lo que la política cambiaría sería relevante para contribuir a corregir los desequilibrios comerciales (Tellería, 2000; Laubach, 2009).

La evidencia sobre el déficit en países desarrollados, y en vías de desarrollo; continua con un estudio sobre las tasas de interés y el mercado de valores de los Estados Unidos de 1960 a 2006. Donde los resultados sugieren que el déficit presupuestario impacta negativamente en la rentabilidad de las acciones. Un análisis más detallado muestra una mayor sensibilidad de los rendimientos de las acciones de los impuestos corporativos que del gasto público. Se muestra que aunque los impuestos son relevantes para los beneficios corporativos en el corto plazo, los déficits presupuestarios son importantes para el mercado de valores a largo plazo. Algunas economías sugieren que es posible que se necesite reformar el régimen de metas de inflación para reducir las tasas de interés reales, liberalizando la planificación del uso de la tierra para "traer" la inversión residencial (Laopodis, 2012; Crafts, 2013). En muchos países federales, los gobiernos locales tienen grandes déficits. Los resultados no muestran que las alineaciones partidistas de los gobiernos y los supervisores impulsan déficits a corto plazo. En cambio, se encontró que la ideología de los gobiernos partidistas y los supervisores son importantes: los gobiernos locales de izquierda tienen déficits más altos que sus homólogos de la derecha; los supervisores de izquierda toleran mayores déficits que los supervisores de derecha (Roesel, 2016).

La evidencia empírica que sustenta la presente investigación se divide en cuatro grupos el primero se refiere a trabajos realizados tomando en cuenta una estructura VAR. Ballabriga (1991), en su estudio toma en consideración dos aplicaciones importantes. La primera consiste en medidas para la construcción de funciones impulso-respuesta. La segunda aplicación consiste en la descomposición de la varianza del error de predicción para detectar los factores asociados a cada perturbación. Ambos usos tienen como objetivo reconocer las interacciones dinámicas que caracterizan al sistema de ecuaciones estimado. Quintero (2015), estima mediante un modelo VAR estructural con similares variables, encontrando que en México y Perú los impactos son significativamente mayores. Los resultados obtenidos muestran una mayor importancia relativa en todos los países del canal de tasa de interés. El canal de tasa de cambio muestra ser importante principalmente en México, mientras que los canales asociados a la visión del crédito son relevantes principalmente en Perú. Finalmente Zhang, Kuuluvainen, Gao y Yang (2017) estima las elasticidades de la demanda de importación, considerando como resultado una posible endogeneidad de precios debido a la gran participación de China en el mercado internacional.

El segundo grupo hace referencia a investigaciones con resultados positivos de la función de importaciones con sus variables independientes; Ozturk y Arisoy (2016) en su trabajo una estimación de la demanda de importación de petróleo crudo encontró resultados empíricos que indican que la elasticidad ingreso es estadísticamente significativa, mientras que la elasticidad precio no es estadísticamente significativa. Al igual Lo, Sawyer y Sprinkle (2007) en su análisis presento resultados iguales. Otros autores difieren lo contrario, Kim (2017) afirma que los resultados de los efectos del tipo de cambio sobre el volumen de importaciones en Corea a largo plazo tienen una influencia positiva y estadísticamente significativa, concluyendo que la política del gobierno debe ir de la mano con el ingreso real, los precios mundiales de los productos básicos y la volatilidad del mercado cambiario.

El tercer grupo hace referencia a investigaciones que toman en cuenta una variable de estudio en relación con la función de importaciones Blanchard (2012); Kaldor (1934) aporta al tema desde otro enfoque pero manteniendo resultados positivos en relación al tipo de cambio. Arriaga y Landa (2016) verificaron que los volúmenes de exportaciones e importaciones son suficientemente elásticos respecto al tipo de cambio real, así, en el largo plazo, una depreciación del tipo de cambio real mejora la posición de la balanza comercial. Erehoa y Ershov (2015); Devereux, Dong, Wei, Tomlin y Ben (2016); Batavia y Nandakuma (2017) hacen referencia a las políticas que se debe aplicar a las importaciones sobre todo teniendo en cuenta la volatilidad del tipo de cambio. Habib, Mileva y Stracca (2017) descubrieron que una apreciación real (depreciación) reduce (aumenta) significativamente el crecimiento real anual del PIB, más que en estimaciones previas en la literatura. Sin embargo, nuestros resultados confirman este efecto sólo para los países en desarrollo.

Finalmente el cuarto grupo presenta investigaciones relacionadas con políticas arancelarias a las importaciones, Finger y Wonnacott (1982), Sjolholm (1999), Tovar (2010), Beata y Javorci (2014) Beshkar y Bond (2015), Sun y Niquidet (2015), Brandt y Morrow (2017), P. Mukherjee, V. Mukherjee y Das (2017), Rigby, Kemeny y Cooke (2017), Espino y Giráldez (2016) Giansoldati y Gregori (2017) y Imbruno (2016) estos trabajos plantean que el cumplimiento de las políticas comerciales que son impuestas por organismos internacionales, tienen efectos positivos y negativos, cada autor toma a su conveniencia posible para tratar de explicar dichos resultados obtenidos. Tal es el caso de los países desarrollados del continente asiático que realizan estudios sobre productos básicos, mientras que USA lo hace a productos industrializados. Además se encontró que los países desarrollados aplican medidas arancelarias a productos de demanda inelástica para no reducir su demanda agregada.

En consecuencia, las investigaciones aportaron generosamente, a nuestro tema, enfocado principalmente en el cumplimiento de la política comercial, encontrado evidencia empírica, la misma que contribuyen a la investigación, estudios basados en el modelo VAR, para la corrección del error VEC, el test de cointegración de Johansen (1995), la causalidad de Granger (1988) y las funciones impulso-respuesta (gráficamente), muestran una relación de las variables dependiente con las independientes en el tiempo. De la misma forma hay una diversidad de estudios basados en la función de importaciones cuya partida es la explicación, aplicación y estructura de las mismas obteniendo al menos una relación de las importaciones con el ingreso (PIB) o el tipo de cambio.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Esta sección presenta el origen de los datos y la estrategia econométrica utilizada. En la evaluación del contexto planteado utiliza-

mos datos de series de tiempo trimestrales obtenida del Banco Central del Ecuador, en el periodo comprendido desde el primer trimestre del 2002q1 hasta el cuarto trimestre del 2016q4. Las variables que estructuran la función son: como dependiente las importaciones (M), y como independientes el ingreso como una proxy utilizamos el PIB y el tipo de cambio real (TC). Para la estimación del modelo de series de tiempo incluimos una regresión normal con variables de control como el salario real y el costo del petróleo, además

se incluyó una variable dummy. Todas las variables antes mencionadas están medidas en dólares estadounidenses por lo que son comparables entre sí. Con el fin de obtener estimadores consistentes, incluimos rezagos tanto de las variables dependientes como a las independientes para capturar la dinámica temporal ya que, el efecto del pib y tipo de cambio sobre las importaciones no ocurre de forma rápida sino que tienen un periodo de tiempo.

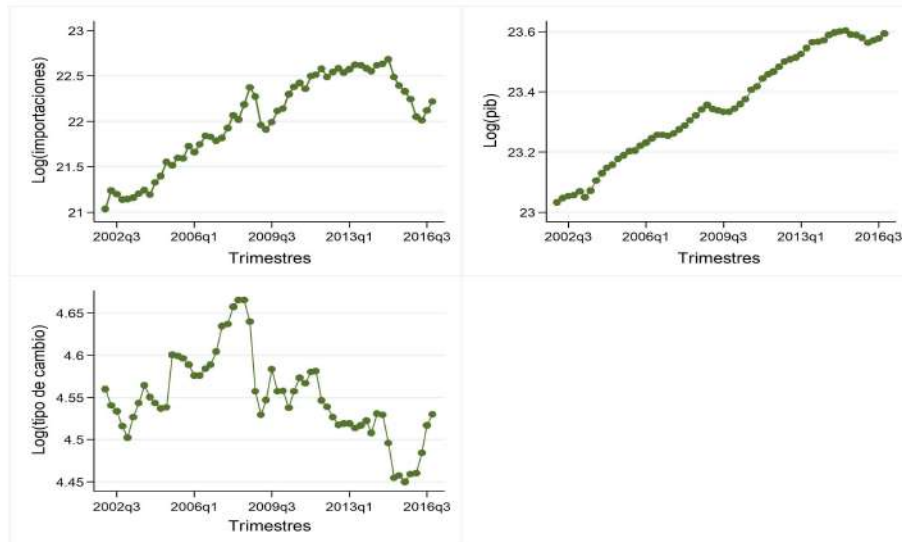


Figura 1. Evolución de las variables utilizadas en el modelo econométrico

Conjuntamente, dividimos la estrategia econométrica en etapas en donde no se toma en consideración a las variables de control. Primero, mediante la prueba de la raíz unitaria de Dickey y Fuller Aumentada (1979), donde todas las series son integradas de orden 1 (I), fue necesario la obtención de las primeras diferencias. Segundo, aplicamos el test de Johansen (1995), con el cual verificamos la existencia de vectores de cointegración, buscando una relación de

equilibrio a largo plazo. Al igual estimamos el estadístico de corrección de error VEC para el equilibrio a corto plazo. También, aplicamos el test de causalidad de Granger (1988) sobre la base de modelos de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) y verificamos la existencia de causalidad entre las variables. Y finalmente obtuvimos gráficos impulso-respuesta, para observar la relación de las variables independientes con la dependiente.

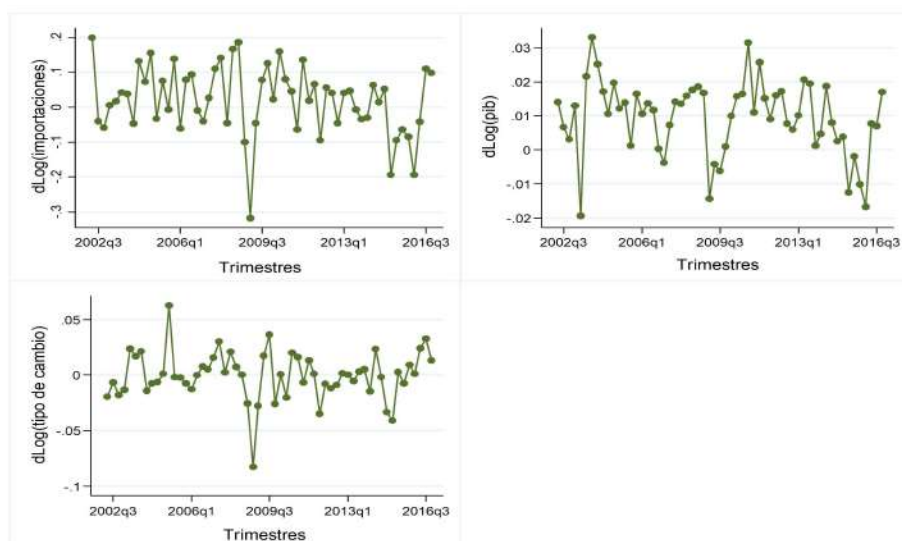


Figura 2. Comportamiento de las variables en primeras diferencias

Como punto de partida y previo al análisis econométrico, realizamos un análisis descriptivo y de correlación de las variables. En la Figura 1 examinamos la relación de las variables de la función de importaciones con el tiempo, comprendida como horizonte temporal el periodo correspondiente entre el primer trimestre del 2002 y el cuarto trimestre del 2016. Observamos una tendencia creciente en el largo plazo, es decir, su media no es constante y su variabilidad es diferente en los periodos, por lo que las variables de la función de importaciones (PIB y tipo de cambio) de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012) no son estacionarias.

Detalladamente observamos que las importaciones a largo plazo aumentan teniendo algunas fluctuaciones en su recorrido debido a percances económicos del país, de la misma forma encontramos que el ingreso (PIB), no presenta declinaciones considerables en su curva, por lo que la producción de bienes y servicios va en aumento debido al crecimiento de la población, además se considera al PIB un componente crucial para una economía, ya que un aumento del mismo refleja un aumento de la actividad económica. Si la actividad económica repunta, significa que el desempleo tiende a reducirse y que la renta per cápita aumenta. Esto a su vez redundará en el crecimiento económico, ya que los agentes económicos se inclinarán más a gastar en lugar de ahorrar. Además, tras un aumento del PIB, los ingresos fiscales del Estado tienden a elevarse, puesto que éste recauda más impuestos y, por tanto, el Estado puede destinar esas cantidades a partidas de gasto. Finalmente en consideración con el tipo de cambio observamos fluctuaciones debido a que el país tiene

una economía abierta.

En la Figura 2 examinamos que al obtener la primera diferencia de las variables y realizar el test de Dickey y Fuller Aumentado (1979), todas se vuelven series no estacionarias, es decir, todas las variables tienen una media que varía con el tiempo y una varianza que cambia con el tiempo en algunos casos puede variar media y varianza. Este proceso elimina el posible efecto tendencial del PIB y el tipo de cambio real en las importaciones. Esto implica que tienen un orden de integración I (1), que muestra que el modelo econométrico necesita un solo rezago para su corrección. Los resultados gráficos de la Figura 2 confirman lo obtenido mediante el test de Dickey-Fuller Aumentado (1979) y conforman las pruebas realizadas por Sims (1980), el cual contrasta los resultados de este intercepto y tendencia. En primeras diferencias se corrigen la no estacionariedad del ingreso (PIB) y de la tasa de crecimiento del producto.

La Tabla 1 muestra el cuadro resumen de las variables estimadas en el modelo de las importaciones. El modelo cuenta con 60 observaciones trimestrales que van de los años 2002-2016, para todas las variables. Se observa la media que representa en términos generales el promedio del conjunto de observaciones las más altas son las importaciones y el ingreso (PIB). La desviación estándar se observa que todas las variables muestran valores menores a uno, recalamos que las importaciones y el PIB tienen una mayor distancia entre las observaciones y las media. Finalmente, se observa el valor mínimo (Min) y el valor máximo (Max) que se refieren al valor más bajo y el valor más alto que toman los datos respectivamente.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de las variables

VARIABLES	Obs.	Media	Des.est.	Min	Max
Log (M)	60	22,01	0,49	21,04	22,68
Log (PIB)	60	23,35	0,18	23,03	23,61
Log (TC)	60	4,55	0,50	4,44	4,67
Dummy	60	0,13	0,34	0,00	1,00
Log (CP)	60	3,95	0,52	2,80	4,66
Log (SR)	60	5,73	0,23	5,35	6,14

3.2 | Metodología

Para medir los efectos, de política comercial en el Ecuador utilizamos la función de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012), donde se especifica que las importaciones están en función del ingreso (PIB) y del tipo de cambio real (TC).

$$M_t = M(Y_t, TC_t) \quad (1)$$

En la Ecuación (1) M_t representa las importaciones, Y_t , el ingreso (PIB), y TC_t el tipo de cambio. El subíndice $t = 2002, \dots, 2016$ indica el tiempo, en este caso, los datos presenta un horizonte temporal en trimestres. En la Ecuación (2) se observa más detallada la función con logaritmos en las importaciones $\log M_t$, como variable independiente, el ingreso nacional $\log(Y_t)$, y el $\log(TC_t)$ tipo de cambio como variables independientes. Además agregamos variables de control (salarios y precios del petróleo), y la variable dummy que captura la implementación de las políticas de las salvaguardias, la cual toma el valor de cero desde el primer periodo del 2002 (antes

de la implementación de las salvaguardias) y valor de uno a partir del primer periodo del 2015 hasta el cuarto trimestre del 2016 (tiempo que se impusieron las medidas de las salvaguardias) y finalmente U_t que es el término de error estocástico.

$$\log(M)_t = \beta_0 + \beta_1 \log(Y_t) + \beta_2 \log(TC_t) + \beta_3 Dummy + \beta_4 Z_t + U_t \quad (2)$$

Con el fin de examinar los efectos, de política comercial en el Ecuador se utilizó un modelo VAR con las variables de la función de importaciones. Esta metodología en macroeconomía es utilizada para describir datos macroeconómicos y a su vez, realizar inferencias causales y proporcionar asesoramiento sobre políticas. La función no presenta complejidad al momento de obtener los datos, para la verificación de la hipótesis y la respuesta de la pregunta expuesta inicialmente en el modelo. A continuación, presentamos las ecuaciones (3), (4) y (5) que equivale a un modelo VAR, donde se asume que cada variable está en función de sus propios rezagos. El objetivo en esta fase es determinar si los cambios en las importaciones se deben a las fluctuaciones del ingreso, (PIB) y tipo de cambio (TC) a lo largo del tiempo.

$$\begin{aligned}
\Delta \log(M_t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=0}^n \Delta \log(M_{t-i}) + \alpha_2 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_3 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_1 \\
\Delta \log(Y_t) &= \alpha_4 + \alpha_5 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) + \alpha_6 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_7 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_2 \\
\Delta \log(TC_t) &= \alpha_8 + \alpha_9 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \alpha_{10} \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_{11} \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_3
\end{aligned} \tag{3}$$

Donde Δ es el operador de primeras diferencias. La longitud de los retrasos aptos para el modelo se define con el criterio de información de Akaike (1974), para la reproducción del modelo VAR se verificó la existencia de cointegración entre el logaritmo de las primeras diferencias de las importaciones, el ingreso (PIB), el tipo de cambio (TC), y se obtiene el término de error de equilibrio δ_i . Como sugiere Azlina y Mustapha (2012), este vector se puede utilizar para estimar un modelo de corrección de error (ECM) para determinar la existencia de equilibrio de corto plazo (Engle y Granger, 1987) entre las tres variables y la variable dummy de la estabilidad de las políticas comerciales. La significación estadística del parámetro asociado con el error de equilibrio incorporado en el ETC_{t-1} indica el mecanismo de corrección que devuelve a las variables de equilibrio en el corto plazo (Alvarado y Toledo, 2016). El modelo ECM planteado esta expresado en la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
\Delta \log(M_t) &= \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=0}^n \Delta \log(M_{t-i}) + \alpha_2 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_3 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_1 ETC_{t-1} \\
\Delta \log(Y_t) &= \alpha_4 + \alpha_5 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) + \alpha_6 \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_7 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_2 ETC_{t-1} \\
\Delta \log(TC_t) &= \alpha_8 + \alpha_9 \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \alpha_{10} \sum_{i=0}^n \Delta \log(Y_{t-i}) \\
&\quad + \alpha_{11} \sum_{i=0}^n \Delta \log(TC_{t-i}) + \delta_3 ETC_{t-1}
\end{aligned} \tag{4}$$

El test de cointegración aplicado a las ecuaciones 3-5 y el test de corrección de error aplicado a las ecuaciones 6-8 incluye la variable dummy que captura el cambio antes y después de la política comercial. En las ecuaciones 3-5, se aplica el test de causalidad de Granger (1988) para determinar la dirección de causalidad entre las tres variables. Mediante la estimación de la función de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012) se realiza los gráficos impulso respuesta que indican el comportamiento de las variables endógenas de importaciones, ingreso, y el tipo de cambio frente a

un shock estructural inicial en alguna de ellas.

Los modelos VAR muestran la divergencia en las consecuencias de la política monetaria de distintas economías. Ballabriga (1991), Sims (1992), Pavel (2008) y Quintero (2015) mediante un modelo VAR buscan comparar el efecto de un choque de política monetaria sobre la actividad económica en 5 países de América Latina que más tiempo llevan operando bajo el esquema de inflación objetivo: Chile, Brasil, Colombia, Perú y México. Para cada país se estima un modelo VAR estructural con similares variables, encontrando que en México y Perú los impactos son significativamente mayores. Zhang, Kuuluvainen, Gao y Yang (2017) estima las elasticidades de la demanda de importación mediante un modelo VAR y VEC considerando la posible endogeneidad de precios debido a la gran participación de China en el mercado internacional de trozas y la ruptura estructural causada por la crisis financiera mundial en 2008. Esta conjetura se apoya en nuestras simulaciones, que indican que, para 2020, la tasa de crecimiento de la importación de troncos de China será menor que en el pasado y el volumen de las importaciones sería aproximadamente 1,6 veces mayor que las importaciones en 2013.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación de 3 modelos con la función de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012), los modelos se encuentran con las respectivas pruebas de corrección, incluimos una variable dummy y variables de control. Específicamente en el modelo M1, estimamos la función de importaciones por medio de una regresión normal, verificamos que las dos variables son estadísticamente significativas, con una elasticidad de 0,89 % de las importaciones. El modelo M2, muestra los resultados de la estimación de la Ecuación (2) sin variables de control, la elasticidad de las importaciones es del 0,98 %, donde las variables de la función son positivas y estadísticamente significativas, la dummy es negativa y estadísticamente significativa es decir que un variación en dicha variable provoca una alteración en las importaciones. Mediante pruebas realizamos la corrección del modelo por medio de un rezago de primer orden en las importaciones que nos explica que en el periodo (t-1) el rezago es positivo y estadísticamente significativo.

El modelo M3, muestra los resultados de la estimación de la Ecuación (2), con variables de control. La elasticidad de las importaciones aumentaron en un 0,01 % en comparación con el modelo M2, en el caso de las variables independientes el PIB es positivo y estadísticamente significativo excepto el tipo de cambio debido a su volatilidad, la dummy es negativa y no es estadísticamente significativa, pero influye en las importaciones, las variables de control como los precios del petróleo y los salarios son positivos y estadísticamente significativos es decir que una variación en estas variables provoca un aumento de las importaciones. La corrección del modelo se llevó a cabo mediante un rezago en la variable dependiente importaciones, el cual muestra que en el periodo (t-1) el rezago es positivo y estadísticamente significativo.

Los resultados explicados en la Tabla 2 son comparables con el trabajo de Santos (2002), que mediante técnicas dinámicas de datos de panel examinó que las elasticidades del ingreso y del tipo de cambio son más altas como resultado de la reforma de la política comercial, esto se comprueba con lo expuesto teniendo un aumento la elasticidad de las importaciones. Los resultados empíricos indican que una explicación plausible de por qué la elasticidad-ingreso de la demanda de importaciones aumenta es por el nivel del PIB per cápita (Lo, Sawyer y Sprinkle, 2007). Existe variedad de evidencia empírica que no va de acuerdo con los resultados obtenidos por Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012) resaltando que el tipo de cambio

es volátil y que puede tener fluctuaciones en el tiempo teniendo en algunos casos un tipo de cambio negativo, concluyendo que la política del gobierno debe ir de la mano con el ingreso real, los pre-

cios mundiales de los productos básicos y la volatilidad del mercado cambiario (Ozturk y Arisoy, 2016).

Tabla 2. Importaciones en Ecuador, con una variable dummy y variables de control

	M1	M2	M3
Log(PIB)	2,82*** (21,18)	1,14*** (4,54)	0,46* (2,05)
Log (Tipo de cambio)	2,68*** (5,56)	0,93*** (3,68)	0,12 (0,48)
Dummy		-0,19*** (-3,69)	-0,02 (-0,36)
M(t-1)		0,63*** (8,07)	0,56*** (9,09)
Log(Costo petroleo)			0,23*** (5,65)
Log (salario real)			0,19** (3,12)
Constant	-56,12*** (-12,37)	-22,55*** (-4,89)	-3,48 (-0,75)
Observations	60	59	59
Adjusted R2	0,89	0,98	0,99

Nota: t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Mediante la aplicación de variables de control en el modelo M3, encontramos que las variables independientes disminuyen su incidencia en las importaciones, en algunos casos perdiendo su significancia tal es el caso del TC y la dummy. En cambio las variables de control; precios del petróleo, muestran resultados positivos y significativos, las respuestas de las importaciones de mercancías a los shocks de los precios del petróleo son más modestas y persisten sólo unos pocos meses Sotoudeh y Worthington (2016) demostró que la relación con los salarios reales presenta una relación positiva y esta-

dísticamente significativa con las importaciones. Estos resultados son similares a los encontrados por Alarcon (2014) afirma que la separación entre el análisis de la evolución de los salarios reales y la balanza de pagos tiene su explicación en el enfoque macroeconómico neoclásico donde dicha vinculación es remota e indirecta. Los salarios son parte de la demanda agregada y, al crecer éstos, las importaciones aumentan, por lo que se deterioraría la balanza en cuenta corriente y la balanza de pagos.

Tabla 3. Prueba de Dickey y Fuller

	Niveles			Primeras diferencias			I(q)		
	Valor calculado	Valor crítico			Valor calculado	Valor crítico			
		1%	5%	10%		1%	5%	10%	
Log(M)	-2,03	-3,57	-2,92	-2,60	-6,39	-3,57	-2,92	-2,60	I(1)
Log(PIB)	-1,74	-3,57	-2,92	-2,60	-4,92	-3,57	-2,92	-2,60	I(1)
Log(TC)	-1,64	-3,57	-2,92	-2,60	-5,66	-3,57	-2,92	-2,60	I(1)

La Tabla 3 muestra los resultados de la prueba de Dickey y Fuller Aumentada (1979) de las tres variables, en niveles como en primeras diferencias. Cuando comparamos el valor calculado y valores críticos,

respectivamente, se concluye que en primeras diferencias, las series pierden el efecto tendencial. Los resultados presentados en la Tabla 3 muestran que las variables tienen raíz unitaria cuando está expresada

en niveles pero son series no estacionarias en primeras diferencias, lo que indican que son series integradas de orden uno $I(1)$. Este proceso, es necesario cuando el objetivo es buscar la relación de equilibrio entre las variables ya sea en el corto o en el largo plazo.

Para verificar la relación de equilibrio de largo plazo entre las importaciones, ingreso (PIB), el tipo de cambio (TC) y la dummy de la inestabilidad de las políticas comerciales descritas en la introducción, aplicamos la prueba de cointegración de Johansen (1995) en la Tabla 3 determinamos la existencia de cointegración de las variables.

En consecuencia, la prueba de cointegración se aplica a las primeras diferencias de los logaritmos de las tres variables. El criterio de información Akaike (1974) denominado AIC, indica que el número óptimo de rezagos es uno. La prueba de máximo valor del modelo VAR formalizado en las ecuaciones 3-5, muestran que existe cointegración de las variables, incluida la dummy que refleja el cambio en las políticas comerciales en el primer trimestre del 2015. Estos resultados indican que hay una fuerte asociación a largo plazo entre las variables.

Tabla 4. Resultados del test de cointegración de Johansen

Máximo Grado	Parms	LL	Valor propio	Estadísticas	5 % valor crítico
0	20	396,61	-	96,61	47,21
1	27	418,00	0,528	53,81	29,68
2	32	434,24	0,434	21,34	15,41
3	35	444,82	0,310	0,18*	3,76
4	36	444,91	0,003	-	-

Los resultados obtenidos indican la existencia de al menos 3 vectores de cointegración entre las tres variables. Esto implica que las tres variables tienen una relación de equilibrio de largo plazo cuando se incluye la dummy de las políticas comerciales. Estos resultados son consistentes con estudios de Wooldridge (2009), Enders (1995) y Pulido (2001). Además, son consistentes con el marco teórico utilizado, a saber, del modelo de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012). Los gráficos de la Figura 1 ofrecen una explicación ilustrativa de los resultados obtenidos: cuando aumenta el PIB, también aumenta las importaciones, y viceversa. En la explicación del tipo de cambio podemos decir que este presenta volatilidad debido a que Ecuador tiene

una economía abierta.

La Tabla 4 muestra los resultados para el modelo de corrección de error (VEC) estimado con el fin de verificar la existencia de un equilibrio de corto plazo. Como fue planteado en la estrategia metodológica, el coeficiente asociado al ECT rezagado no es estadísticamente significativo. Esto nos dice que el resultado del test no sugiere la existencia de un equilibrio de corto plazo, lo que implica que las importaciones no son sensibles a los cambios del PIB y del tipo de cambio (TC). Dado que la probabilidad del parámetro asociado a la ECT no es estadísticamente significativa se concluye que no existe equilibrio de corto plazo.

Tabla 5. Resultados del modelo de Corrección de error VEC

Beta	Coefficiente	Error	z	P> z	[95 % Conf.]	Intervalo]
Importaciones	1,00	-	-	-	-	-
PIB	-2,92	4,17	-0,70	0,48	-11,09	-5,24
TC	0,11	1,89	-0,06	0,95	-3,59	-3,83
Dummy	0,05	0,13	-0,38	0,70	-0,22	0,32
ECT(t-1)	-1,00	0,51	-1,95	0,05	-2,00	0,01
Constante	0,01	-	-	-	-	-

Los resultados obtenidos en esta estimación se comprueban con un estudio de la volatilidad del tipo de cambio en las importaciones (Kim, 2017). Para completar el estudio procedimos a la realización del test de causalidad de Granger (1988), para la función de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012), se encontraron datos relevantes, según Balocco (1986) una variable x causa otra variable

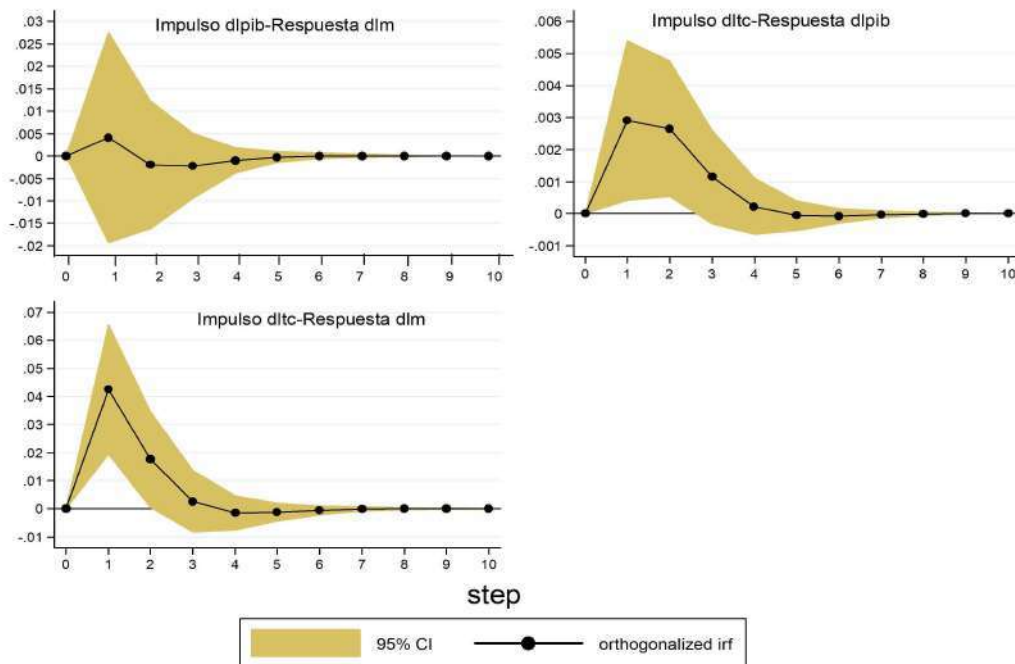
y, si el conocimiento de los valores pasados de x permitieron un mejor pronóstico de y_t que el obtenido con un conjunto de información determinado (incluyendo valores pasados de y_t), un rasgo importante de esta definición es que es susceptible de contrastación empírica. Los resultados del test de causalidad en el sentido Granger indican que existe una relación causal bidireccional entre el tipo de cambio

y las importaciones ($TC_t \rightarrow M_t$), y entre el tipo de cambio y el PIB ($TC_t \rightarrow Y_t$). Estos resultados sugieren que una apreciación del tipo de cambio encarece la producción nacional y se pierde competitividad al momento de comercializar con otros países, provocando una baja en la producción.

La Figura 3 muestra el impulso-respuesta de las variables de la función de importaciones para Ecuador en los primeros 10 periodos trimestrales. En el eje horizontal de cada gráfico están las unidades de tiempo en las que se estima su VAR, en este caso trimestres; por lo tanto, el gráfico de impulso-respuesta muestra el efecto de un choque en un período de 10 trimestres. El eje vertical está en unidades de las variables en el VAR; En este caso, todo se mide en puntos porcentuales, por lo que las unidades verticales en todos los paneles son cambios en punto porcentual. El primer gráfico muestra el efecto de un impulso de la variable PIB y una respuesta de las importaciones, observamos que un impulso aproximado de 0,026 %, produce una respuesta de 0,003 puntos porcentuales, se concluye que el PIB influye en pequeña magnitud sobre las importaciones en los primeros, esto debe por que el PIB es el determinante de la riqueza de un país, si la demanda agregada se desplaza hacia la izquierda el PIB tenderá a

decrecer, las tasas de desempleo se elevarán, y la renta disponible en manos de los individuos se reduce, causando que las importaciones se reduzcan.

El segundo gráfico muestra el impulso-respuesta del tipo de cambio en relación al PIB, tenemos que un impulso de 0,0052 puntos porcentuales de parte del tipo de cambio produce una respuesta aproximada de 0,003 puntos porcentuales del PIB, el tipo de cambio causa al PIB, es decir que cualquier cambio en el tipo de cambio producirá un cambio en el PIB. El tercer gráfico muestra un efecto considerablemente mayor, teniendo como impulso el tipo de cambio y como variable de respuesta las importaciones; un impulso del tipo de cambio real de 0,062 puntos porcentuales genera una respuesta de las importaciones considerable respondiendo de 0,042 puntos porcentuales. El tipo de cambio en el caso de Ecuador representa una variable preponderante porque debido a su volatilidad, puede ajustar o reajustar la economía, esto mediante la aplicación de políticas comerciales cuyo objetivo principal es salvaguardar y proteger la demanda agregada y perdurar el crecimiento en el país, dejando de lado el déficit comercial.



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

Figura 3. Impulso-respuesta de la función de importaciones (con primeras diferencias)

Los resultados encontrados se pueden comparar con los trabajos de Domínguez, Ullívarri y Zabaleta (2010) en un modelo VAR aplicado al empleo encontró que las funciones impulso-respuesta las políticas más favorables al crecimiento del empleo son la reducción de jornada y la expansión de la producción. Además de esto existen tra-

bajos que relacionan las importaciones con las variables PIB y tipo de cambio. Varias investigaciones aportan resultados positivos de las importaciones en relación al tipo de cambio Kaldor (1934), Arriaga y Landa, (2016), Hung (2017) y Arriaga y Landa (2016) verificaron que los volúmenes de exportaciones e importaciones son suficientemen-

te elásticos respecto al tipo de cambio real, es decir, que un cambio en el TC genera fluctuaciones considerables en las importaciones.

En cuanto a la aplicación de políticas para el aumento de medidas arancelarias, algunos autores hacen énfasis; en que la protección genera costes significativamente mayores, y que tales políticas deben aplicarse sólo a los casos en que existe una solución interior, es decir, que el país realmente lo necesite y esté dispuesto afrontar los cambios estructurales (Finger y Wonnacount 1982; Sachs 1995) debido a la volatilidad del tipo de cambio se aplican políticas encaminadas a proteger la industria, en países desarrollados optan por aplicar aranceles a un solo producto. Además el tipo de cambio tiene influencia en la competitividad exterior de la economía si admitimos que los precios están dados: una depreciación del tipo de cambio traería consigo un aumento de la competitividad y una apreciación ocasionaría una pérdida, al menos a corto plazo (Wacziarg y Welch 2003; Maier 2006; Blanchard 2009; Beshkar y Bond 2015; Cuadrado, Mancha, Villena, Cesares, Gonzales Marin y Peinado 2010). En el análisis sobre una devaluación interna puede equilibrar la balanza comercial se aduce que si el gobierno quisiera limitar las importaciones lo que se debería de hacer es reducir los salarios en moneda extranjera, por lo que una reducción generalizada de salarios (devaluación interna), tendría el mismo efecto que una devaluación monetaria ya que en la práctica todos los salarios se fijan en moneda extranjera. Una devaluación de la moneda también fomenta exportaciones, al igual una reducción de salarios ya que abarata los costos de producción nacional y con ello permite que las exportaciones crezcan, por lo que una devaluación interna tiene conceptualmente hablando el mismo efecto que una devaluación externa (Jaramillo, 2015).

5 | CONCLUSIONES

Esta investigación analiza el efecto del ingreso (PIB) y tipo de cambio (TC) en las importaciones de Ecuador durante el periodo 2002-2016, bajo el enfoque de la función de importaciones de Blanchard, Amighini y Giavazzi (2012). Mediante los análisis respectivos de series de tiempo, primeramente se estimó tres modelos de regresión, uno sin corregir, con corrección y otro con sus respectivas variables de control, en la Tabla 2, ubicada en la discusión de resultados se observa que las elasticidades de las importaciones van en aumento cuando se realiza la respectiva corrección del modelo, concluimos que las importaciones dependen del ingreso y del tipo de cambio real, esto se afirma con la evidencia empírica expuesta. En segundo lugar mediante modelos de series de tiempo, comprobamos la inestabilidad en las políticas comerciales, utilizando las técnicas de cointegración de Johansen (1995), el estadístico de corrección de error VEC, la causalidad de Granger (1988), y los gráficos impulso respuesta. Detalladamente encontramos una relación de equilibrio a largo plazo de las variables PIB y tipo de cambio con las importaciones, fue necesario agregar una variable dummy que capture el efecto de la inestabilidad de políticas comerciales para que exista relación de largo plazo.

Sin embargo, mediante el estadístico VEC no se encontró relación de equilibrio a corto plazo de la función de estudio.

En la estimación de la causalidad de Granger (1988) encontramos que el PIB y tipo de cambio influyen en las importaciones lo que implica que hay una relación bidireccional entre el tipo de cambio y las importaciones, y el tipo de cambio y el PIB. Finalmente, mediante gráficos impulso-respuesta donde la variable tipo de cambio es el impulso ocasiona una mayor respuesta en puntos porcentuales a las variables importaciones y PIB. Para implicaciones de política es necesario tener en cuenta la aplicación de medidas de proteccionismo a la industria nacional tomando en cuenta que el tipo de cambio tiene influencia en la competitividad exterior de la economía, por lo tanto una depreciación del tipo de cambio traería consigo un aumento de la competitividad y una apreciación ocasionaría una pérdida, al menos a corto plazo. En la realización del presente estudio se encontraron varias condicionantes, por lo que el modelo VAR es muy complejo al momento de interpretarlo debido a que la evidencia empírica es abundante y compleja. Esta investigación no profundiza modelos VAR estructural por lo que incentiva a futuros investigadores abordar esta temática, de una forma más estructural y recogiendo una muestra amplia para una estimación con estadísticos más aproximados a la realidad local.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [2] Alvarado, R., Toledo, E. (2016). Environmental degradation and economic growth: evidence for a developing country. *Environment, Development and Sustainability*, 1-14.
- [3] Alarco, F. (2014). Salarios reales, balanza de pagos y producto potencial en América Latina, 1980-2011. *Problemas del desarrollo*, 45(179), 65-90.
- [4] Landa, D., Arriaga, R. (2017). Crecimiento, competitividad y restricción externa en América Latina. *Investigación Económica*, 76(300), 53-80.
- [5] Azlina, A., Mustapha, N. H. (2012). Energy, economic growth and pollutant emissions Nexus: The case of Malaysia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 65, 1-7.
- [6] Ballabriga, F.C. (1991). Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿ existe evidencia de causalidad?. Banco de España. Servicio de Estudios.

- [7] Banco Central del Ecuador (2017). Sistema de información macroeconómica (SAP). Ecuador. Disponible en línea.
- [8] Beata, B. S., Jarvoci, G. (2008). Differentiated products and evasion of import tariffs. *Journal of International Economics*, 76(2), 208-222.
- [9] Beshkar, M., Bond, E. W. (2016). The escape clause in trade agreements. *Handbook of Commercial Policy*, 1, 69-106.
- [10] Blanchard, O., Amighini, A., Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía*, 4ta. Edición, Universidad de Alcalá de Henares.
- [11] Blanchard, O. (2009). International commercial and investment taxes. *Fiscal Studies*, 882-899
- [12] Brandt, L., y M. Morrow, P. (2010). Tariffs and the organization of trade in China. *Journal of International Economics*, 104, 85-103.
- [13] Crafts, N. (2013). Returning to growth: policy lessons from history. *Fiscal Studies*, 34(2), 255-282.
- [14] Cuadrado, J., Mancha, T., Villena, J., Casares, J., Gonzales, M., Marin, J., Peinado, M., L. (2010). *Política económica. La política Económica en una economía abierta* (págs. 382-383). México: McGraw-Hill/interamericana de España, s.l.
- [15] Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- [16] Devereux, M. B., Dong, W., Ben, T., Tomlin, B. (2016). Importers and exporters in exchange rate pass-through and currency invoicing. *Journal of International Economics*, 105, 187-204.
- [17] Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation estimation and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55, 251-276.
- [18] Erehova, I., Ershov, A. (2015). Development of a Strategy of Import Substitution. *Procedia Economics and Finance*, 39, 620-624.
- [19] Finger, P. Wonnacount, N. (1982). The effects of restrictions on imports from the United States: five case studies and theory. *Journal of International Economics*, 197-198.
- [20] Giansoldati, M., Gregori, T. (2017). A note on the estimation of import trade demand functions. *Economics Letters*, 133-135.
- [21] Giráldez, B., Espino, R. (2016). Mercado internacional, mercado nacional: el bacalao en España en el primer tercio del siglo XX. *Investigaciones de Historia Económica - Economic History Research*.
- [22] Granger, C. W. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- [23] Habib, M., Mileva E., Stracca, L. (2017). The real exchange rate and economic growth: revisiting the case using external instruments. *Journal of International Money and Finance*, 73, 386-398.
- [24] Harrison, G. W., Rutherford, T. F., Tarr, D. G. (1997). Opciones de política comercial para Chile: Una evaluación cuantitativa. *Cuadernos de Economía*, 101-137.
- [25] Helkie, W. L., Hooper, P. (1987). The US external deficit in the 1980s: An empirical analysis (No. 304).
- [26] Hung, C. (2017). Effects of foreign and domestic economic policy uncertainty shocks on South Korea. *Journal of Asian Economics*, 51, 1-11.
- [27] Imbruno, M. (2016). China and WTO liberalization: Imports, tariffs and non-tariff barriers. *China Economic Review*, 38, 222-237.
- [28] Jaramillo, M. (2015). ¿Puede una devaluación interna equilibrar la balanza comercial ecuatoriana?. *Ecuonomica*, 1-8.
- [29] Kaldor, V. (1934). A classification note on the determinability of the equilibrium. *The review of economic studies*, 1(2), 122-136.
- [30] Kim, C. (2017). Does the volatility of the exchange rate affect the volume of Korean beef imports?. *The Asian Journal Shipping and logistics*, 7(2), 43-50.
- [31] Maier, P. (2008). A Wave of Protectionism?. *World Economics*, 9(2), 69-95.
- [32] Laubach, T. (2009). New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 858-885.
- [33] Laopodis, N. T. (2012). Dynamic Linkages among Budget Deficits, Interest Rates and the Stock Market. *Fiscal Studies*, 33(4), 547-570.

- [34] Lo, M., Sawyer, W., Sprinkle, R.L. (2007). The link between economic development and the income elasticity of import demand. *Journal of Policy Modeling*, 29(1), 133-140.
- [35] Niquidet K., Sun L. (2017). Elasticity of import demand for wood pellets by the European Union. *Forest Policy and Economics*.
- [36] Ozturk, I., Arisoy, I. (2016). An estimation of crude oil import demand in Turkey: Evidence from time-varying parameters approach. *Energy Policy*, 99, 174-179.
- [37] Mukherjee, P., Mukherjee, V., Das, D. (2017). Estimating elasticity of import demand for gold in India. *Resources Policy*, 51, 183-193.
- [38] Pavel, M. (2008). Política monetaria en Cuba. Estimación de un modelo VAR estructural. *Principios de Economía*, 7, 80-89.
- [39] Rigby, B., Kemeny, G., Cooke, J. (2017). Plant exit and US imports from low-wage countries. *International Economics*, 149, 27-40.
- [40] Roesel, F. (2016). The Political Economy of Fiscal Supervision and Budget Deficits—Evidence from Germany. *Fiscal Studies*.
- [41] Sachs, J. D., Warner, A., Aslund, A. and Fischer, S. (1995), Economic reform and the process of global integration, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995(1), 1-118.
- [42] Santos, A. U. (2002). The effects of trade liberalization on imports in selected developing countries. *World Development*, 30(6), 959-974.
- [43] Sjöholm, F. (1999). Exports, imports and productivity: results from Indonesian establishment data. *World Development*, 27(4), 705-715.
- [44] Sotoudeh, M. A., Worthington, A. C. (2016). Estimating the effects of global oil market shocks on Australian merchandise trade. *Economic Analysis and Policy*, 50, 74-84.
- [45] Sims, C.A. (1980). *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48, 1-48.
- [46] Sims, C.A. (1992). Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36, 975-1011
- [47] Quintero, A. (2015). Impacto de la política Monetaria y canales de Trasmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Política Económica*.
- [48] Tellería, G. (2000). Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: el caso de la economía boliviana. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 3, 7.
- [49] Tovar, C. P. (2010). Trade liberalization, antidumping, and safeguards: evidence from India's tariff reform. *Journal of Development Economics*, 96(1), 115-125.
- [50] Wacziarg, R. Welch, K. H. (2003). Trade liberalization and growth: New evidence, NBER Working Paper 10-18.
- [51] Wooldridge, J. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4a ed.). Masson, OH: Cengage Learning.
- [52] Zhang, H., Kuuluvainen, J., Gao, P., Yang, H. (2017). Cointegration in China's log import demand: Price endogeneity and structural change. *Journal of Forest Economics*, 27, 99-109.

Industrias e inversión extranjera directa: Evidencia a nivel mundial y por grupos de países

Industries and foreign direct investment: Evidence at the global level and by country grouping

Belén Sánchez¹ | Johanna Alvarado-Espejo¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Belén Sánchez, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: maria.b.sanchez@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Enero 2021

Fecha de aceptación

Junio 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es examinar la relación entre las industrias e inversión extranjera directa, tanto a nivel mundial como por grupos de países. Se usaron datos de panel de 112 países compilados por el Banco Mundial (2017), para el período 1987-2015. Los países se clasificaron en seis grupos según los niveles de ingresos tomando como referencia el Método Atlas del Banco Mundial. Con el fin de cumplir con este propósito se utilizaron diferentes test para comprobar la relación de equilibrio a largo y corto plazo existente entre las variables. Es así, que las pruebas indican que no hay una relación a corto plazo, sin embargo, en el largo plazo existe una relación entre la inversión extranjera directa e industrias. Finalmente, al realizar el test de causalidad, se obtuvo que en los países de ingresos extremadamente altos y países de ingresos bajos existe una causalidad unidireccional que va desde las industrias a la inversión extranjera directa. En los países de ingresos medios bajos existe causalidad unidireccional desde la inversión extranjera directa hacia las industrias. Se recomienda en los países en vías de desarrollo aplicar políticas destinadas a atraer la inversión extranjera directa con la finalidad de dinamizar la economía, principalmente en los sectores más afectados por la pandemia.

Palabras clave: Industrias; Inversión extranjera directa; Mundial; Datos de panel.

Códigos JEL: F23. L2. O14.

ABSTRACT

The objective of this research is to examine the relationship between industries and foreign direct investment, both globally and by country groups. Panel data for 112 countries compiled by the World Bank (2017), for the period 1987-2015, were used. Countries were classified into six groups according to income levels taking the World Bank Atlas Method as a reference. In order to fulfill this purpose, different tests were used to check the existing long-run and short-run equilibrium relationship between the variables. Thus, the tests indicate that there is no relationship in the short term; however, in the long term there is a relationship between foreign direct investment and industries. Finally, the causality test showed that in extremely high-income countries and low-income countries there is a unidirectional causality running from industries to foreign direct investment. In lower middle-income countries there is unidirectional causality from foreign direct investment to industries. It is recommended that developing countries apply policies aimed at attracting foreign direct investment in order to boost the economy, mainly in the sectors most affected by the pandemic.

Keywords: Industries; Foreign direct investment; World; Panel data.

JEL codes: F23. L2. O14.

1 | INTRODUCCIÓN

Debido a la pandemia de COVID-19 los flujos mundiales de inversión extranjera directa (IED) han sido gravemente afectados, pese a que en 2019 fueron de 1,5 billones de dólares, en 2020 se redujeron hasta el billón de dólares. En general, a nivel mundial se tendió a adoptar políticas restrictivas y/o reguladoras que afectan a la IED, las cuales fueron más frecuentes en los países desarrollados para proteger a las empresas nacionales. Principalmente, las inversiones más afectadas son las de nueva planta en proyectos industriales y de infraestructuras. Lo cual pone en peligro el cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS). En 2ª Conferencia sobre las Naciones Unidas y el Desarrollo (UNCTAD), 2020; UNCTAD, 2021).

La promoción de la IED ayudará a promover el cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo Sostenible. Sin embargo, en el contexto de la pandemia también se redujo la producción manufacturera Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUDI), 2020. Los países subdesarrollados se arriesgan a quedarse atrapados en la pobreza si no tienen recursos para desarrollar la infraestructura, la fuerza de trabajo y las instituciones que atraen la inversión inicial necesaria para estimular el crecimiento económico. Los países con un alto nivel de dependencia a la agricultura de subsistencia pueden caer en esta categoría. Es difícil para estos países atraer IED, y sin inversión y los beneficios sociales y económicos que crean se vuelve más difícil mejorar los otros sectores (Deloitte, 2015).

En el presente trabajo se usó como variable dependiente industrias como independiente la inversión extranjera directa. Los datos trabajados corresponden al periodo 1987-2015. Al realizar los diferentes test, los resultados encontrados muestran que el equilibrio a corto plazo de las variables no se cumple a nivel global y en todos los grupos de países porque las estadísticas son significativas al 0.1 %, excepto en los países de ingresos extremadamente bajos. Sin embargo, si se encontró una relación de equilibrio a largo plazo, tanto a nivel global como para los grupos de países. Al realizar el test de causalidad, se evidenció que en los países de ingresos extremadamente altos y países de ingresos bajos existe una causalidad unidireccional que va desde las industrias a la inversión extranjera directa. En los países de ingresos medios bajos existe causalidad unidireccional desde la inversión extranjera directa hacia las industrias.

De esta manera, este trabajo de investigación contribuye al debate académico para entender el nexo entre las industrias y la inversión extranjera directa a nivel mundial, usando una amplia base de datos censales para países de ingresos extremadamente altos, altos, medios altos, medios bajos, bajos y extremadamente bajos cuyas características estructurales difieren entre sí, debido al ingreso que cada país acarrea. Además, la literatura se ha enfocado en medir el efecto de la inversión extranjera directa en las industrias a nivel global y por grupos de países. Para ello se utilizaron diferentes test que permitieron conocer si existe una relación a corto y largo plazo entre las variables estimadas. En general, nuestros resultados señalan por medio del test de Westerlund (2007) que no existe una relación a corto plazo de las variables estimadas, sin embargo, mediante el test de cointegración de Pedroni (1999) se mostró que si hay relación a largo plazo entre la inversión extranjera directa e industrias.

El resto de esta investigación tiene la siguiente estructura. La segunda sección contiene la revisión de la literatura previa. La tercera sección describe las fuentes estadísticas y plantea la estrategia econométrica. En la cuarta sección se discuten los resultados encontrados con la teoría y la evidencia empírica previa. La quinta sección contiene las conclusiones e implicaciones de política de esta investigación.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

La Inversión Extranjera Directa es aquella que tiene como propósito crear un vínculo duradero con fines económicos y empresariales de largo plazo, por parte de un inversionista extranjero en el país receptor. Además, la inversión extranjera directa es un importante catalizador para el desarrollo, se transmite a toda la economía impulsando el comercio internacional, permitiendo el financiamiento de empresas, mejorando las oportunidades de empleo; también eleva la competitividad, a través una mayor tecnología y un mayor grado de productividad de todos los factores productivos. Todo ello incide positivamente en el ambiente productivo y competitivo de un país. Además, estos beneficios se ven reflejados para el consumidor doméstico en la obtención de más variedad de productos a mejores precios. La incidencia de la IED en el crecimiento es positiva tanto para países desarrollados como para los que están en desarrollo. Sin embargo, el grado de influencia depende en el tipo de país. Los países en desarrollo obtienen un efecto menor de las inversiones externas debido a un entorno institucional no transparente y la influencia negativa de otros factores no económicos. Estos resultados brindan una oportunidad para considerar que, en los países desarrollados, el entorno económico e institucional y, más que nada, el capital humano, permiten obtener todo el efecto de la IED, esto es, acumulación de capital y efectos externos. En los países en desarrollo existen barreras que reducen los efectos de la IED, tales como insuficiente capital humano y un pobre entorno económico e institucional. Así, el impacto de la IED en el crecimiento económico es claramente positivo. Sin embargo, el nivel de este efecto depende de las características del país (Krause, 2017).

La mayoría de las grandes empresas industriales pertenecen a países desarrollados, debido a que disponen del dinero para la creación y el mantenimiento de una industria, posteriormente se instalan en países menos desarrollados, debido a que la mano de obra es abundante, barata y tiene pocos conflictos. De igual manera, se mantienen las industrias más estratégicas como la industria de productos perecederos y altas tecnologías. Desde la década de 1970, hubo un gran desarrollo tecnológico que promovió la reducción de la población empleada en el sector industrial. Por su parte, en los países subdesarrollados el desarrollo industrial depende de las multinacionales que ejercen una gran influencia sobre los gobiernos que les ofrecen condiciones ventajosas para que se establezcan en sus territorios. Esto tiene algunas desventajas debido a que la mayoría de los beneficios de las multinacionales reinvierte en el lugar de origen de las empresas, donde se localizan las sedes centrales; algunas de las ventajas son que traen técnicas de producción más avanzadas, crean puesto de trabajo entre otras (Medina, 2010).

La evidencia empírica que verifica la relación entre las industrias y la inversión extranjera directa se dividen en tres grandes grupos. En el primer grupo se presentan estudios realizados en los países desarrollados. De esta manera, en el estudio realizado por Apostolov (2015) revela que las inversiones extranjeras directas siguen siendo una prioridad, como pilar esencial, que impulsa a la sociedad hacia una economía de mercado desarrollada. Por otro lado, lo encontrado en el estudio Hasan et al. (2017) mencionan que la inversión es una necesidad para la exposición al mercado, así como la tecnología y las finanzas muy necesarias, coincidiendo con lo expresado por Milner y Pentecost (1996). De igual manera, Buckley et al. (2007) indican en su estudio que la inversión extranjera directa entrante juega un papel positivo en el aumento de la productividad industrial, lo que implica que el gobierno debe continuar fomentando la inversión interna, Jeon (1992) por su parte menciona que la inversión extranjera directa permite aumentar el nivel de empleo, generando recursos y por ende favoreciendo a la economía. Asimismo, en el estudio realizado por Lin (2010) encuentra que la red los vínculos, la expansión de los mercados y las políticas de incentivos de China afectan positivamente la intención de participar en inver-

sión extranjera directa. Los resultados obtenidos en el estudio Anwar y Sun (2015) dan a conocer que las inversiones extranjeras directas pueden tener un impacto significativo en la probabilidad de entrada y salida de empresas nacionales en equipos de transporte y en las industrias de maquinarias y equipos eléctricos. Por otro lado, Li et al. (2018) en su estudio dan a conocer que la mayor competencia de importaciones reduce significativamente la inversión de las empresas estadounidenses. De la misma manera, Barrell y Pain (1997) expresan que la inversión extranjera directa es solamente un canal importante para la difusión de ideas y tecnologías en diferentes países.

Los resultados encontrados en el segundo grupo indican aquellos estudios realizados en países en vías de desarrollo. En este grupo, el estudio de Alvarado et al. (2017) dan a conocer que la inversión extranjera directa en el crecimiento económico no es estadísticamente significativa en forma agregada, es decir, no es un mecanismo adecuado para acelerar el crecimiento económico en América Latina, a excepción de los países de altos ingresos. En su estudio Harrison y Rodríguez Clare (2010) mencionan que el objetivo de la inversión extranjera directa es desarrollar un proceso mediante el cual el gobierno, la industria y las organizaciones privadas pueden colaborar en las intervenciones para aumentar la productividad, coincidiendo con lo expuesto por Liu y Agbola (2014). En las economías africanas existe un efecto generalmente positivo pero débil de la IED en la productividad y crecimiento, tal como lo mencionan Malikane y Chitambara (2018) en su estudio. En el artículo realizado por Sunde (2017) indica que tanto la inversión extranjera directa como las exportaciones estimulan un crecimiento económico en el país. Por otro lado, un estudio realizado por Ashby y Ramos (2013) en México determinan que el crimen organizado disuade la inversión extranjera en los servicios financieros, el comercio y la agricultura. Por el contrario, Makiela y Ouattara (2018), indican que factores distintos a la inversión extranjera directa pueden haber contribuido al aumento de la productividad presenciado en los países en desarrollo en las últimas décadas.

Finalmente, el grupo tres consta de investigaciones realizadas a diferentes países sobre la inversión extranjera directa e industrias. En el estudio Pugel (1981) menciona que las empresas están positivamente relacionadas con la inversión extranjera directa. De igual manera, Sothan y Zhang (2017) proporcionan una fuerte evidencia sobre el impacto causal de la IED en el crecimiento económico de

Camboya. Así mismo, Vella y Sammut-Bonnici (2014) en su artículo indican que la IED en el largo plazo mantiene una relación entre el inversor y la empresa con una influencia significativa en el gestión de la empresa. De la misma manera, lamsiraroj (2016) indica que los efectos generales de la IED son positivamente asociado con el crecimiento y viceversa; y mano de obra, apertura comercial y la libertad económica son otros factores determinantes de la IED, que a su vez estimulan el crecimiento de la renta. Por su parte, Zeng y Sherman (2009) dan a conocer que la IED puede alterar la estructura de competencia existente y desactivar el nivel de la empresa. Por el contrario, en el estudio realizado por Cao y Mukherjee (2018), se concluye que la IED, en comparación con la exportación, hace que la unión sindical doméstica mejore, pero hace que los consumidores, la empresa nacional, la unión laboral extranjera y el país extranjero en peores condiciones, y puede reducir el bienestar doméstico. Frente a los trabajos expuestos, la presente investigación está orientada a medir el efecto de las industrias frente a la inversión extranjera directa, a nivel mundial mediante varios test, los cuales comprueben si existe o no, una relación de equilibrio a largo y corto plazo.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Con el objetivo de examinar empíricamente el efecto de la IED en las industrias a nivel mundial, se utilizaron los datos de World Development Indicators (2017). La investigación abarca 112 países para el período 1987-2015. Los países y el período de tiempo se seleccionaron para la disponibilidad de datos para las variables usadas, lo que permitió realizar estimaciones utilizando datos de panel fuertemente balanceados. La variable dependiente es el logaritmo de las industrias y la variable independiente es el logaritmo de la inversión extranjera directa. El Método Atlas del Banco Mundial es una herramienta útil para la clasificación que usa el ingreso per cápita nacional de cada país para la comparación entre países. Para obtener un análisis más preciso se realizó una nueva división de atlas, la cual contiene seis grupos. El resto de los países se excluyeron debido a las limitaciones en la información estadística disponible. La Tabla 1 resume las variables del modelo econométrico usado.

Tabla 1. Definición y descripción de las variables

Variables	Descripción	Unidad de medida
Variable dependiente	Es una medida de la actividad que transforma las materias primas en productos elaborados	Logaritmo de industrias
Variable independiente	Es una medida de la inversión de capital por parte de una persona natural o jurídica	Logaritmo inversión extranjera directa

La Figura 1 muestra los resultados de la representación teórica de la relación entre las dos variables de interés, tanto a nivel mundial y de acuerdo con agrupaciones de países: ingresos extremadamente altos, altos, medios altos, medios bajos, bajos y extremadamente bajos. Como se puede observar a nivel mundial existe una relación positiva, lo cual indica que la inversión extranjera directa a medida que aumenta, las industrias también. Sin embargo, se visualiza que en los países de ingresos extremadamente altos, altos y medios al-

tos, tienden a disminuir con el pasar del tiempo, esto significa que la inversión extranjera directa en estos países no sólo está destinada a la creación de más industrias. Mientras que, en países de ingresos medios bajos, bajos y extremadamente bajos ocurre todo lo contrario, quedando como conclusión que aquellos países en vías de desarrollo son quienes necesitan de mayor inversión extranjera directa para la creación de industrias que permitan aumentar el crecimiento y por ende mejorar la calidad de vida de sus habitantes.

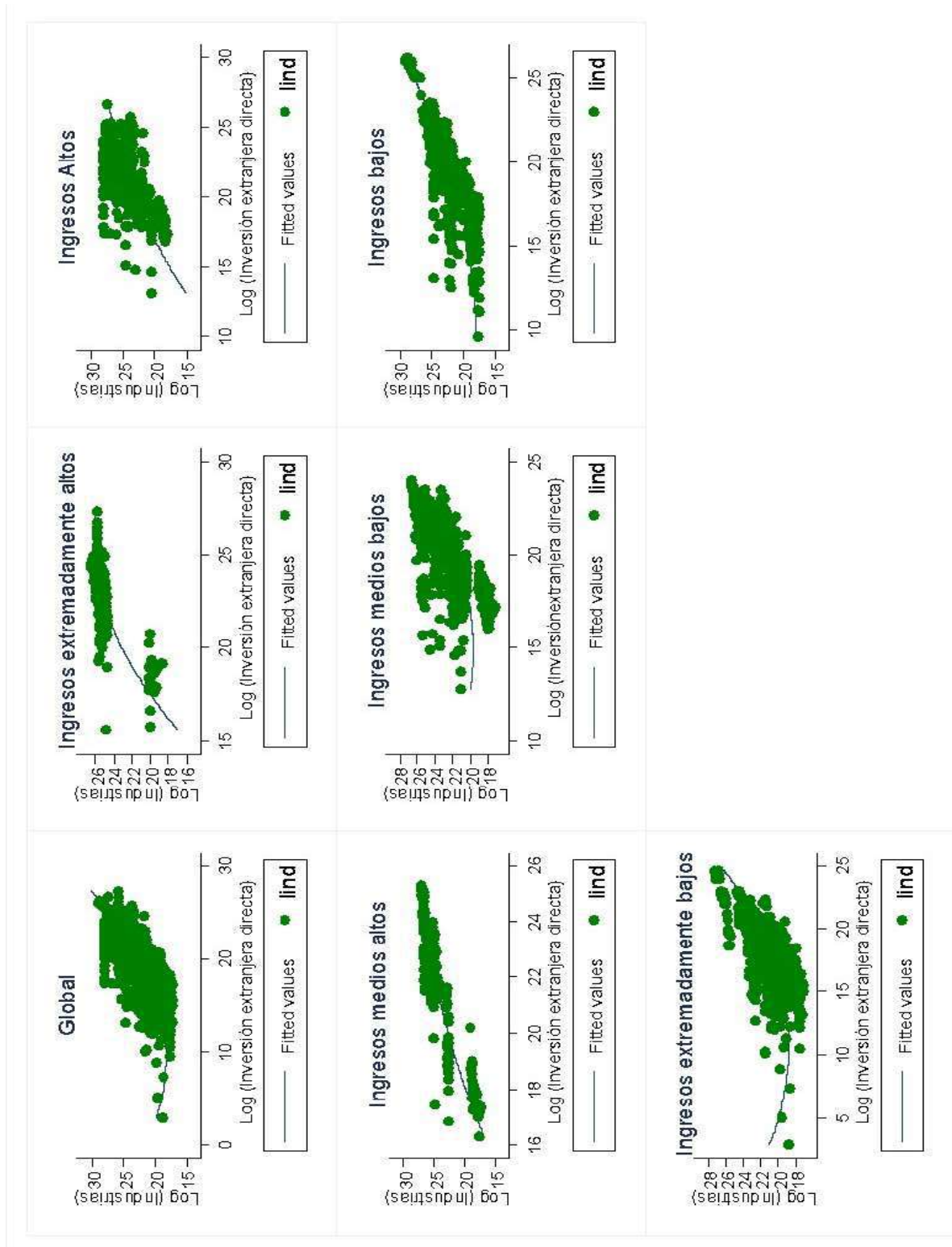


Figura 1. Relación entre la inversión extranjera directa e industrias

La Tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas de la inversión extranjera directa e industrias, la media, la desviación estándar, valores mínimos y máximos y el número de observaciones en el tiempo

y entre países. El número de las observaciones disponibles aseguran que los parámetros se generalicen entre países y sobre hora.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables

Variable		Mean	Std. Dev	Min	Max	Observations
Log (Industrias)	overall	22.581	2.609	17.113	29.062	N=3248
	between		2.591	17.660	27.992	n=112
	within		0.388	20.908	24.423	T-bar=29
Log (Inversión extranjera directa)	overall	19.904	2.807	28.598	27.325	N=3248
	between		2.393	14.093	25.032	n=112
	within		1.483	8.625	24.219	T-bar=29

3.2 | Formalización econométrica

La estrategia econométrica global diseñada para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre las industrias y la inversión extranjera directa per cápita tiene cinco etapas. En la primera etapa, se estimó un modelo de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es el logaritmo de las industrias ($Indpci,t$) y la variable independiente es el logaritmo de la inversión extranjera directa ($IEDpci,t$) del país $i = 1, \dots, 112$ del periodo $t = 1987, \dots, 2015$. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (1) formaliza la relación entre las dos variables:

$$\log \log (Indpci,t) = (y_0 + \delta_1) + y_1 \log (IEDpci,t) + \theta_{i,t} \quad (1)$$

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para optar por un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo propuesto en la Ecuación (1) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan muestra que el modelo tiene heterocedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores causados por la autocorrelación y la heterocedasticidad, se utilizó un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Los parámetros $0 + 0$ capturan la variabilidad en el tiempo y la sección transversal. Finalmente, el parámetro i,t , es el término de error estocástico. En la teoría econométrica, es conocido que las series de tiempo tienen un componente de tendencia que hace que sea imposible medir de manera eficiente la relación entre ellos. Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, se realizaron varias pruebas, que coinciden en que la primera diferencia elimina el efecto de tendencia de las dos variables. Las pruebas utilizadas fueron: Dickey Fuller Augmented (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y Breitung (2002), lo cual se pueden estimar a partir de la ecuación 2:

$$y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{j=2}^p \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde y_t es la serie que se supone que contiene al menos una raíz unitaria, es la intersección y captura el efecto de tendencia del tiempo t , ε_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del desfase. En la Ecuación (2), cuando el parámetro λ es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. El uso de cinco pruebas diferentes asegura que las series utiliza-

das en las estimaciones posteriores no tienen el problema de la raíz unitaria. La segunda etapa de la estrategia econométrica determina el equilibrio a corto y largo plazo entre las dos variables utilizando la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), el equilibrio a largo plazo se determina con base a la ecuación 3:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} x_{ij-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} y_{i,t-j} + \pi_i ECT_{t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde $y_{i,t}$ representa la variable dependiente del país i en el período t . Los parámetros β , ω y π son los parámetros a estimar, y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración de equilibrio a largo plazo. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y es la longitud del desfase determinada con el criterio de información de Akaike (1974). Además, el equilibrio a corto plazo se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la ecuación 4:

$$y_{i,t} = \delta_i d_i + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=q_i}^{p_i} \gamma_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $t = 1, \dots, T$ son los períodos de tiempo y $i = 1, \dots, N$ representa los países. El término d_t es el componente determinista. Se mantiene en la suposición de que el vector k -dimensional de X_{it} es aleatorio e independiente de $\varepsilon_{i,t}$, por lo que se supone que estos errores son independientes i y t . La hipótesis nula sugiere que no hay cointegración a corto plazo. La prueba de cointegración de Pedroni (1999) se ha utilizado ampliamente para verificar la relación entre las industrias y la inversión extranjera directa en diferentes contextos geográficos. Sin embargo, la prueba de cointegración a corto y largo plazo solo indica la existencia o no de un vector que se relaciona con las variables en cuestión. Además, los modelos con datos de panel ofrecen resultados que son demasiado agregados. En consecuencia, en la próxima etapa se estima la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001) y aplicado por Neal (2014). Esta estrategia nos permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre las industrias e inversión extranjera directa. Específicamente, la fortaleza de la relación entre las dos variables en cada país se estimó utilizando un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para la región como un todo o para grupos de países a través de una dinámica ordinaria del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

para ninguna de las secciones transversales del panel $H_0: \beta_i = 0$.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i X_{i,t} + \sum_{j=-P}^P \gamma_{i,t} \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Dónde $y_{i,t}$ son las industrias, $i = 1, \dots, 112$ países, $t = 1, \dots, T$ es el tiempo, $p = 1, \dots, P$ es el número de retrasos y avances que se estiman en la regresión DOLS, mientras que $\frac{\partial \log y_{i,t}}{\partial \log X_{i,t}}$ mide el cambio en las industrias cuando cambia la inversión extranjera directa. Los coeficientes y los valores t se obtienen de los valores promedio en todo el panel utilizando el método de los promedios grupales. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), y la hipótesis nula establece que $\beta_i = \beta_0$. Finalmente, en la cuarta etapa se usó la prueba formalizada por Dumitrescu y Hurlin (2012), para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables usando la siguiente expresión:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{K=1}^K \gamma_i^K Y_{i,t-K} + \sum_{K=1}^K \beta_i^K X_{i,t-K} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

En la ecuación (6) se supone que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)}$, y que el término α_i se fija en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^K y el coeficiente de regresión β_i^K varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no hay relación causal

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

4.1 | Resultados básicos

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE). Luego se aplicó la prueba de Wooldridge (2002) para detectar la autocorrelación y la prueba de Wald para detectar heterocedasticidad. Mediante la inclusión de efectos de tiempo fijo para todos los grupos de países y efectos fijos por grupo de países para Global, lo cual corrigió los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, respectivamente. La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación de la inversión extranjera directa e industrias a nivel mundial y por grupos de países divididos según sus niveles de ingresos. De acuerdo con la prueba de Hausman (1978) los resultados obtenidos son negativos, por lo cual, se utilizaron regresiones aleatorias, al realizar la correlación se puede observar que a nivel mundial hay presencia de correlación entre las variables planteadas, y que los demás grupos de países no presentan correlación. Por otro lado, en todos los grupos de países y a nivel mundial no hay presencia de heterocedasticidad. Los países que obtienen una importante inversión extranjera directa, aumentan en gran medida las industrias, este es el caso de los países de ingresos altos, por otro lado, los países con ingresos bajos tienen menos industrias en su economía, lo cual repercute de manera negativa en el país. Al no existir industrias las fuentes de empleo son escasas, disminuyendo el consumo de las familias, y por ende afectando el crecimiento económico del país.

Tabla 3. Relación entre la inversión extranjera directa e industrias

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Log (ied)	0.147*** (35.95)	0.0620*** (4.93)	0.0769*** (9.37)	0.206*** (11.67)	0.102*** (8.84)	0.196*** (22.82)	0.102*** (8.84)
Constant	19.65*** (136.80)	23.31*** (50.49)	22.53*** (54.75)	19.76*** (38.84)	20.09*** (57.82)	18.47*** (73.96)	20.09*** (57.82)
Hausman test (p-value)	-24.25	-0.86	-1.08	-2.38	-3.11	-8.40	-4.33
Serial correlation test (p-value)	0.000	0.894	0.125	0.013	0.033	0.005	0.0043
Heteroscedasticity test (p-value)	0.727	0.877	0.875	0.821	0.893	0.747	0.840
Fixed effects (years)	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects (country)	no	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	3248	203	580	203	609	841	812

Note: t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

4.2 | Test de raíz unitaria

La Tabla 4 informa los resultados obtenidos con los efectos del tiempo y sin efectos del tiempo The Levine, Lin Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y Breitung (2002) las pruebas se basan en pruebas paramétricas y las pruebas tipo Fisher de Dickey Fuller Au-

mentado (1981), Phillips y Perron (1988) son no paramétricos, que fueron propuestos por Maddala y Wu (1999). Breitung (2002) se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria (a través de paneles). El criterio de información Akaike (AIC) se utilizó para determinar el retraso longitud. En el presente la investigación es mayor que, por lo tanto, no debe haber ningún sesgo en las pruebas de Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003).

Tabla 4. Prueba de raíz unitaria en primeras diferencias

Grupos variables		LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP
		WD					WOD				
Global	LIND	-27.96*	-8.92*	-32.19*	-11.25*	-33.34*	-26.31*	9.16*	-30.71*	-9.72*	-32.46*
	LIED	-49.38*	-7.33*	-56.45*	-23.67*	-59.74*	-47.30*	-7.64*	-56.65*	-24.03*	-61.58*
PIEA	LIND	-7.21*	-1.89*	-7.95*	-4.24*	-9.63*	-5.99*	-1.49*	-5.22*	-2.45*	-10.31*
	LIED	-17.93*	-3.25*	-18.70*	-6.83*	-17.83*	-14.38*	-3.25*	-17.11*	-6.31*	-18.05*
PIA	LIND	-9.20*	-5.02*	-11.73*	-3.25*	-12.39*	-8.53*	-4.65*	-11.26*	-2.00*	-11.98*
	LIED	-19.44*	-5.04*	-22.60*	-11.19*	-25.55*	-19.18*	-5.47*	-22.61*	-10.78*	-25.89*
PIMA	LIND	-10.22*	-4.11*	-9.43*	-4.56*	-9.09*	-10.54*	-3.24*	-9.66*	-5.00*	-10.83*
	LIED	-16.13*	-2.80*	-15.54*	-5.12*	-16.31*	-16.96*	-2.57*	-18.00*	-5.78*	-17.26*
PIMB	LIND	-16.17*	-4.32*	-17.02*	-4.83*	-15.84*	-14.09*	-3.67*	-15.83*	-4.45*	-16.26*
	LIED	-21.64*	-4.32*	-24.29*	-10.99*	-25.16*	-21.16*	-3.67*	-24.29*	-10.78*	-26.17*
PIB	LIND	-13.10*	-3.78*	-15.27*	-4.80*	-17.02*	-13.22*	-4.48*	-15.70*	-3.96*	-16.97*
	LIED	-24.63*	-4.04*	-28.10*	-12.30*	-28.81*	-23.64*	-4.19*	-27.64*	-12.71*	-29.68*
PIEB	LIND	-12.40*	-3.94*	-15.52*	-6.28*	-15.81*	-10.33*	-4.40*	-14.63*	-5.66*	-14.26*
	LIED	-21.27*	-2.47*	-27.05*	-9.87*	-29.71*	-22.53*	-3.37*	-27.75*	-10.29*	-30.24*

Nota: * significativo al 1 %

El hecho de que ambas series tengan un orden de integración I (1) hace necesario estimar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables Zoundi (2017). Si las series están cointegradas, existe una fuerza que lleva a la serie al equilibrio en el largo plazo.

La Tabla 5 informa las siguientes estadísticas: una estadística de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF. El primero no es paramétrico y se basa en la relación de varianzas. La prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999) muestra que existe una relación de equilibrio a nivel global entre las series. Las estadísticas ADF, PP, p-statistic y v-statistic muestran un resultado coherente entre ellas: las dos series se mueven juntas y simultánea-

mente en el tiempo y en la sección transversal. Las estadísticas dentro de las dimensiones de los paneles y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativas. El mismo resultado ocurre para los países de altos ingresos. Tanto a nivel global como por grupos de países hay un vector de cointegración, lo cual indica que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la inversión extranjera directa e industrias. Este resultado concuerda con el obtenido en el estudio realizado por Kucera y Principi (2017), quienes mencionan que existe una relación positiva a largo plazo entre la inversión extranjera directa e industrias manufactureras en países de ingresos bajos.

Tabla 5. Test de cointegración Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Within dimension test statistics							
Panel v-statistic	-0.8015	-0.599	-0.331	-0.423	-0.109	-0.863	0.919
Panel rho-statistic	-22.01	-6.317	-9.435	-7.229	-11.86	-10.92	-9.75
Panel t-statistic	-31.87	-10.11	-12.41	-10.95	-17.63	-16.09	-13.65
Panel ADF statistic	-26.56	-9.596	-9.51	-8.83	-14.38	-15.35	-11.69
Between dimension test statistics							
Panel rho-statistic	-14.86	-4.504	-6.363	-5.133	-8.477	-7.494	-6.17
Group t-statistic	-31.83	-10.49	-11.95	-11.17	-18.42	-15.9	-12.52
Group ADF statistic	-23.86	-9.951	-7.565	-8.044	-12.28	-13.82	-10.82

Nota: **significativo 1 %, ***significativo al 1 %

La Tabla 6 muestra los resultados del modelo de error del vector de datos de panel VECM propuestas por Westerlund (2007), que tiene una ventaja atractiva, ya que afirma que la hipótesis nula conjunta es que todas las secciones transversales en el panel están cointegradas y omiten informar sobre la observación que no tiene cointegración (Kasman y Duman, 2015). La prueba de cointegración propuesta por Westerlund (2007) verifica la ausencia o presencia de cointegración que determina la existencia de errores de vectores para cada país o para el grupo de países. Además, esta prueba se basa en el hecho de que las series no son estacionarias. Las pruebas de Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y Breitung (2002) y las pruebas de Fisher de Dickey Fuller Augmented (1981) y Phillips y Perron (1988) mostraron que la serie no tienen el problema de la raíz unitaria. Como resultado, resulta posible estimar la prueba

de cointegración de Westerlund. Continuando con la lógica anterior, los resultados son reportados para todo el panel y por grupos de países. Los resultados encontrados nos permiten aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las dos series analizadas. Esto implica que un cambio en la inversión extranjera directa no genera cambios inmediatos en las industrias. La existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables no se cumple a nivel global y en todos los grupos de países porque las estadísticas son significativas al 0.1 %, excepto en los países de ingresos extremadamente bajos. Este resultado es diferente al obtenido en la investigación, Calegario, Bruhn, y Pereira (2014), quienes obtienen una relación positiva a corto plazo entre la inversión extranjera directa y el crecimiento en industrias brasileñas.

Tabla 6. Resultados Westerlund

	Statistic	Value	Z-value	P-value
GLOBAL	Gt	-2.285	0.934	0.825
	Ga	-13.271	-2.185	0.014
	Pt	-22.967	-0.707	0.24
PIEA	Pa	-9.769	-1.444	0.074
	Gt	-1.656	2.307	0.99
	Ga	-13.401	-0.598	0.275
PIA	Pt	-0.236	6.237	1.000
	Pa	-0.435	3.773	1.000
	Gt	-2.103	1.410	0.921
PIMA	Ga	-9.25	1.780	0.963
	Pt	-7.66	2.084	0.981
	Pa	-7.825	0.845	0.801
PIMB	Gt	-3.004	-2.135	0.016
	Ga	-14.655	-1.097	0.136
	Pt	-6.337	-0.87	0.192
PIB	Pa	-11.454	-1.107	0.134
	Gt	-2.241	0.659	0.745
	Ga	-10.343	1.071	0.858
PIEB	Pt	-9.06	0.724	0.766
	Pa	-7.395	1.196	0.884
	Gt	-2.247	0.733	0.768
	Ga	-14.881	-2.415	0.008
	Pt	-10.877	0.583	0.72
	Pa	-9.275	-0.29	0.386
	Gt	-2.466	-0.727	0.234
	Ga	-16.295	-3.498	0.000
	Pt	-15.348	-4.855	0.000
	Pa	-14.234	-4.677	0.000

Los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni y Westerlund tienen al menos dos limitaciones; solo muestra la existencia de un vector de cointegración pero no informa sobre la fuerza del vector o el efecto individual en cada país. La Tabla 7 informa los resultados encontrados en esta etapa de la estimación. El panel DOLS es paramétrico y constituye una opción alternativa para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips Moon (1999) y Pedroni (2001) según lo observado por Kao y Chiang (2000). Se estimó la fuerza del vector de cointegración de Pedroni (2001). Primero, se informa los estimadores que se obtuvieron por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WT) y sin efecto

de tiempo (WOT). La inversión extranjera directa y las industrias se expresaron en logaritmos. Por lo tanto, los estimadores se pueden interpretar como elasticidad de una manera directa. En los países que tienen un coeficiente positivo, la relación entre la inversión extranjera directa e industrias, es positiva y si el coeficiente tiende a 1 o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es abrumadora. Cuando la elasticidad es negativa, la relación entre las dos variables es negativa. En la estimación hay varios vectores cerca de la unidad, lo que indica que la relación de equilibrio entre las variables es fuerte. En los países de ingresos extremadamente bajos la relación es débil, mayor parte de sus vectores son menos a la unidad.

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS

PIEA			PIA			PIBA		
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
Australia	1,953	2,441	A Barbuda	0,405	2,311	Argentina	3,385	4.325
Bermuda	-0,812	0,416	Austria	-2,2	1,408	Brazil	0,265	0.626
Denmark	-0,181	0,554	Bahamas	-1,796	-0,203	Chile	0,792	0.823
Netherlands	1,51	2,846	Cyprus	-2,152	-1,663	Mexico	1,484	2.357
Norway	0,392	1,775	Rep.Checa	-0,076	0,567	Seychelles	-0,788	1,076
Sweden	0,038	1,974	Finland	1,018	2,058	Turkey	1,953	1,002
Switzerland	1,351	-2,08	France	1,315	3,893	Uruguay	-1,415	-0,543
			Gabon	1,364	1,047			
			Germany	0,625	0,173			
			Greece	-0,671	0,124			
			China	2,365	0,492			
			Italy	-0,17	1,187			
			Japan	-0,164	0,808			
			Zealand	1,761	4,084			
			Arabia.S	1,347	2,503			
			Singapore	1,031	0,623			
			Spain	0,152	1,342			
			Nevis	0,382	1,955			
			Trinidad	-2,496	-1,833			
			Venezuela	0,027	-0,004			
PIMB			PIB			PIEB		
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
Azerbaijan	0.108	0.624	Albania	2.524	3.516	Bangladesh	-0,117	0,123
Botswana	0.267	0.289	Algeria	-2.257	-1.498	Bhutan	-0,929	-1.264
Bulgaria	-1,749	-0,92	Armenia	1.271	1.301	Burkina Faso	-0,491	-0,762
						Burundi	0,874	0,861
Colombia	1.613	1.830	Belarus	0.864	1.183	Cameroon	2.951	4.396
Costarica	0,296	0.823	Belize	0.706	2.315	Comoros	-0,636	-1.386
Dominica	-0,075	0.481	Bolivia	1.101	0,96	Congo	0,399	0,605
Ecuador	2.341	0	Cabo.V	2.827	5.277			
		.991						
Grenada	1,583	2.940	China	6.822	9.556	Gambia, The	0,105	1.065
						Guinea	-1.188	0,252
Indonesia	0,321	1.366	Rep.Cong	-2.088	-0,068	India	4.546	1.472
Iran,	0,619	1.137	Rdomini.	-0,74	2.583	Lao PDR	2.296	1.237
Jamaica	2.937	4.247	Egypt.	0,025	0,909	Lesotho	0,499	-0,253
Malaysia	0.211	0.792	El Salvador	-0,759	1.095	Madagascar	-2.456	-2.01
Mauritius	0,068	0	Guatemala	-1.971	0,496			
		.450				Malawi	0,451	0,895
Mongolia	1,943	2.474	Guyana	-0,27	-0,235	Mali	-0,796	-0,88
Morocco	-2.107	-0,08	Honduras	-1.867	0,805	Mauritania	-0,659	-0,265
Namibia	-0,593	0.070	Iraq	-0,614	0,487	Mozambique	-1.446	-0,766
Panama	0.942	0.150	Jordan	-1.143	-0,142	Nepal	0,968	0,526
Paraguay	4.044	1.312	Nigeria	1.153	-0,861	Nicaragua	0,437	-0,289
St. Lucia	0.898	1.971	Peru	4.243	2.08	Pakistan	9.134	6.093
Grenadines	1.056	2.207	Philippines	8.247	2.456	Rwanda	4.92	4.776
Suriname	1.842	2.041	Samoa	1.924	1.221	Senegal	-0,98	-0,08
			Sri Lanka	3.565	1.734	Sierra Leone	1.32	1.141
			Sudan	1.067	2.415	Tanzania	-6.731	-9.77
			Swaziland	-0,339	-0,591	Togo	-0,434	0,522
			Thailand	-1.257	-1.327	Uganda	4.11	4.487
			Tonga	-0,26	-1.283	Vietnam	-0,209	0,365
			Tunisia	1.74	1.652	Zambia	2.25	0,547
			Vanuatu	1.706	1.071			
			Zimbabwe	1.193	1.071			

Note: *, **, *** indicate rejection of the null hypothesis at the level of 5%, 10% and 1% respectively for $H_0: =1$

En la prueba de Pedroni (2001) se estimó la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, que se informa en la Tabla 8. Para asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, se estimó un modelo con tiempo ficticio y otro sin tiempo. Se encontró que

todos los grupos de países el vector es positivo pero no son estadísticamente significativo. Los resultados sin tiempo ficticio arrojan los mismos resultados.

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS para grupos de países

Grupos	Con dummy		Sin dummy	
	i	t-statistics	i	t-statistics
GLOBAL	0.041	8.87	0.064	10.82
PIEA	0.021	1.607	0.039	2.996
PIA	0.010	0.368	0.042	4.667
PIMA	0.046	2.146	0.105	3.654
PIMB	0.048	3.615	0.079	5.499
PIB	0.041	5.091	0.102	7.279
PIEB	0.035	3.437	0.026	2.2

Note: *, ** indicate rejection of the null hypothesis at the level of 5 %, 10 % respectively for $H_0: =1$

4.3 | Test causalidad de Granger

Los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger calculada sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012) se presentan en la Tabla 9. En los países de altos ingresos existe una causalidad bidireccional entre las emisiones de gases con-

taminantes per cápita y la producción real per cápita). En los países de ingresos extremadamente altos y países de ingresos bajos existe una causalidad unidireccional que va desde las industrias a la inversión extranjera directa. En los países de ingresos medios bajos existe causalidad unidireccional desde la inversión extranjera directa hacia las industrias.

Tabla 9. Resultados test de causalidad Granger

Dirección causal	Grupos	W-bar	Z-bar	P-value
IND → IED	GLOBAL	1.383	2.869	0.004
	PIEA	2.995	3.733	0.000
	PIA	1.395	1.249	0.211
	PIMA	1.324	0.607	0.543
	PIMB	1.477	1.547	0.122
	PIB	1.645	2.458	0.014
	PIEB	0.645	-1.329	0.184
IND ← IED	GLOBAL	1.186	1.392	0.164
	PIEA	0.48	-0.972	0.331
	PIA	0.866	-0.422	0.673
	PIMA	1.454	0.849	0.395
	PIMB	2.22	3.954	0.000
	PIB	1.142	0.541	0.588
	PIEB	0.793	-0.773	0.439

Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que en los países de ingresos extremadamente altos las industrias pueden variar mediante cambios en la inversión extranjera directa. Los resultados que se obtuvieron en el trabajo realizado por Nagubadi y Zhang (2011) muestran que la inversión extranjera directa y la industria en este caso forestal están estrechamente complementadas por lo que existe una relación bidireccional.

5 | CONCLUSIONES

Esta investigación analiza la incidencia de la inversión extranjera directa en las industrias a nivel mundial, durante el período 1987-2015. Mediante modelos de datos de panel y utilizando las técnicas de cointegración de Pedroni (2001) se encontró tanto a nivel global como por grupos de países hay un vector de cointegración, lo cual indica que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la inversión extranjera directa e industrias. A través del test de Westerlund (2007) se encontró que la existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables no se cumple a nivel global y en todos los grupos de países porque las estadísticas son significativas al 0.1 %, excepto en los países de ingresos extremadamente bajos. En general, los resultados muestran que la inversión extranjera directa influye en las industrias solamente a largo plazo. Finalmente, en los países de ingresos extremadamente altos y países de ingresos ba-

jos existe una causalidad unidireccional que va desde las industrias a la inversión extranjera directa. En los países de ingresos medios bajos existe causalidad unidireccional desde la inversión extranjera directa hacia las industrias. Una limitación encontrada al momento de realizar la investigación fue la no existencia de datos a nivel mundial, por lo que resultó necesario realizar proyecciones para llevar a efecto el trabajo. Las futuras investigaciones que se pueden realizar a partir de este trabajo podrían orientarse a determinar el crecimiento económico de los países a nivel mundial haciendo referencia a su nivel de inversión extranjera directa. Las posibles implicaciones de política económica deberían orientarse a atraer inversión extranjera directa, especialmente a países en vías de desarrollo, ya que su dinamización económica se ve influenciada principalmente por estas grandes industrias, las cuales generarían fuentes de trabajo, que mejorarían las condiciones de los individuos y el crecimiento económico del país.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6), 716–723.

- [2] Alvarado, R., Iñiguez, M., Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*.
- [3] Anwar, S., Sun, S. (2015). Foreign direct investment in RD and domestic entrepreneurship in China's manufacturing industries. *Applied Economics*.
- [4] Apostolov, M. (2015). ARTICLE IN PRESS Effects of foreign direct investments. Evidence from Southeast Europe. *Cuadernos de Economía*.
- [5] Ashby, N. J., Ramos, M. A. (2013). Foreign direct investment and industry response to organized crime: The Mexican case. *European Journal of Political Economy*.
- [6] Banco Mundial. (2016). Obtenido de development-indicators
- [7] Barrell, R., Pain, N. (1997). Foreign direct investment, technological change, and economic growth within Europe. *The economic journal*, 107(445), 1770-1786.
- [8] Buckley, P. J., Clegg, J., Zheng, P., Siler, P. A., Giorgioni, G. (2007). The Impact of Foreign Direct Investment on the Productivity of China's Automotive Industry. *Management International Review*. Retrieved from
- [9] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363
- [10] Calegário, C. L. L., Bruhn, N. C. P., Pereira, M. C. (2014). Foreign Direct Investment and Trade: A Study on Selected Brazilian Industries. *Latin American Business Review*.
- [11] Cao, J., Mukherjee, A. (2018). Foreign direct investment, unionised labour markets and welfare. *International Review of Economics and Finance*.
- [12] Christophe Hurlin, E. D. T. (2012). Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels To cite this version: HAL Id: halshs-00224434 Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels.
- [13] Deloitte. (2015). Inversión Extranjera Directa y el crecimiento inclusivo. Reino Unido.
- [14] Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427- 431.
- [15] Harrison, A., Rodríguez-Clare, A. (2010). Trade, foreign investment, and industrial policy for developing countries. *Handbook of Development Economics*.
- [16] Hasan, K. R., Rahaman, M. M., Alamgir, M. Z., Akimoto, H. (2017). Foreign direct investment and the shipbuilding industry: A Bangladesh perspective. In *Procedia Engineering*.
- [17] Hausman, J.A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*. 46, 1251- 1272.
- [18] Hausman, J.A., Taylor, W.E., 1981. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*. 49, 1377-1398.
- [19] Iamsiraroj, S. (2016). The foreign direct investment-economic growth nexus. *International Review of Economics and Finance*.
- [20] Jeon, Y. D. (1992). The determinants of Korean foreign direct investment in manufacturing industries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128(3), 527-542.
- [21] Krause, M. (2017). La inversión extranjera directa impacta más en países desarrollados que en países en desarrollo.
- [22] Kucera, D., Principi, M. (2017). Rights, governance, and foreign direct investment: an industry-level assessment. *International Review of Applied Economics*.
- [23] Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finitesample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24
- [24] Li, R., Wan, C., Wang, M. (2018). U.S. Corporate Investment and Foreign Penetration: Imports and Inward Foreign Direct Investment. *Journal of International Money and Finance*.
- [25] Lin, F.-J. (2010). The determinants of foreign direct investment in China: The case of Taiwanese firms in the IT industry. *Journal of Business Research*.
- [26] Liu, W. S., Agbola, F. W. (2014). Regional analysis of the impact of inward foreign direct investment on economic growth in the Chinese electronic industry. *Applied Economics*.
- [27] Makiela, K., Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission channels. *Economic Modelling*.
- [28] Malikane, C., Chitambara, P. (2018). Foreign direct investment (FDI), productivity and the technology gap in African economies. *Journal of African Trade*.

- [29] Maddala, G. S., Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- [30] Medina, J. (2010). La industria en los países desarrollados y subdesarrollados.
- [31] Milner, C., Pentecost, E. (1996). Locational advantage and US foreign direct investment in UK manufacturing. *Applied Economics*.
- [32] Nagubadi, R. V., Zhang, D. (2011). Bilateral foreign direct investment in forest industry between the U.S. and Canada. *Forest Policy and Economics*.
- [33] ONUDI. (2021). Informe annual 2020. https://www.unido.org/sites/default/files/files/2021-04/UNIDO_AR2020_SP_Rev1.pdf
- [34] Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001). 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Economics*, 16, 289-326.
- [35] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [36] Phillips, P. C., Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- [37] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [38] Pugel, T. A. (1981). The Determinants of Foreign Direct Investment: An Analysis of US Manufacturing Industries.
- [39] Sothan, S., Zhang, X. (2017). Causality between foreign direct investment and economic growth for Cambodia. *Cogent Economics Finance*.
- [40] Sunde, T. (2017). Foreign direct investment, exports and economic growth: ADRL and causality analysis for South Africa. *Research in International Business and Finance*, 41, 434-444.
- [41] UNCTAD. (2020). Informe sobre las inversiones en el mundo 2020: La producción internacional después de la pandemia. https://unctad.org/system/files/official-document/wir2020_overview_es.pdf
- [42] UNCTAD. (2021). Informe sobre las inversiones en el mundo 2021: Invertir en la recuperación sostenible. https://unctad.org/system/files/official-document/wir2021_overview_es.pdf
- [43] Vella, M., Sammut-Bonnici, T. (2014). Foreign direct investment. Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748
- [44] Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA. World Bank, 2017. *World Development Indicators*. Washington D.C. Available on.
- [45] Zeng, K., Sherman, R. (2009). Review of International Political Economy demands for trade protection, (772815468), 37-41.
- [46] Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1067- 1075.

Desigualdad y gasto público a nivel mundial: Un estudio con datos y metodologías de panel

Global inequality and public spending: A study using panel data and methodologies

Cecibel Jiménez¹ | Jorge Flores-Chamba¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Cecibel Jiménez, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: cecilia.jimenez@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Julio 2021

Fecha de aceptación

Diciembre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

En el estudio de los problemas socioeconómicos como la pobreza y la desigualdad es inevitable analizar el papel del sector público; de ahí es importante mencionar que, por ejemplo, en regiones marcadamente desiguales como Latinoamérica y el África subsahariana el consumo final de los gobiernos ha mostrado una tasa de crecimiento promedio mayor a 2% en el período 2000-2020, según datos del Banco Mundial. En ese sentido, el objetivo de esta investigación es examinar el vínculo causal entre la desigualdad y el gasto público para 89 países durante 1980-2016. Utilizando técnicas de cointegración para datos en panel los resultados encontrados indican la existencia de un equilibrio largo plazo entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. Finalmente, los resultados de la prueba de causalidad muestran que existe una causalidad bidireccional entre la desigualdad y el gasto público en los países de ingresos altos. En los países con ingresos mediano-altos, mediano-bajos, extremadamente bajos y bajos, existe una causalidad unidireccional entre la desigualdad y el gasto público. Una de las sugerencias de política que se derivan de la presente investigación es que en la mayoría de los países analizados el aumento del gasto público contribuye a la reducción de la desigualdad.

Palabras clave: Desigualdad; Gasto público; Datos de panel.

Códigos JEL: D63. H5. C23.

ABSTRACT

In the study of socioeconomic problems such as poverty and inequality it is inevitable to analyze the role of the public sector; hence it is important to mention that, for example, in markedly unequal regions such as Latin America and Sub-Saharan Africa final government consumption has shown an average growth rate higher than 2% in the period 2000-2020, according to World Bank data. In that sense, the objective of this research is to examine the causal link between inequality and government spending for 89 countries during 1980-2016. Using cointegration techniques for panel data the results found indicate the existence of a long-run equilibrium between the two variables at the global level and by country groups. Finally, the results of the causality test show that there is bidirectional causality between inequality and public spending in high-income countries. In upper-middle-income, lower-middle-income, extremely low-income and low-income countries, there is unidirectional causality between inequality and public spending. One of the policy suggestions derived from the present research is that in most of the countries analyzed, increased public spending contributes to the reduction of inequality.

Keywords: Inequality; Public spending; Panel data.

JEL codes: D63. H5. C23.

1 | INTRODUCCIÓN

La desigualdad afecta a casi a todos los países a nivel mundial, pero afecta de modo más alarmante a las naciones emergentes, a las nuevas potencias económicas, e incluso a países ricos con estructuras democráticas y una cohesión social amplia. Por ejemplo, los datos de los Estados Unidos evidencian que el 1 % de los ciudadanos ha acumulado el 95 por 100 del crecimiento económico total posterior a la crisis del 2009. Esto indica que en el país más rico del mundo se está produciendo una concentración alarmante de la riqueza. Pero no menos importante es el caso de la Unión Europea, que ha sido paradigma de sociedades equitativas y del estado del bienestar, y ahora se encuentra en un momento muy preocupante con 122 millones de pobres. Una situación inaceptable pero que aún puede agravarse. La proyección de los datos indica que, de mantenerse las políticas económicas vigentes, la Unión Europea podría llegar a los 146 millones de pobres en el año 2025, algo que hasta hace poco resultaba impensable para una zona del planeta que era una burbuja de prosperidad.

Por otro lado, el uso adecuado del gasto público permite una mejor distribución de la riqueza, el gobierno establece prioridades en la asignación de recursos para financiar programas sociales, subsidios o transferencia de recursos a la sociedad. El gasto público a nivel mundial está aumentando fuertemente. De acuerdo con los datos del Banco Mundial, el gasto público pasó de 19.34 % en 1973, a 29.16 % en el 2014, medido como porcentaje del PIB. De estos casi 10 puntos porcentuales que creció el gasto en los últimos 44 años, el 42.87 % de ese aumento produjo en los últimos 10 años. Los países con mayor gasto público son: Tíbet, Corea del Norte y Kiribati, Estados Unidos ocupa el lugar 52 del ranking (38,9 % de su PIB), bastante bajo si lo comparamos con la media de los países europeos. En América de Sur los países que tienen gasto público elevado esta: Ecuador (44 %), Argentina (40.3 %), Brasil (38.6 %), Bolivia (38.5 %) y Venezuela (38 %).

Respecto al aspecto metodológico, aunque los modelos con datos de panel son metodologías bastante robustas, pueden ocultar información relevante detrás de la agrupación de países heterogéneos y la existencia de un vector de cointegración de largo plazo (Pedroni, 1999) es un resultado extremadamente agregado que no dice nada sobre la fortaleza de la relación entre las dos variables dentro de cada país o grupo de países. Es así como se utilizan un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS) para estimar relaciones más específicas a nivel de país, un aspecto que diferencia a la presente investigación respecto a estudios similares.

En este contexto, nuestra investigación examina la existencia de una relación de largo plazo entre la desigualdad y el gasto público a nivel mundial y por grupos de países. Nuestra investigación abarca los periodos 1980-2016 para 89 países que tienen datos para ambas variables, lo que permite formar un panel de datos fuertemente balanceado. Para capturar la heterogeneidad entre países, agrupamos los países de la siguiente manera: países de ingresos extremadamente altos (PIEA); países de ingresos altos (PIA), países de ingresos medios-altos (PIMA), países de ingresos medio-bajos (PIMB), países de ingresos bajos (PIB) y países de ingresos extremadamente bajos (PIEB). La clasificación permite proponer implicaciones de política para cada grupo de países en función de los resultados obtenidos. Primero, estimamos un modelo de GLS de referencia para estimar la dirección y la fuerza de la correlación entre las variables. En segundo lugar, verificamos la existencia de al menos un vector de cointegración a largo plazo entre las variables. En tercer lugar, estimamos la fuerza del vector de integración para grupos de países a través de una dinámica. Luego de esta introducción, en la segunda sección se realiza la revisión de literatura previa sobre el tema estudiado, en la tercera sección constan los datos y la metodología, en la cuarta sección se discuten los resultados obtenidos y, finalmente, se enuncian

algunas conclusiones e implicación de políticas.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

En los últimos años, ha aumentado de manera significativa los estudios que analizan la incidencia del gasto público sobre el nivel de desigualdad, a nivel países:

En primer lugar, están las investigaciones que usan técnicas de cointegración a través de datos de panel para examinar el vínculo causal entre las series. Por ejemplo, Pistori, Rinaldi, Salsano (2017); Modalsli (2017), Kim (2015), Justino Martorano (2018), Jin, Li, Wu (2011), Heer Scharrer (2018), Gregorini (2015), Chatterjee, Chakrabarti, Ghosh, Chakraborti, Nandie (2016), Cain, Hasan, Magsombol (2010) estiman la relación de largo plazo entre las variables de interés. En el trabajo de Pistori, Rinaldi y Salsano (2017), se utilizó un nuevo conjunto de datos históricos durante el período 1862-2009, este documento prueba la validez de la Ley de Wagner de gasto público en Italia. Con este objetivo, la cointegración y la causalidad de Granger se utilizan para investigar la relación a largo plazo entre el PIB y el gasto público. Además, el método DOLS se aplica para estimar la elasticidad consistente a largo plazo entre estas dos variables. Así mismo Modalsli (2017) hace estimaciones a nivel municipal, analizando la desigualdad de ingresos entre individuos en un país europeo en el siglo XIX, por medio de una combinación de varios conjuntos de datos detallados para Noruega a fines de la década de 1860. Los ingresos urbanos fueron en promedio 4.5 veces más altos que los ingresos rurales, y el coeficiente de Gini promedio de la ciudad fue el doble del municipio rural promedio de Gini. Todos los grupos de ocupación de ingresos altos o medianos exhibieron desigualdad sustancial de ingresos dentro de la ocupación. Los coeficientes de las otras variables explicativas son pequeños y no estadísticamente significativos. Una interpretación de este resultado es que el clima y la estructura agrícola son más relevantes para explicar la desigualdad de ingresos que el desarrollo económico.

Kim (2015), Justino Martorano (2018), Jin, Li, Wu (2011) en sus investigaciones utilizando datos sobre 431,637 adultos en los 48 estados contiguos de EE. UU. Se utilizaron en el Estudio Nacional de Longitudinal para estimar los impactos del gasto estatal y local y la desigualdad de ingresos en los riesgos individuales de mortalidad por todas las causas y causas específicas para las principales causas de muerte en adultos jóvenes y de mediana edad y adultos mayores. Para reducir el sesgo, los modelos incorporaron efectos fijos de estado y variables instrumentales. De acuerdo con nuestras expectativas previas, los resultados muestran que el coeficiente para el bienestar del gobierno el gasto es negativo y estadísticamente significativo en los tres presupuestos. El coeficiente aumenta a medida que aumentan los controles incluido en el modelo. De acuerdo con la mejor estimación, el aumento del gasto de gobierno en un punto del PIB porcentual reduce la probabilidad de conflicto por alrededor de 5 %. También es importante señalar que el coeficiente del PIB per cápita es negativo y estadísticamente significativo. Este resultado sugiere que los países con mayor los niveles de ingresos nacionales son menos propensos a experimentar conflictos violentos.

Por otro lado, Heer Scharrer (2018) y Gregorini (2015), estudian el impacto de los shocks del gasto público en la distribución del ingreso y la riqueza entre las cohortes y los efectos del bienestar asociados en un modelo dinámico de superposición estocástica de generaciones con dos tipos de hogares, los hogares ricardianos y los consumidores de la regla del pulgar. Se evidencia que un aumento inesperado en el gasto gubernamental disminuye la desigualdad de ingresos y la riqueza. También analizan la geografía política y el tamaño de los gobiernos en presencia de la desigualdad de ingresos.

La solución del planificador social implica que la desigualdad del ingreso es neutral en cuanto al tamaño de los países, pero reduce la provisión óptima de bienes dentro de cada país.

Así mismo, en las investigaciones realizadas por Chatterjee, Chakrabarti, Ghosh, Chakraborti, Nandie (2016) y Cain, Hasan, Magsombol (2010), se examina la evolución de la desigualdad en un modelo de generaciones superpuestas donde la inversión de capital humano individual depende de la calidad de las escuelas. Se considera una educación donde la calidad de las escuelas es un insumo proporcionado públicamente y financiado por el impuesto a la renta. Se observa que la brecha de ingresos entre los ricos y los pobres puede ampliarse incluso cuando la calidad de la educación pública es la misma para todos los individuos. Por lo tanto, en el corto plazo, la educación pública puede no ser el gran equalizador según lo previsto por sus proponentes. Desde otro punto de vista se estudia las características de distribución y la desigualdad del gasto de consumo en la India, para diferentes estados, castas, religión y sectores. Se encuentra que, aunque las medidas agregadas de desigualdad están bastante diversificadas en todos los estados, las distribuciones del consumo son estadísticamente casi idénticas, una vez normalizadas correctamente. Esta característica es robusta con respecto a las variaciones en los factores sociológicos y económicos. También se muestra que la desigualdad en el estado parece estar correlacionada positivamente con el crecimiento.

Por otro lado, Glomma y Ravikumar (2003), Getachew y Tirovsky (2015), Getachew (2012), Elgin, Goksel y Gurd (2013), Dickman, Himmelstein y Woolhandler (2017), Charlesa y Lundy (2013), Cabrera, Lusting y Moran (2015) y Blundell y Etheridge (2010), examinan cómo la asignación entre inversión pública e inversión privada afecta la dinámica de la desigualdad en una economía con heterogeneidad de agentes y un mercado de crédito incompleto. Se ha argumentado que si los factores públicos y privados son sustituibles (complementarios), un aumento de la inversión pública (subsidio a la inversión privada) puede llevar a una dinámica de desigualdad en declive. Así mismo se evidencia que los países con mayores niveles de religiosidad se caracterizan por una mayor desigualdad de ingresos. Se menciona que esto se debe al menor nivel de servicios gubernamentales demandados en los países más religiosos. La religión motiva a las personas a participar en donaciones caritativas y

esto los lleva a preferir hacer sus contribuciones de manera privada y voluntaria en lugar de hacerlo a través del estado.

De tal manera también se exploran los efectos de la estructura del ingreso local en el consumo de los hogares en 18 grandes áreas estadísticas metropolitanas (MSA) de los EE. UU. Los resultados muestran un gran gasto en las MSA de alta desigualdad. Pero a diferencia de las representaciones convencionales de consumo conspicuo, el gasto adicional se destina principalmente al alojamiento y a la comida, no a compras más visibles de joyas, vehículos, indumentaria y entretenimiento. Por el contrario, los altos ingresos se asocian con un mayor gasto en dos categorías de bienes visibles: indumentaria y entretenimiento. Se destaca que es útil resumir los hallazgos clave de este documento: Primero, antes de 1993, no había un patrón claro para los cambios en la desigualdad. Durante 1993-2004, sin embargo, hubo un aumento de la desigualdad en los sectores rurales y urbanos. Segundo, los aumentos en la desigualdad rural son relativamente marginales, son más sustanciales en el sector urbano. Tercero, de varias características del hogar consideradas en dicho documento, el logro educativo de la cabeza del hogar resulta ser el factor próximo más importante que impulsa el aumento de la desigualdad (según lo medido por el coeficiente de Gini).

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Fuentes estadísticas

El objetivo de la presente investigación es analizar el efecto del gasto público en la desigualdad a nivel mundial usando datos de panel. La base de datos utilizada en esta investigación es del World Development Indicator del Banco Mundial (2017) e Inequality Base, los datos de panel utilizados representan a 89 economías a nivel mundial durante el periodo 1980-2016. La variable dependiente es la desigualdad (D_t) y el gasto público (G_t) es la variable independiente, la desigualdad está expresada en porcentaje y el gasto público en dólares. A continuación se detalla cada una de las variables en la Tabla 1.

Tabla 1. Descripción de las variables

Variablen	Símbolo	Descripción	
Dependiente	Desigualdad	D_{it}	Es el reparto desequilibrado de riqueza y rentas económicas entre los miembros o grupos de una comunidad.
Independiente	Gasto Público	G_{it}	El gasto público es la cantidad de recursos financieros, materiales y humanos que el sector público representado por el gobierno emplea para el cumplimiento de sus funciones, entre las que se encuentran de manera primordial la de satisfacer los servicios públicos de la sociedad.

La Figura 1 muestra la relación entre la desigualdad y el gasto público para los 89 países analizados durante el periodo de 1980-2016. Para un mejor análisis se han dividido a los países en seis categorías: países de ingresos extremadamente altos (PIEA), países de ingresos altos (PIA), países de ingresos medios altos (PIMA), países de ingresos medios bajos (PIMB), países de ingresos bajos (PIB) y países de ingresos extremadamente bajos (PIEB). La correlación en-

tre las variables en cada una de las figuras es negativa, a medida que se incrementa el gasto público la desigualdad tiende a disminuir, excepto en los PIEA y PIM, donde se observa una relación positiva. Además, se observa que los datos en la mayoría de los casos se ajustan a la línea de regresión, lo que significa que el gasto público tiene una alta capacidad explicativa sobre la desigualdad.

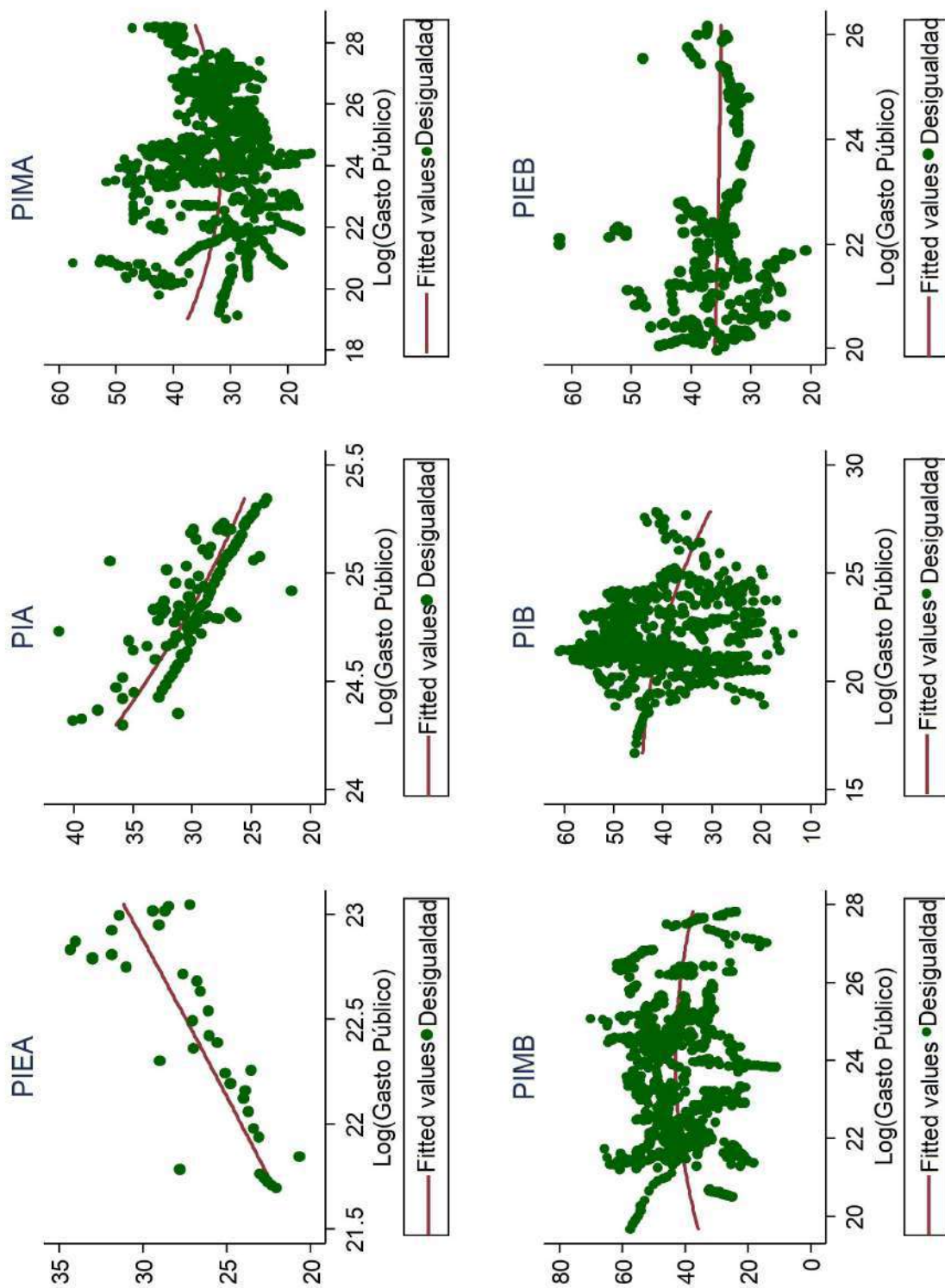


Figura 1. Correlación entre la desigualdad y el gasto público

Por otro lado, la Tabla 2 informa las estadísticas descriptivas, tales como la media, la desviación estándar, el valor mínimo y máximo de la desigualdad y el gasto público a nivel mundial para los 89 países durante el periodo 1980 – 2016 agrupados por niveles

de ingresos. El panel de datos está estrictamente equilibrado en el tiempo ($T = 1, \dots, 37$) y en la sección trasversal ($i = 1, \dots, 89$), observando que la variable que presenta el mayor grado de dispersión es la desigualdad.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables

Variable		Media	Std. Dev.	Min	Max	Obs
Desigualdad	Overall	37,23	9,87	10,65	69,96	N = 3293
	Between		8,75	24,03	56,84	i = 89
	Within		4,67	13,71	58,5	T = 37
Log (gasto público)	Overall	23,37	2,08	16,68	28,56	N = 3293
	Between		2,05	19,12	28,32	i = 89
	Within		0,43	18,94	25,42	T = 37

3.2 | Formalización econométrica

La estrategia econométrica global diseñada para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre las emisiones contaminantes y la producción per cápita tiene cinco etapas. En la primera etapa, se estima un modelo de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es la desigualdad ($D_{i,t}$) y la variable independiente es el logaritmo del gasto público ($GP_{i,t}$) del país $i = 1, \dots, 89$ en el periodo $t = 1980, \dots, 2016$. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (1) formaliza la relación entre las dos variables:

$$D_{i,t} = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \log(GP_{i,t}) + \theta_{i,t} \quad (1)$$

La prueba de Hausman (1978) se usó para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo propuesto en la Ecuación (1) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan muestra que el modelo tiene heterocedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores causados por la autocorrelación y la heterocedasticidad, se utiliza un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). La literatura empírica ha calculado este efecto incorporando el término cuadrático del producto real per cápita. Los parámetros $\gamma_0 + \delta_0$ capturan la variabilidad en tiempo y en la sección transversal. Finalmente, el parámetro $\theta_{i,t}$ es el término de error estocástico. En la teoría econométrica, es bien sabido que las series temporales tienen un componente de tendencia que hace que sea imposible medir de manera eficiente la relación entre ellas. Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, utilizamos un conjunto de pruebas, que coinciden en que la primera diferencia elimina el efecto de tendencia de las dos variables. Las pruebas utilizadas fueron: Dickey Fuller Augmented (1981), Phillips y Perron (1988), Levin, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y Breitung (2002), que se pueden estimar a partir de la siguiente ecuación:

$$D_t = \alpha_0 + \gamma D_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{j=2}^p \beta_j D_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde D_t es la serie que se supone que contiene al menos una raíz unitaria, α_0 es la intersección y α_1 captura el efecto de tendencia del tiempo t , ε_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del desfase. En la Ecuación (2), cuando el parámetro γ es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. El uso de cinco pruebas diferentes asegura que las series utilizadas en las estimaciones posteriores no tienen el problema de raíz unitaria. La segunda etapa de la estrategia econométrica deter-

mina el equilibrio a largo plazo entre las dos variables utilizando la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999). El equilibrio a largo plazo se determina con base en la siguiente ecuación:

$$D_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} GP_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} D_{i,t-j} + \pi_i ECT_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde $D_{i,t}$ representa la variable dependiente del país i en el periodo t . Los parámetros β , ω y π son los parámetros a estimar, y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración de equilibrio a largo plazo. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y j es la longitud del desfase determinada con el criterio de información de Akaike (1974). La prueba de cointegración mencionada se ha utilizado ampliamente para verificar la relación entre la desigualdad y el gasto público. Sin embargo, dicha prueba solo señala la existencia o no de un vector que relaciona las variables en cuestión en el largo plazo. Además, los modelos con datos de panel ofrecen resultados que son demasiado agregados. En consecuencia, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001) y aplicado por Neal (2014). Esta estrategia nos permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre la desigualdad y el gasto público. Específicamente, la fortaleza de la relación entre las dos variables en cada país se estimó utilizando un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para la región como un todo o para grupos de países a través de un modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$D_{i,t} = \alpha_i + \delta_i GP_{i,t} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{i,t} \Delta GP_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

Dónde $D_{i,t}$ es la desigualdad, $i = 1, 2, \dots, 89$ países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de retrasos y avances que en la regresión DOLS. Los coeficientes y los valores t se obtienen utilizando el método de los promedios grupales. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014) y, la hipótesis nula establece que $\beta_0 = \beta_1$. Finalmente, en la cuarta etapa se utiliza la prueba formalizada por Dumitrescu Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre dos variables, usando la siguiente expresión:

$$D_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k D_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k GP_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

En la ecuación (5), se supone que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^k$, y que el término α_i se fija en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^k y el coeficiente de regresión β_i^k varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no hay relación causal

para ninguna de las secciones transversales del panel, $H_0: \beta_i = 0$.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

4.1 | Resultados básicos

En primer lugar, la prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE). Luego se aplica la prueba de Wooldridge (2002) para detectar la autocorrelación y la prueba de Wald para detectar heterocedast

ticidad. Además, mediante la inclusión de efectos fijos para todos los grupos de países y efectos fijos por grupo de países, se trata de corregir los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, respectivamente. El cuadro 2 muestra los resultados de la estimación de la desigualdad y el gasto público a nivel mundial y por grupos de países. De acuerdo con la prueba de Hausman (1978), los paneles Global, PIA, PIMB, PIB, PIEB se estimaron por Efectos Aleatorio (RE) y el panel PIMA se estimó por Efectos Fijos (FE), y el panel PIEA no muestra resultados, por motivo que no existe suficientes observaciones para la estimación de esta prueba. Los resultados obtenidos indican una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre la desigualdad y el gasto público a nivel mundial y para cada grupo de países.

Tabla 3. Relación entre la desigualdad y el gasto público

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Log(Gasto público)	-0.0703 (-0.40)	6.654*** (8.19)	-9.519*** (-10.01)	1.982*** (6.94)	0.0379 (0.08)	-0.741* (-2.42)	-0.117 (-0.22)
Constant	38.87*** (9.30)	-122.3*** (-6.71)	266.7*** (11.27)	-15.60* (-2.21)	40.82*** (3.71)	56.43*** (8.10)	38.18** (3.15)
Hausman test (p-value)	0.1037	.	0.6097	0.0000	0.9388	0.5722	0.9415
Serial correlation test (p-value)	0.8406	0.0014	0.0932	0.5227	0.6438	0.6883	0.5685
Fixed effects (time)	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed effects (country groups)	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3293	37	111	1110	925	851	259
Adjusted R2		0.647			-0.028		

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001.

4.2 | Test de raíz unitaria

Por otro lado, la Tabla 4 informa los resultados de la prueba de raíz unitaria para las variables de desigualdad y gasto público. El uso de cinco pruebas independientes entre sí asegura una alta consistencia y confirma que las primeras diferencias de ambas series no tienen el problema de la raíz unitaria. Para garantizar la solidez de los cálculos, la Tabla 3 informa los resultados obtenidos con los efectos del tiempo y sin efectos del tiempo. Las pruebas de Levin, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y Breitung (2002) se

basan en pruebas paramétricas y las pruebas tipo Fisher de Dickey Fuller Augmented (1981), Phillips y Perron (1988) son no paramétricas, que fueron propuestos por Maddala y Wu (1999), Breitung (2002) se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria (a través de paneles). El criterio de información Akaike (AIC) se utilizó para determinar la duración del retraso. En general, la evidencia encontrada sugiere que las dos series tienen un orden de integración I (1). En la presente investigación $N = 89$ es mayor que $T = 37$, por lo tanto, no debe haber ningún sesgo en las pruebas de Levin, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), que ocurre cuando $T > N$.

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

Grupos/VARIABLES	Sin efectos de tiempo					Con efectos de tiempo					
	LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP	
GLOBAL	D	-53.12***	-11.97***	-59.72***	-27.82***	-67.26***	-55.27***	-12.17***	-60.28***	-28.12***	-67.61***
	GP	-28.2***	-10.01***	-29.55***	-12.26***	-33.25***	-29.15***	-10.61***	-29.93***	-11.63***	-33.96***
PIEA	D	-9.28***	-3.22***	-8.04***	-2.22***	-7.25***
	GP	-0.42	-1.38***	-2.65***	-0.75***	-2.4***
PIA	D	-7.89***	-0.33***	-10.93***	-2.85***	-12.22***	-12.8***	-0.8***	-13.98***	-6.46***	-14.07***
	GP	-6.32***	-3.38***	-5.02***	-2.71***	-4.71***	-4.32***	-3.21***	-3.78***	-2.66***	-3.93***
PIMA	D	-32.97***	-8.28***	-36.99***	-17.02***	-39.51***	-32.45***	-8.75***	-37.43***	-17.09***	-39.78***
	GP	-13.23***	-6.79***	-14.43***	-6.1***	-16.78***	-16.57***	-7.81***	-16.81***	-6.33***	-18.44***
PIMB	D	-24.78***	-5.63***	-28.74***	-14.72***	-34.46***	-30.27***	-5.81***	-31.72***	-14.64***	-34.58***
	GP	-15.09***	-4.41***	-15.93***	-7.04***	-18.78***	-16.35***	-5.15***	-16.26***	-6.84***	-18.88***
PIB	D	-3.23***	-8.71***	-32.39***	-14.1***	-34.57***	-32.26***	-9.28***	-33.8***	-13.54***	-34.35***
	GP	-17.95***	-4.13***	-17.25***	-6.19***	-18.86***	-19.1***	-5.33***	-18.48***	-6.35***	-19.91***
PIEB	D	-10.11***	-4.8***	-13.18***	-7.89***	-19.52***	-10.09***	-5.32***	-14.3***	-8.49***	-20.8***
	GP	-8.48***	-5.13***	-9.84***	-4.50***	-10.15***	-8.78***	-5.19***	-9.63***	-4.51***	-10.48***

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001

El hecho de que ambas series tengan un orden de integración I(1) hace necesario estimar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables (Zoundi, 2017). Si las series están cointegradas, existe una fuerza que lleva a las series al equilibrio en el largo plazo. La Tabla 5 informa los resultados de la prueba de cointegración entre las dos variables para las 89 economías y para los diferentes grupos de países. La prueba de Pedroni (1999) se basa en el análisis dentro de la dimensión y las estadísticas se obtienen sumando los numeradores y los denominadores a lo largo de la serie de forma independiente. Dicha tabla informa las siguientes estadísticas: una estadística de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF. El primero no es paramétrico y se basa en la relación de varianzas. La prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999) mues-

tra que existe una relación de equilibrio en los grupos de países. Las estadísticas ADF, PP, p-statistic y v-statistic muestran un resultado coherente entre ellas: las dos series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo y en la sección transversal. Las estadísticas dentro de las dimensiones de los paneles y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativas. Pero esto no ocurre con los países de ingresos extremadamente altos, por lo no se cuenta con un número necesario de países para la estimación. En los países de ingresos altos, medianos altos, medianos bajos, bajos y extremadamente bajos, solo una de las siete estadísticas muestra un resultado no significativo y seis estadísticas indican la existencia de cointegración. Este resultado evidencia la posible existencia de un proceso de cointegración de gran fuerza.

Tabla 5. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
<i>Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión</i>						
Panel v-estadístico	1.45	0.73	0.72	1.57	0.09	0.54
Panel p-estadístico	-51.37***	-9.39**	-29.69***	-27.4***	-25.7***	-14.23***
Panel PP-estadístico	-89.13***	-20.11***	-52.57***	-46.16***	-44.99***	-28.78***
Panel ADR estadístico	-51.61***	-11.42***	-30.15***	-29.9***	-27.62***	-12.29***
<i>Entre las estadísticas de prueba de dimensión</i>						
Panel p-estadístico	-41.57***	-7.49**	-24.2***	-21.88***	-20.89***	-11.69***
Grupo PP-estadístico	-100.6***	-21.11***	-58.89***	-50.93***	-50.64***	-31.38***
Grupo ADF estadístico	-49.62***	-11.64***	-26.89***	-29.2***	-26.4***	-10.46***

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001.

4.3 | Fuerza del vector de cointegración y causalidad de Granger

La Tabla 6 informa los resultados encontrados en esta etapa de la estimación. El panel DOLS es paramétrico y constituye una opción para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips Moon (1999) y Pedroni (2001) y sugerido por Kao y Chiang (2000). Se estima la fortaleza del vector de cointegración de Pedroni (2001) formalizado en la Ecuación (4) y mostrada en la Tabla 6. Primero, se obtienen los estimadores por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países de manera individual, con

efectos de tiempo fijo (WT), y sin efecto de tiempo (WOT). Por lo tanto, los estimadores se pueden interpretar como elasticidad de una manera directa. Si el coeficiente es positivo, la relación entre la desigualdad y el gasto público son positiva y si el coeficiente tiende a 1 o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es abrumadora. Cuando la elasticidad es negativa, la relación entre las dos variables es negativa. En el caso de los países de ingresos extremadamente altos, el efecto con tiempo no se obtuvo valor por el número pequeño de países. En los demás grupos, hay varios vectores cerca de la unidad, lo que indica que la relación de equilibrio entre las variables es fuerte.

Tabla 6. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA			PIA			PIMA		
Country	WD	WOD	Country	WD	WOD	Country	WD	WOD
Luxemburgo	.	1.96	Dinamarca	-0.47	-0.32	Australia	0.58	-0.58
			Noruega	-0.3	-2.34	Austria	-0.23	-0.97
			Suiza	-0.11	-0.28	Bahamas	-0.27	-0.41
						Barbados	-0.39	0.17
						Canada	0.04	-0.92
						Cyprus (Chipre)	-1.32	-1.34
						Czech Republic	-0.06	0.07
						Finland	0.47	0.99
						France	-1.05	0.38
						Germany	1.04	-0.09
						Greece	2.3	3.74
						Hungary	-0.27	-0.49
						Iceland	0.99	2.3
						Ireland	0.95	1.56
						Israel	-0.25	-0.39
						Italy	-0.94	-0.78
						Japan	-0.84	0.29
						Lithuania	-1.29	-0.59
						Malta	1.76	0.42
						Netherlands	-0.33	1.98
						New Zealand	-0.5	0.52
						Portugal	1.33	1.84
						Singapore	0.36	0.65
						Slovak Republic	-1.02	-0.25
						Slovenia	0.09	0.06
						Spain	1.7	0.83
						Sweden	-2.33	-1.45
						United Kingdom	-1.37	0.74
						United States	0.47	-2.53
						Venezuela, RB	-3.97	-5.51
PIMB			PIB			PIEB		
Country	WD	WOD	Country	WD	WOD	Country	WD	WOD
Argentina	-1.41	-0.55	Armenia	-1.7	-2.16	Bangladesh	0.09	1.3
Botswana	-0.84	-0.54	Azerbaijan	-0.89	-1.74	India	-1.17	-3.34
Brazil	-0.77	-0.45	Belarus	-2.06	-3.5	Kyrgyz Republic	-1.74	-2.16
Bulgaria	-1.55	-1.98	Bolivia	0.29	-1.91	Pakistan	-0.8	-0.22
Chile	0.48	-0.59	Cambodia	0.42	0.55	Tajikistan	-1.11	-1.47
Colombia	-1.36	-0.86	China	0.2	0.6	Tanzania	1.7	1.68
Costa Rica	1.98	1.82	(Costa de Marfil	-1.57	-1.23	Uganda	-0.41	-0.47
Croatia	0.62	0.5	Dominican Republic	-2.55	-1.05			
Ecuador	-0.1	-2.08	El Salvador	1.99	-1.11			
Estonia	0.72	0.52	Guatemala	-1.87	0.99			
Iran, Islamic.	0.13	0.28	Honduras	2.27	0.71			
Jamaica	0.02	-0.54	Indonesia	0.56	1.96			
Kazakhstan	2.23	3.34	Macedonia, FYR	-0.64	-0.45			
Korea, Rep.	-2.06	-0.95	Mauritania	0.71	0.28			
Latvia	-0.16	0.66	Moldova	-0.51	-1.5			
Malaysia	-1.1	-1.19	Morocco	-0.41	-2.69			
Mexico	-1.77	-1.48	Nigeria	0.15	-0.46			
Montenegro	0.57	-4.14	Paraguay	0.83	0.07			
Panama	1.11	-1.07	Peru	1.3	-0.54			
Poland	0.87	1.23	Serbia	-1.03	-2.13			
Romania	-0.35	0.16	Sri Lanka	0.68	1.78			
Russian Federation	-1.44	-1.37	Thailand	-1.73	-0.64			
South Africa	1.12	1.25	Ukraine	1.08	-1.44			
Turkey	-1.51	-3.18						
Uruguay	-0.02	-0.36						

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001.

Ahora bien, de la prueba de Pedroni (2001) se estima la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, que se informa en la Tabla 7. Para asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, se estima un modelo con efecto de tiempo y otro sin efecto de

tiempo. Los resultados sin tiempo destacan que la fuerza del vector de cointegración es más fuerte a medida que aumenta el nivel del gasto público.

Tabla 7. Resultados del modelo PDOLS para grupos de países

Grupos	Con efectos de tiempo		Sin efectos de tiempo	
	B	t	B	t
Global	-5.83	-3.89	-16.02	-3.45
PIEA	.	.	35.81	1.96
PIA	-9.77	-0.51	-7.23	-1.7
PIMA	-3.64	-0.8	-4.11	0.04
PIMB	2.43	-0.91	-41.87	-2.31
PIB	-1.92	-0.94	-9.6	-3.25
PIEB	-3.93	-1.3	-7.02	-1.77

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001.

Finalmente, los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger calculada sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012) se presentan en la Tabla 8. En los países de altos ingresos existe una causalidad bidireccional entre la desigualdad y el gasto público. En los países de ingresos medianos altos existe

una causalidad unidireccional que va desde la desigualdad al gasto público. En los países de ingresos bajos y medianos y extremadamente bajos existe una causalidad unidireccional que va desde la desigualdad al gasto público.

Tabla 8. Resultados de la prueba de causalidad basada en Dumitrescu y Hurlin

Causalidad	Grupos	W-bar	Z-bar	p-value
D ->GP	Global	3.56	7.56	0.00
	PIEA	.	.	.
	PIA	2.45	4.38	0.00
	PIMA	1.78	2.35	0.00
	PIMB	3.61	2.57	0.00
	PIB	1.23	1.29	0.04
	PIEB	2.34	1.04	0.01
D ->GP	Global	3.43	4.54	0.06
	PIEA	.	.	0.00
	PIA	2.96	3.24	0.00
	PIMA	3.27	2.27	0.97
	PIMB	2.45	1.39	0.89
	PIB	1.96	0.18	0.76
	PIEB	0.98	-0.54	0.65

Nota: Estadístico t entre paréntesis * p <0.05, ** p <0.01, *** p <0.001.

Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que, en los países de altos ingresos, la desigualdad se puede reducir mediante cambios en la redistribución del gasto público en las diferentes actividades económicas.

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

Esta investigación aborda la desigualdad que es uno de los principales problemas socioeconómicos a nivel mundial, que deben resolver los gobiernos y las organizaciones multilaterales. Los efectos del excesivo gasto público han ganado notoriedad en las últimas décadas. En este sentido, el principal objetivo de esta investigación fue examinar la relación entre la desigualdad y el gasto público para 89 países durante 1980-2016 a través de técnicas de cointegración

con datos de panel. A través de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) se verificó la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las dos variables. Para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada país individual y para cada grupo de países, se estima un modelo DOLS y un modelo PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente. En general, los resultados muestran que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. En los PIMA, la relación de equilibrio es fuerte para la mayoría de los países. Finalmente, la prueba de causalidad muestra la existencia de una causalidad unidireccional que va desde la desigualdad al gasto público, a excepción de los PIA en los cuales existe una relación bidireccional entre ambas variables. Estos resultados sugieren que el incremento de la desigualdad aumenta la necesidad de un mayor nivel de inversión pública. Respecto a las implicaciones de política, se sugiere realizar un uso eficiente de los fondos públicos para incrementar el nivel de productividad de las actividades económicas, priorizando áreas como la educación, la salud y la construcción de

infraestructura productiva.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974) A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, pp.716-723.
- [2] Banco mundial. (2017). World Bank Open Data | Data. Retrieved March 4, 2020, from <https://datos.bancomundial.org/>
- [3] Blundell, R. Etheridge, B. (2010). Consumption, income and earnings inequality in Britain. *Review of Economic Dynamics*, 13, (1), pp. 76-102.
- [4] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [5] Glomma, G., Ravikumar, B. (2003). Educación pública y desigualdad de ingresos. *European Journal of Political Economy*.
- [6] Heer, B., Scharrer, C. (2018). Las cargas específicas por edad de las fluctuaciones a corto plazo en el gasto público. *Journal of Economic Dynamics Control*.
- [7] Pistorresi, B., Rinaldi, A., Salsano, F. (2017). El gasto del gobierno y sus componentes en Italia, 1862-2009: impulsores e implicaciones políticas. *Journal of Policy Modeling*.
- [8] Cain, S., Hasan, R., Magsombol, R. (2010). Contabilización de la desigualdad en la India: evidencia de los gastos del hogar. *World Development*.
- [9] Cabrera, M., Lustig, N., Moran, H. (2015). Política fiscal, desigualdad y la división étnica en Guatemala. *World Development*.
- [10] Charlesa, M., Lundy, J. (2013). Los habitantes locales: el consumo de los hogares y la desigualdad de ingresos en las grandes áreas metropolitanas. *ScienceDirect*.
- [11] Chatterjee, A., Chakrabarti, A., Ghosh, A., Chakraborti, A., Nandie, T. (2016). Características invariables de la desigualdad espacial en el consumo: el caso de la India. *Physica A*.
- [12] Dickey, D., Fuller, W. A., (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [13] Himmelstein, D., Woolhandler, S. (2017). La desigualdad y el sistema de salud en los Estados Unidos. *crossmark*.
- [14] Dumitrescu, E. I., Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [15] Elgin, C., Goksel, T., Gurd, M. (2013). Religión, desigualdad de ingresos y el tamaño del gobierno. *Economic Modelling*.
- [16] Getachew, Y. Y. (2012). Efectos distributivos de las elecciones de políticas públicas. *Economics Letters*.
- [17] Getachewa, Y., Turnovsky, S. (2015). El gasto público productivo y sus consecuencias para la desigualdad de crecimiento. *Research in Economics*.
- [18] Gregorini, F. (2015). Geografía Política y Desigualdades de Ingresos. *Research in Economics*.
- [19] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [20] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [21] Jin, Y., Li, H., Wu, B. (2011). Desigualdad de ingresos, consumo y búsqueda de estatus social. *Journal of Comparative Economics*.
- [22] Justino, P., Martorano, B. (2018). Gasto en bienestar y conflicto político en América Latina, 1970-2010. *World Development*.
- [23] Kao, C., Chiang, M. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179-222.
- [24] Kim, D. (2015). Las asociaciones entre el gasto social estatal y local de EE. UU., La desigualdad de ingresos y la mortalidad individual por todas las causas y causas: el Estudio Nacional de Mortalidad Longitudinal. *Preventive Medicine*.
- [25] Levin, A., Lin, C. Chu, C. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- [26] Maddala, G. S., Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), pp. 631-652.

- [27] Martín-Baró, I. (1985). *Acción e ideología*. San Salvador: UCA.
- [28] Modalsli, J. (2017). La dispersión regional de la desigualdad de ingresos en la Noruega del siglo XIX. *Explorations in Economic History*.
- [29] Neal, T. (2014). Panel cointegration analysis with xtpe-droni. *The Stata Journal*, 14(3), pp. 684-692.
- [30] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [31] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [32] Petrei, A. H. (1987). El gasto público social y sus efectos distributivos: un examen comparativo de cinco países de América Latina. Programa ECIEL.
- [33] Phillips, P. C., Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- [34] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [35] Pistoresi, B., Rinaldi, A., Salsano, F. (2017). El gasto del gobierno y sus componentes en Italia, 1862-2009: impulsores e implicaciones políticas. *Journal of Policy Modeling*.
- [36] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [37] Wooldridge, J.M., (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [38] World Bank, 2017. *World Development Indicators*. Washington D.C. Available on. <https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
- [39] Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, pp. 1067-1075.

Influencia de la tasa de interes sobre la inversión extranjera directa, durante el periodo 1990-2016: un análisis de cointegración a nivel global

Influence of the interest rate on foreign direct investment, during the period 1990-2016: a global cointegration analysis

Dina Sarango¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Dina Sarango, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: dina.sarango@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Junio 2021

Fecha de aceptación

Diciembre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

La presente investigación tiene como objetivo, examinar la incidencia de la tasa de interés en la Inversión Extranjera Directa (IED) a nivel global, específicamente para 71 países durante el periodo 1990-2016. Para cumplir con el objetivo antes señalado, fue necesario la utilización de datos de panel, mismos que fueron compilados la base de datos World Development Indicators (WDI) del Banco Mundial (2018). Además, se ha desarrollado un modelo econométrico, para lo cual, en primera instancia, se aplicó la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) para encontrar el equilibrio a largo y corto plazo respectivamente; seguidamente, se estimó la fuerza del vector de cointegración para países individuales a través del modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (DOLS), para grupos de países que utilizan un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados (PDOLS). Los resultados, indican la existencia de un equilibrio a corto y largo plazo para ciertos países y por grupos de países. La fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. Finalmente, respecto se encontró una relación significativa unidireccional (de las tasas de interes a la IED) solamente para los países de nivel de ingresos bajos.

Palabras clave: Inversión Extranjera Directa; Tasas de Interés; Datos de Panel.

Códigos JEL: E62. E43. C01.C33

ABSTRACT

The objective of this research is to examine the incidence of the interest rate on Foreign Direct Investment (FDI) at a global level, specifically for 71 countries during the period 1990-2016. To meet the aforementioned objective, it was necessary to use panel data, which were compiled from the World Development Indicators (WDI) database of the World Bank (2018). In addition, an econometric model has been developed, for which, in the first instance, the cointegration test of Pedroni (1999) and Westerlund (2007) was applied to find the long- and short-term equilibrium, respectively; Next, the strength of the cointegration vector was estimated for individual countries through the Ordinary Least Squares (DOLS) model, and for groups of countries using a Panel Dynamic Least Squares (PDOLS) model. The results, they indicate the existence of a balance in the short and long term for certain countries and by groups of countries. The strength of the cointegration vector is strong, although in some countries the relationship is negative. Finally, a significant unidirectional relationship (from interest rates to FDI) was found only for low-income countries.

Keywords: Foreign direct investment; Interest rates; panel data.

JEL codes: E62. E43. C01.C33

1 | INTRODUCCIÓN

La IED ha sido y sigue siendo un indicador relevante a lo largo de la historia, misma que básicamente trata de medir la colocación de capitales por largos periodos de tiempo en diferentes partes del mundo, con el propósito de crear, innovar, mejorar empresas de todos los sectores productivos y llegar a internacionalizarse. Por tanto, ya que la IED coloca capitales, se ha considerado a la tasa de interés como un factor que incide en los canales del crédito, sin embargo, esto se evidencia cuando la tasa de interés de un país es baja. Adicionalmente, cabe destacar que la IED es una variable que está relacionada íntimamente con el desempeño económico, orden financiero y riego país según lo menciona Llamas (2016).

En el año 2016 a nivel global, el flujo de la IED descendió un 2% situándose en 1.75 billones de dólares. Sin embargo, en los países en desarrollo la concentración de IED se redujo en 14% en base a la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD, 2017). Con estas premisas, se considera un problema que la inversión a nivel mundial este afectándose negativamente, porque trae repercusiones en otros países.

Asimismo, en base a cifras indicadas por la Comisión Económica Para América Latina y el Caribe y Naciones Unidas (CEPAL-NACIONES UNIDAS, 2015) los flujos de IED de América Latina y el Caribe, descendieron un 14%; situándose en 142.000 millones de dólares, debido a la recesión económica, la debilidad de los precios de los productos básicos y las presiones sobre las exportaciones. Además, los flujos hacia los países menos adelantados disminuyeron en un 13%, situándose en 38.000 millones de dólares. Por otro lado, para la UNCTAD (2017) las proyecciones de mayor crecimiento económico, los volúmenes comerciales y los precios de los productos básicos normalmente apuntan a un aumento potencial de la IED mundial para años posteriores. Sin embargo, los elevados riesgos geopolíticos y la incertidumbre política podrían tener un impacto negativo.

En este sentido, para capturar este problema se utiliza el método de Koyck donde argumenta que cuando el valor real aumenta, menor es la influencia de X_t sobre Y_t . En este contexto, el objetivo fundamental de este trabajo es examinar el efecto de las tasas de interés en IED en 71 países. Este trabajo de investigación responde a la pregunta: ¿Cuál es el efecto de tasas de interés en la IED? La principal contribución de este trabajo es la clasificación de los países en base al método atlas que se asigna a los diferentes países de acuerdo a un rango específico de niveles de ingresos, adicional a ello análisis econométrico de la cointegración de Pedroni (1999) para el largo plazo) y Corrección de error de Westerlund (2007) para el corto plazo, respecto a la relación tasa de interés e IED, empleando metodología de datos de panel para 71 países, permitiendo evaluar políticas económicas a nivel global.

Respecto a los resultados encontrados, se puede verificar la existencia de equilibrio a largo plazo, y existe equilibrio a corto plazo solo a nivel global, en Países de Ingresos Extremadamente Altos (PIEA); Países de Ingresos Medios Bajos (PIMB); Países de Ingresos Bajos (PIB). En cuanto a la fuerza del vector de cointegración individual y para cada grupo de países, se puede decir que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. Finalmente, respecto a los resultados de la aplicación de causalidad de Granger, lo más representativo es que existe significativa unidireccional que va desde las tasas de interés hacia la IED, sin embargo, solamente para los PIB. Para terminar, es importante mencionar que la investigación se estructura en tres partes adicionales a la introducción: la segunda sección, proporciona una síntesis de la revisión de la literatura previa relacionados con la trayectoria de la IED; la tercera sección, describe los datos y plantea el modelo econométrico; en la cuarta sección discusión de los resultados encontrados con la evidencia empírica, finalmente la quinta sección, muestra la conclusión y las

posibles implicaciones de política.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA

En el marco de la teoría económica, existe una amplia literatura sobre el efecto que tiene la tasa de interés tanto en la IED e inversión nacional, consumo crecimiento, gasto gubernamental, desarrollo económico entre otras variables macroeconómicas que engloba la tasa de interés ya que esto juega un papel fundamental y el costo de intermediación financiera. Entonces, respecto al tema del presente estudio, también hace alusión a trabajos empíricos que reflejan la relación de la IED, sin embargo, algunos examinan la IED con el crecimiento, inversión nacional e industrial como McGrattan (2012) quien menciona la transición de la IED, donde manifiesta que las ganancias de bienestar previstos conducen a la disminución temporal de la inversión interna y el empleo, dicho de otro modo que las ganancias eventuales en el crecimiento pueden ser enormes. Por otro lado, Cumbicus, y Ponce (2019) relacionan la IED y el riesgo país, mencionado que existe una relación a largo plazo en economías sudamericanas como Ecuador, Colombia y Perú, y señalan que se debería reducir el aparato burocrático de los países que dificulta el ingreso a nuevos inversionistas, mantener un nivel de crecimiento sostenido, incrementar las reservas internacionales de cada país y mejorar el nivel de apertura comercial.

Por su parte, Li, Wan, y Wang (2018) examinan el efecto conjunto de las importaciones y la entrada de IED, estiman un modelo econométrico donde aplicaron la variable explicativa la tasa de interés para la importación; encuentran que la mayor competencia de importaciones reduce significativamente, es decir, el efecto negativo de las importaciones sobre la inversión se deben a una disminución de los flujos de efectivo inducida por la competencia. Por otro lado Sánchez-Martín, De Arce, y Escribano (2014) destacan que la apertura comercial, el mantenimiento de bajos niveles de deuda a corto plazo, tienen una influencia positiva en los flujos del IED. Además, Agurto, Castro, y Cartuche (2018) mencionan la IED y el crecimiento económico, sostienen que se lograrían mejores niveles de crecimiento económico al mejorar los acuerdos comerciales entre empresas locales e internacionales, siendo el objetivo aprovechar al máximo los beneficios económicos generados por la IED.

Seguidamente, se pueden recalcar que existe una amplia literatura sobre la IED y la que bosqueja la tasa de interés, haciendo énfasis al trabajo elaborado por Ucal (2014), sobre la IED y el pobreza, indica que no existe relación estadísticamente significativa entre la IED y la pobreza y es obvio que la IED reduce la pobreza en los países en desarrollo. En otro estudio, Jumbo, y López (2018) realizaron un estudio relacionando la IED con el desempleo en los países de la Comunidad Andina de Naciones donde señalan que se debe priorizar la atracción de capitales extranjeros brindando primeramente estabilidad política, un escenario macroeconómico favorable, reducir procesos burocráticos, eliminar barreras de infraestructura para las inversiones, ofrecer concesiones de impuestos.

Por su parte Al-Abri y Baghestani (2015) analizan la IED y la volatilidad del tipo de cambio real en donde 8 países se dividió en dos grupos, utilizando datos de panel y sus resultados indican que para el grupo uno, mayores niveles de IED reduce la volatilidad del tipo de cambio real, sin embargo, en el segundo grupo aumenta. En esta misma línea Ogun, Egwaikhide, y Ogunleye (2012) indican que existe una relación significativa, es decir, la tasa de interés real incide mucho en la IED. Por otro lado, en un estudio perfilado por Ashby y Ramos (2013) se enfoca en la IED y la respuesta de la industria con el crimen organizado en México. Los resultados manifiestan que el crimen organizado desalienta la IED en los servicios financieros, el comercio y la agricultura, pero no a los sectores de

petróleo y minería. En esta misma línea, según Ledyeva, Karhunen, y Kosonen (2013) aluden que los inversores extranjeros de países menos corruptos y democráticos tienden a invertir menos en regiones corruptas y democráticas, porque no brindan la seguridad de que sus capitales vana generar ganancias esperadas. También, McCloud, Delgado, y Holmes (2018) analizan la IED en el tamaño de los gobiernos, donde mencionan que los flujos del IED no afectan al consumo del gobierno. Con respecto al ambiente político sobre la IED, se menciona a Wisniewski y Pathan (2014) quienes indican que los inversores extranjeros directos se apartan de países con un gasto público excesivo, sobre todo cuando este gasto se dirige hacia los militares.

Según Chan, Hou, Li, y Mountain (2014) mencionan que el crecimiento del PIB directamente influye en la IED, mientras que el crecimiento en la infraestructura local y la inversión local proporcionan influencia indirecta. En este mismo contexto, Makiela y Ouattara (2018) revelan que la IED afecta el crecimiento a través de entradas de acumulación, pero no el canal de crecimiento total de la productividad de los factores. Por su parte, Gui-Diby (2014) analizan el impacto de la IED en el crecimiento económico en África, utilizando datos de panel y el método de sistemas generalizados de momentos propuesto por Blundell y Bond (1998) y indicando que las entradas de IED impactaron significativamente al crecimiento económico regional y también sostiene que pese a que es bajo nivel de recursos humanos, esto no limitó el impacto de la IED.

En otro escenario, Desbordes y Wei (2017) analizan los efectos del desarrollo financiero sobre la IED y como resultado indican que el desarrollo financiero tienen una gran influencia positiva en el verde campo, ampliación y fusiones y adquisiciones IED, aumentando directamente el acceso a las finanzas externas y promover indirectamente la actividad de fabricación. En este mismo sentido, Armijos, y Lozano (2021) estudiaron los efectos de la IED y el desarrollo financiero manifestando existencia de equilibrio a corto y largo plazo utilizando las mismas técnicas econométricas que el presente trabajo,

y constatan que los países con mayores ingresos deben incrementar sus IED y el desarrollo financiero. Además, los trabajos de Gui-Diby y Renard (2015) destacan los flujos de la IED y la industrialización, utilizan datos de panel de 49 países en el periodo 1980-2009. Los resultados encontrados muestran que la IED no tuvo un impacto significativo en la industrialización de estos países, mientras que otras variables, como: el tamaño del mercado, el sector financiero, y el comercio internacional eran importantes. En este mismo contexto Zhang (2014) concluye que la IED aumenta con los ingresos de IED durante el período, y los cambios en la IED afecta a los cambios en el rendimiento industrial. En esta misma vertiente Hasan, Rahaman, Alamgir, y Akimoto (2017) aluden que la industria es una oportunidad para IED mientras las tasa del país sean bajas. Finalmente, como conclusión a la teoría citada anteriormente, es importante mencionar que los gobiernos de los distintos países deberían tomar como medida prioritaria crear políticas que incrementan la IED con una tasa de intereses bajas, ya que por medio del cual se estará aportando al crecimiento económico del país al atraer nuevos y mejores inversores a colocar sus capitales en los países de interés.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Para alcanzar el objetivo planteado y examinar la relación entre la IED y la tasa de interés, aplicando datos en panel para 71 países durante el periodo 1971-2014, es indispensable la recopilación de datos. Entonces, la base de datos utilizada para el presente trabajo es obtenida del World Development Indicators (WDI) del Banco mundial (2018). La variable dependiente es la IED y la variable independiente es la tasa de interés. Con la finalidad de eliminar el efecto de composición del modelo, se utiliza variables medidas en tasas. La Tabla 1, resume las variables del modelo econométrico.

Tabla 2. Relación entre las emisiones de CO2, las inversiones y el desarrollo financiero

Variable	Descripción	Unidad de medida
Variable dependiente		
-IED	Inversión Extranjera Directa	(% of GDP)
Variable Independiente		
-TI	Tasa de interés real	(%)

La importancia de la tasa de interés difiere según los países y el nivel de desarrollo. Por tal motivo, se clasificaron en seis grupos según su ingreso per cápita: Países de Ingresos Extremadamente Altos (PIEA), cuyo ingreso es mayor a \$50.000; los Países de Ingresos Alto (PIA), cuyo ingreso esta entre \$20.000-\$49.999; los Países de Ingresos Medio Alto (PIMA), cuyo ingreso oscila entre \$10.000 - \$19.999; los Países de Ingresos Medios Bajos (PIMB) se encuen-

tra entre \$5.000-\$9.999; Países de Ingresos Bajos (PIB) va desde \$1.006 - \$4.999 y finalmente los Países de Ingresos Extremadamente Bajos es menor a \$1.005.

En este sentido, la Figura 1 resume las dispersiones para todos los países a nivel global y por grupos de países, según su nivel de ingresos.

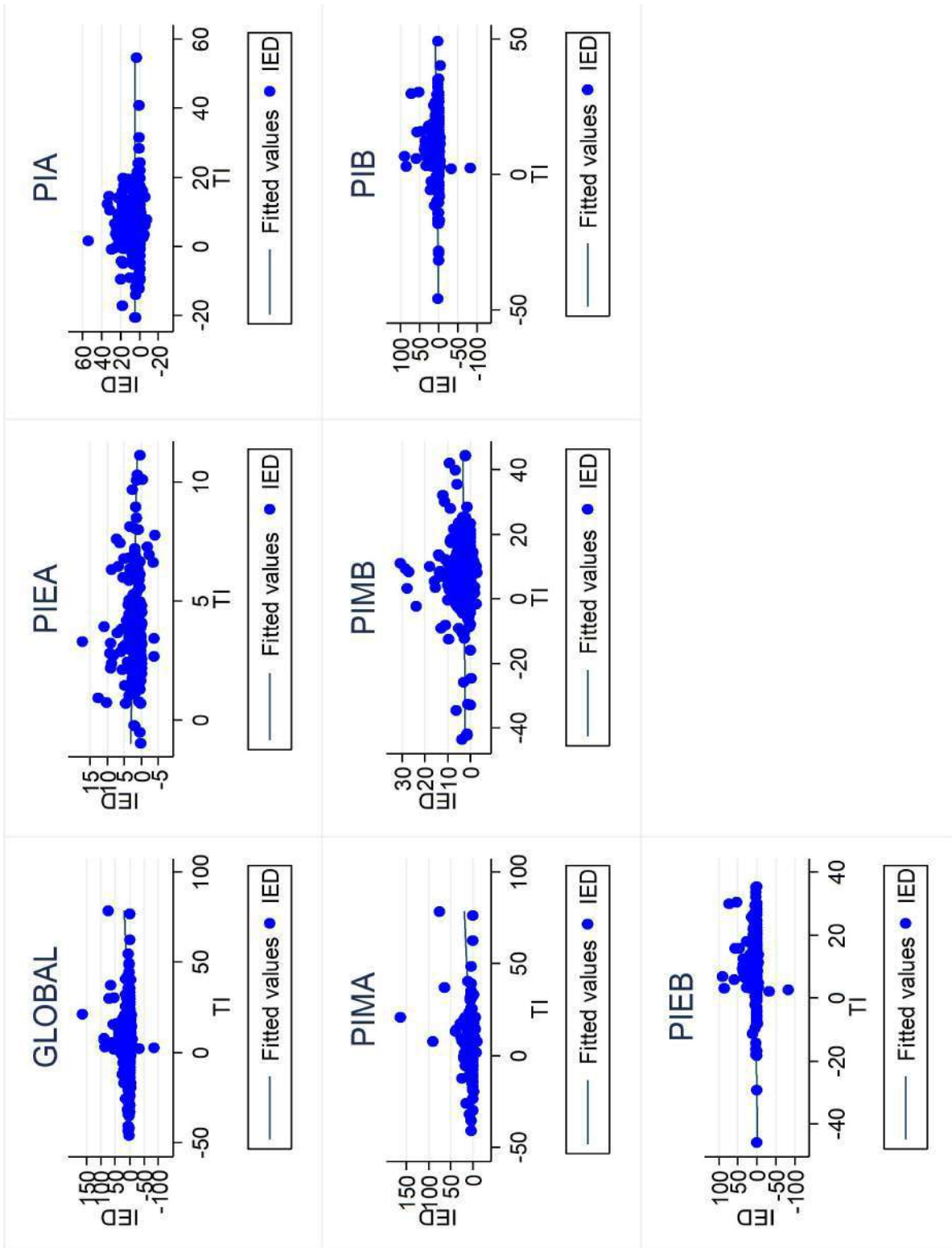


Figura 1. Dispersión de las variables

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables

Variable	Media	Desviación Estandar	Mínimo	Máximo	Observaciones
IED					
General	4,56	8,50	-82,89	161,82	N = 1917
Entre		4,67	0,16	23,94	n = 71
Dentro		7,12	-101,70	142,49	T = 27
TI					
General	7,44	9,37	-45,95	78,27	N = 1917
Entre		4,84	-2,57	25,11	n = 71
Dentro		8,04	-58,06	73,40	T = 27

La Tabla 2, indica las principales estadísticas descriptivas de los datos utilizados para 71 países en el periodo de 1990-2016, de la IED y la Tasa de Interés real (TI) como se puede observar que a nivel global. La media de la IED es 4,56; mientras tanto, la TI es de 7,44; respecto a la desviación estándar entre IED es de aproximadamente 8,50 lo que representa que es mayor a la variación dentro de la cual es aproximadamente 7,12. En lo que respecta a la TI, la variación general es de 9,37 y la variación dentro es aproximadamente 8,04. Para rescatar los estadísticos descriptivos, autores como: Escobar, Ferrando, y Rubtsov (2018); Ma, Yi, y Guan (2018) mencionan que la variación presenta entre los países según el avanza el crecimiento económico, independientemente de los otros indicadores.

3.2 | Metodología

El presente trabajo de investigación, procura analizar la importancia de las tasas de interés sobre la IED, utilizando datos de panel con el propósito de verificar la relación de corto y largo plazo entre las variables de estudio, para el cual se parte de la hipótesis de Koyck, donde menciona que el valor real aumenta, menor es la influencia de X_t sobre Y_t (Sánchez y Lago, 2015). De acuerdo a la hipótesis de plantea la ecuación (1) presentada a continuación:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^* + u \quad (1)$$

Donde Y_t es la demanda de dinero; el subíndice "t" indica el tiempo; X_t tasa de interés esperado; normal o de largo plazo; μ termino de error; en este caso, los datos son anuales. Tomando como referencia la ecuación (1). Se establece el modelo de datos de panel de la siguiente manera en las ecuaciones (2) y (3):

$$IED_{it} = (\alpha_0 + \beta_0) + \beta_0 T I_{it} + E_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \delta_1 + \alpha_1 (Y_{i(t-1)}) - \beta_1 X_{i(t-1)} + \sum_{i=1}^p y_i \alpha_{ij} Y_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p x_i \alpha_{ij} X_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (3)$$

La ecuación (2) muestra la variable dependiente que es la IED denotada como Y_{it} y la variable independiente tasas de interés como X_{it} en si la ecuación nos permite observar los efectos de esta relación en la ecuación (4):

$$IED_t = \alpha_0 + \lambda IED_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_j IED_{t-i-1} + E_t \quad (4)$$

La ecuación (4) indica cómo se va a aplicar el test de raíz unitaria, es decir para determinar que en estimaciones futuras no existe problema alguno, donde Y_t es la variable para verificar la existencia de

raíz unitaria α_0 es el intercepto, α_1 es el efecto tendencia, t es el tiempo y finalmente E_t es la corrección de error, adicional ello también se aplicó el test de Hausman para los datos aplicados con el fin de verificar si son efectos fijos o efectos aleatorios, por lo tanto, se utilizó las regresiones Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) o conocido como regresiones iniciales.

$$IED_{it} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} T I_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} IED_{it-j} + \pi_i ect_{t-1} + E_{it} \quad (5)$$

La ecuación (5) representa la variable dependiente de un país i en el tiempo t . Donde el parámetro t , α_i representan (N) observaciones y los parámetros β , π son parámetros asociados, el ect es la corrección de error obtenido en el vector de integración y por último el E_{it} representa el termino de error aleatorio. Además, el equilibrio a corto plazo se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la ecuación (6) como se plantea a continuación:

$$IED_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta_i T I_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{\pi} \alpha_{ij} IED_{i,t-j} + \sum_{j=-qi}^{\pi} \gamma_{ij} T I_{i,t-j} + E_{it} \quad (6)$$

Donde $t = 1 \dots T$ e $i = 1 \dots N$ es decir los períodos de tiempo y en los países. La expresión d_t es el componente determinista. Confiamos en la suposición de que el vector X_{it} es el aleatorio independiente de E_{it} , por lo que se supone que estos errores son independientes a través de i . Con la presencia de la hipótesis nula insinúa que no hay cointegración a corto plazo. La prueba de cointegración de Pedroni (1999) es utilizada generalmente para verificar la relación entre la inversión extranjera directa y las tasas de interés en diferentes niveles de desarrollo de países, así como en los trabajos de Sayari, Sari, y Hammoudeh (2018); Pegkas (2015). En consecuencia, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001). La ecuación (7) nos permite saber la fuerza del vector de equilibrio entre las dos variables de interés. dicho de otro modo, la fuerza de la relación entre las dos variables en cada país se estimó utilizando un Modelo Dinámico de Mínimos Cuadrados Ordinarios (DOLS) y para grupos de países a través de una Dinámica Ordinaria del Modelo de Panel de Mínimos Cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$IED_{i,t} = \alpha_i + \delta_i T I_{i,t} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{i,t} \Delta T I_{i,t-j} + U_{i,t} \quad (7)$$

Donde $Y_{i,t}$ representa la inversión extranjera directa $i = 1 \dots 71$ países $t = 1, 2 \dots t$, es el tiempo P es el número de retrasos que se efectuó en la regresión mínimos cuadrados ordinarios. Finalmente, usamos la prueba formalizada por Dumitrescu y Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables

usando la siguiente expresión:

$$IED_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_t \gamma_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i T I_{i,t-k} + U_{i,t} \quad (8)$$

En la ecuación (8), suponemos que $\beta_i = \beta_i^1$, y que el término α_i se fija en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_t y el coeficiente de regresión β_i varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula a plantea que no hay relación causal para ninguna de las secciones transversales del panel.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

La Tabla 3 muestra los resultados del modelo planteado entre la IED, y la TI; para ello primeramente se realizó la Prueba de Hausman, la cual nos permitió verificar si los modelos de panel son de efecto aleatorio o efecto fijos. En consecuencia, se evidencia que son de efectos fijos, por lo tanto, fue necesario de aplicar efectos aleatorios. También se implanto la Prueba de Wooldridge, para determinar si hay auto correlación y heterocedasticidad aplicando a nivel general, para solucionar este error se estimó las regresiones de línea base. De los resultados obtenidos reflejados en la tabla 3, podemos mencionar que los coeficientes son estadísticamente significativos, en los PIEA y en PIMB en un 0,01. Es decir, que la TI tiene un efecto positivo en la IED; y no significativo para todos los niveles de países restantes. Para ratificar estos resultados de la presente investigación tenemos resultados similares con estudios de: Llamas (2016); Addepalli, Pagalday, Salonitis, y Roy (2018).

Tabla 3. Resultados de las regresiones de línea base de GLS

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
TI	0,07*** (3,75)	-0,28** (2,78)	-0,04 (-0,67)	0,02 (0,45)	0,27** (3,19)	0,02 (1,33)	0,13 (1,78)
Constante	4,04*** (7,03)	3,51*** (4,87)	4,35** (2,65)	5,32*** (3,35)	4,95* (2,15)	3,91*** (6,47)	3,97 (1,42)
Prueba de Hausman	0,97	0,24	0,55	0,33	0,75	0,91	0,71
Prueba Serial	0,00	0,98	0,01	0,01	0,00	0,00	0,02
Efectos fijos (tiempo)	Si	No	No	Si	Si	Si	No
Observaciones	1917	162	243	216	270	729	297

Nota: t estadísticos en paréntesis *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001.

La Tabla 4 indica los resultados de la segunda etapa, las pruebas se estimaron sin efectos de tiempo en este test se informa los resultados de: LLC; UB; IPS; ADF (Fisher); PP (Phillips y Perrón). Como podemos

observar los resultados de las pruebas de raíz unitaria para todos los países a nivel global y por grupos de países agrupados por el nivel de ingreso per cápita.

Tabla 4. Raíces unitarias

GRUPOS	VARIABLES	LL	UB	IPS	ADF	PP
		WD				
GLOBAL	IED	-33,06*	-5,53*	-39,54*	-16,86*	-44,25*
	TI	-38,67*	-5,94**	-45,30*	-18,93**	-50,22**
PIEA	IED	-3,92*	-5,66*	-11,01*	-4,59*	-13,96*
	TI	-9,66*	-2,34**	-10,66*	-4,35**	-12,56**
PIA	IED	-13,31*	-7,98*	-14,95*	-5,30*	-14,91*
	TI	-15,50*	-3,32**	-16,03*	-5,66**	-15,44**
PIMA	IED	-8,72*	-3,23*	-11,24*	-4,33*	-12,63*
	TI	-10,86*	-3,10**	-14,50*	-5,92**	-18,67**
PIMB	IED	-14,34*	-5,52*	-15,70*	-7,10*	-18,67**
	TI	-11,73*	-2,41**	-15,94*	-7,40**	-17,92**
PIB	IED	-1,85*	-26,86*	-24,77*	-10,89*	-27,97**
	TI	-2,16*	-29,07**	-25,15*	-12,16**	-27,97**
PIEB	IED	-8,75*	-4,28*	-12,21*	-7,13*	-16,23*
	TI	-17,15*	-5,32**	-19,61*	-8,59**	-44,25**

Nota: *significa 1 % .

La Tabla 5 muestra los resultados de cointegración de Pedroni (1999), es decir, las estadísticas de panel t y panel ADF. La prueba de cointegración de Pedroni (1999) muestra que existe una relación de equilibrio a nivel global y para los distintos países de niveles de desarro-

llo. Las estadísticas de los dos paneles son estadísticamente significativas. Estos resultados son similares a los trabajos encontrados de Kathuria, Ray, y Bhangaonkar (2015), y Agosin (1999).

Tabla 5. Resultados del test de cointegración de Pedroni

ESTADÍSTICAS DE PRUEBA	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Estadístico <i>t</i> de panel	-5,87***	-20,61***	-16,14**	-13,92**	27,21***	-32,42***	-23,68***
Estadístico ADF panel	-32,12***	-10,81***	-12,86***	-12,51**	-17,73**	-17,9**	-7,06**

Nota: **significa 1 %, ***significa 1 % .

La Tabla 6 muestra los resultados del modelo de corrección de error de los datos del panel propuesto por Westerlund (2007). La prueba de cointegración verifica la ausencia o presencia de determinación de cointegración a corto plazo. Como lo habíamos mencionado anteriormente no posee el problema de la raíz unitaria. Por ende, fue necesario estimar la prueba de cointegración de Westerlund (2007), y como podemos observar son resultados a nivel global y para todos

los grupos de países, encontramos que existe un equilibrio a corto plazo de las variables, y se puede destacar que se cumple con lo propuesto por Westerlund (2007) debido a que tiene una significancia de 0,1% a nivel global, países con PIEA, PIMB y PIB; y los restos del nivel de países no presenta un nivel de significancia relevante. El resultado encontrado es consistente con estudios de: Landa Díaz y Arriaga Navarrete (2017); FitzGerald (1998), y Agosin, (1999).

Tabla 5. Resultados del test de cointegración de Pedroni

	Estadísticos	Valor	Valor Z	Valor P
Global	Gt	-3,12	-7,96	0,00
	Ga	-16,15	-5,39	0,00
	Pt	-29,17	-13,24	0,00
	Pa	-20,60	-16,43	0,00
PIEA	Gt	-3,75	-4,25	0,00
	Ga	-25,39	-4,97	0,00
	Pt	-9,29	-5,61	0,00
	Pa	-24,62	-6,43	0,00
PIA	Gt	-2,66	-1,11	0,14
	Ga	-11,39	0,23	0,00
	Pt	-9,29	-5,61	0,00
	Pa	-24,62	-6,43	0,00
PIMA	Gt	-2,86	-1,78	0,04
	Ga	-12,28	-0,16	0,44
	Pt	-7,92	-2,26	0,01
	Pa	-14,47	-2,61	0,00
PIMB	Gt	-3,07	-2,81	0,00
	Ga	-15,18	-1,56	0,06
	Pt	-10,67	-4,64	0,00
	Pa	-18,36	-4,98	0,00
PIB	Gt	-3,32	-6,21	0,00
	Ga	-17,47	-4,35	0,00
	Pt	-16,39	-6,30	0,00
	Pa	-16,44	-6,51	0,00
PIEB	Gt	-2,88	-2,16	0,02
	Ga	-15,46	-1,78	0,04
	Pt	-12,58	-6,50	0,00
	Pa	-25,30	-9,07	0,00

La Tabla 7 indica los resultados encontrados en la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, para cada país individualmente, es decir, la fuerza del vector de cointegración. Como se puede observar primero, reportamos los estimadores de DOLS con efecto de tiempo fijo y segundo sin efecto de tiempo. Los PIEA como: Canadá, Finlandia y Japón presentan fuerza de cointegración entre la IED y TI; en cuanto a Australia y Suecia presentan una elasticidad negativa en-

tre las variables. Haciendo referencia a los PIB, siendo el grupo que cuenta con mayor número de integrantes, en su mayoría presenta una relación de elasticidad negativa, pero con una relación de equilibrio fuerte entre la IED y TU. Los resultados encontrados son similares a los trabajos encontrados de Délèze y Korkeamäki (2018), Mkaouer, Prigent, y Abid (2017) donde mencionan que los PUEA presentan mayor fuerza de cointegración con relación a la inversión.

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS para países individuales

País	PIMB		País	PIB		País	PIEB	
	Est.C/D	Est. S/D		Est.C/D	Est. S/D		Est.C/D	Est. S/D
Australia	-0,44	-1,41	Francia	-0,25	-2,31	Anti. y Barbu	3,26	-1,31
Canadá	1,12	2,06	Alemania	-0,73	-1,86	Bahamas	-0,56	-0,73
Finlandia	-2,78	-2,77	Islandia	2,04	3,93	Baharí	0,44	-0,84
Japón	1,63	-2,97	Italia	0,24	-0,72	Egipto	-1,07	-0,71
Suecia	-0,52	-1,12	Kuwait	0,79	-0,71	Grecia	-1,23	0,99
Esta. Uni.	-0,33	1,29	Macao	-1,15	0,99	Kitts y Nervis	-2,91	-1,14
			Singapur	0,76	-1,14	Trinidad y Tobago	3,44	3,03
			España	-1,23	3,03	Venezuela	-0,46	-0,34
			Reino Uni.	2,24	-0,34			

Tabla 7. Continuación de los resultados del modelo DOLS para países individuales

País	PIMB		País	PIB		País	PIEB	
	Est.C/D	Est. S/D		Est.C/D	Est. S/D		Est.C/D	Est. S/D
Chile	-0,92	1,50	Algeria	0,89	0,32	Bangladesh	3,42	0,93
Costa Rica	1,65	-2,33	Belice	0,32	0,76	Rep. África	1,68	-0,87
Guin. Ecuatorial	2,39	2,44	Bután	-0,72	-0,16	Chad	1,27	1,28
Gabón	1,23	1,96	Bolivia	0,79	1,41	Gambia	-0,48	0,31
Granada	-0,05	-2,66	Botswana	0,61	1,71	India	-0,38	-1,22
Malasia	0,61	-2,00	Burundi	-0,98	-0,38	Kenia	0,79	0,32
Mauricio	-0,95	-2,11	Cameron	-0,36	0,62	Lesoto	-0,51	1,46
Seychelles	0,74	0,82	China	-1,62	-3,31	Liberia	0,85	-0,19
Sud África	0,13	3,37	Rep.Con.	-1,52	-2,24	Malawi	1,79	0,15
Sta. lucia	0,65	-1,18	Domínica	0,52	0,55	Nepal	0,06	0,06
			El Sal-	0,18	2,87	Uganda	1,70	0,14
			vador					
			Huyana	-1,33	-2,31			
			Honduras	3,96	1,89			
			Indonesia	3,85	2,66			
			Jamaica	-2,09	-2,25			
			Jordán	-1,34	-1,63			
			Marroco	-0,85	-2,17			
			Nigeria	-2,22	-1,83			
			Nueva	1,52	1,24			
			Guinea					
			Perú	-2,26	-0,31			
			Filipinas	-0,77	0,6			
			Sierra	-2,36	-2,84			
			Leone					
			Vicent	-2,57	-2,27			
			y Gra-					
			na.					
			Suazilandia	-1,89	-3,98			
			Tailandia	-0,62	0,43			
			Vanuatu	1,06	-0,86			
			Zambia	-3,20	3,27			

La Tabla 8 indaga los resultados encontrados para cada grupo de países, en donde se estimó un modelo con y sin Dummy. Y se puede observar que, en todos los grupos de países, los vectores son estadísticamente significativas, pero es más relevante en los PIEA y una relación negativa con tiempo ficticio. En los PIEA, indica que se encuentran en una relación equilibrada entre la IED y TI. Los resultados

sin tiempo ficticio destacan que la fuerza del vector de cointegración es más fuerte cuando aumenta el nivel de desarrollo del país, así mismo los resultados encontrados concuerdan con los trabajos de Saraç y Karagöz(2016); Bleaney Saxena y Yin(2018) donde aluden que la IED directa presentan una relación equilibrada en el tipo de cambio.

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS en grupos de países

Grupos	con tiempo de Dummy		sin tiempo de Dummy	
	Beta	t-stat	Beta	t-stat
GLOBAL	-0,00**	-0,06	-0,21**	-2,43
PIEA	-0,38**	-0,53	-0,81**	-2,01
PIA	0,26**	0,90	-0,45**	-0,64
PIMA	0,19**	0,32	-0,46**	-0,36
PIMB	0,43**	1,73	-0,07**	-0,06
PIB	-0,27**	-2,51	-0,14**	-2,83
PIEB	0,25**	1,70	0,24**	0,72

Nota: Significativo en el 5 %

La Tabla 9 enseña los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger en donde se puede evidenciar que se hizo dos relaciones, primero $DIED \rightarrow TI$ indicando que en todos los niveles de desarrollo de los países no existe causalidad. Segundo $DIED \leftarrow TI$ podemos decir que si existe causalidad para los PIB. Los resultados de la prueba de causalidad revelan que, en los PIB, la TI incide en la IED, es decir,

existe relación causal entre las variables de interés. Estos resultados son consistentes en los trabajos de Andriş, Căpraru, Ilnatov, y Tiwari (2017), mientras tanto Hnatkovska, Lahiri, y Vegh (2013) dicen que existe causalidad para los PIMB en temas de tipo de cambio y tasa de interés.

Tabla 9. Resultados de causalidad tipo Granger

Dirección Causal	Grupos países	W-bar	Z-bar	Valor P
DIET - TI	Global	1,18	1,12	0,65
	PIEA	0,63	-0,63	0,49
	PIA	1,33	0,70	0,68
	PIMA	1,83	1,65	0,22
	PIMB	1,61	1,36	0,34
	PIB	1,05	0,19	0,89
	PIEB	0,85	-0,34	0,63
TI - DIED	Global	1,52	3,13	3,13
	PIEA	0,51	-0,84	0,39
	PIA	2,11	2,35	0,07
	PIMA	1,56	1,12	0,44
	PIMB	0,94	-0,13	0,76
	PIB	1,97	3,56	0,01
	PIEB	1,02	0,05	0,87

Nota: Significativo en el 5 %

5 | CONCLUSIONES

Esta investigación estudió la relación entre la inversión extranjera directa y tasas de interés durante el periodo 1990-2016, aplicada para 71 países. Se llevó a cabo, mediante los modelos de datos de panel y utilizando diversas técnicas econométricas. Primero, los resultados del modelo GLS muestran que, a nivel global y los PIA, PIMA, PIMB son significativos y para el resto de nivel de desarrollo no ocurre lo mismo. En cuanto a la prueba de cointegración de Pedroni (1999) verificamos la existencia de equilibrio a largo plazo entre las dos variables. Adicionalmente, con el test de Westerlund (2007) se verificó la existencia equilibrio a corto plazo solo a nivel global, y para PIEA, PIMB, PIB. Por otro lado, para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada país individualmente y para cada grupo de países, se estimó el modelo DOLS y PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente. De forma general, se puede decir que en los PIEA como: Canadá, Finlandia y Japón presentan fuerza

de cointegración entre las variables de estudio, se puede decir que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. Finalmente, se presenta los resultados de causalidad de tipo Granger, dónde se encontró que hay una relación muy significativa unidireccional de las TI hacia la IED, solamente para los PIB y en contraposición para el resto de países no se encontró un resultado relevante. En base a los resultados encontrados, la posible implicación de política es plantear, aplicar las tasas de interés más bajas posibles para motivar a la IED y además, permitir mitigar las restricciones de liquidez, tratando de transformarse en un mecanismo de vital importancia para evitar serios problemas de inestabilidad en los precios, coincidiendo con la mención de Creedy y Gemmel (2017) quien promulga que las tasas bajas de interés promueve la inversión. Como bien lo sabemos que la tasa de interés es importante para poder invertir en términos nacionales e internacionales, y dependiendo de ello promueve la IED y a la vez manifestaría efectos positivos en el crecimiento y desarrollo de un país.

Referencias bibliográficas

- [1] Addepalli, S., Pagalday, G., Salonitis, K., Roy, R. (2018). Socio-economic and demographic factors that contribute to the growth of the civil aviation industry. *Procedia Manufacturing*, 19, 2-9.
- [2] Agosin, M. (1999). Comercio y crecimiento en Chile. *Revista de La CEPAL*, 79-100.
- [3] Agurto, A., Castro, A., Cartuche, I. (2018). Relación entre inversión extranjera directa y crecimiento económico a nivel global: datos de panel. *Revista Vista Económica*, 5(1), 35-46.
- [4] Al-Abri, A., Baghestani, H. (2015). Foreign investment and real exchange rate volatility in emerging Asian countries. *Journal of Asian Economics* (Vol. 37). Elsevier Inc.
- [5] Andrieş, A. M., Căpraru, B., Ilnatov, I., Tiwari, A. K. (2017). The relationship between exchange rates and interest rates in a small open emerging economy: The case of Romania. *Economic Modelling*, 67(October 2015), 261-274.
- [6] Armijos, J., Lozano, E. (2021). Efectos de la inversión extranjera directa y el desarrollo financiero en las emisiones de CO2 a nivel global y por grupos de países. *Revista Vista Económica*, 9(1), 19-34.
- [7] Ashby, N. J., Ramos, M. A. (2013). Foreign direct investment and industry response to organized crime: The Mexican case. *European Journal of Political Economy*, 30, 80-91.
- [8] Bleaney, M., Saxena, S., Yin, L. (2018). Exchange rate regimes, devaluations and growth collapses. *Journal of Macroeconomics*, 57, 15-25.
- [9] CEPAL-NACIONES UNIDAS. (2015). *Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe*. 2015.
- [10] Chan, M. W. L., Hou, K., Li, X., Mountain, D. C. (2014). Foreign direct investment and its determinants: A regional panel causality analysis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 54(4), 579-589.
- [11] Creedy, J., Gemmell, N. (2017). Effective tax rates and the user cost of capital when interest rates are low. *Economics Letters*, 156, 82-87.
- [12] Cumbicus, M., Ponce, P. (2019). Riesgo país e inversión extranjera directa: un contraste entre las economías de Ecuador, Perú y Colombia. *Revista Vista Económica*, 6(1), 21-27.
- [13] Déléze, F., Korkeamäki, T. (2018). Interest rate risk management with debt issues: Evidence from Europe. *Journal of Financial Stability*, 36, 1-11.
- [14] Desbordes, R., Wei, S. J. (2017). The effects of financial development on foreign direct investment. *Journal of Development Economics*, 127, 153-168.
- [15] Escobar, M., Ferrando, S., Rubtsov, A. (2018). Dynamic derivative strategies with stochastic interest rates and model uncertainty. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 86, 49-71.
- [16] FitzGerald, V. (1998). La CEPAL y la teoría de la industrialización. *Revista de La CEPAL*, 47-61. Retrieved from <http://www.cepal.org/publicaciones/xml/9/19229/valpy.html>
- [17] Gui-Diby, S. L. (2014). Impact of foreign direct investments on economic growth in Africa: Evidence from three decades of panel data analyses. *Research in Economics*, 68(3), 248-256.
- [18] Gui-Diby, S. L., Renard, M. F. (2015). Foreign Direct Investment Inflows and the Industrialization of African Countries. *World Development*, 74, 43-57.
- [19] Hasan, K. R., Rahaman, M. M., Alamgir, M. Z., Akimoto, H. (2017). Foreign direct investment and the shipbuilding industry: A Bangladesh perspective. *Procedia Engineering*, 194, 218-223.
- [20] Hnatkovska, V., Lahiri, A., Vegh, C. A. (2013). Interest rate and the exchange rate: A non-monotonic tale. *European Economic Review*, 63, 68-93.
- [21] Ikeda, D. (2015). Optimal inflation rates with the trending relative price of investment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 56, 20-33.
- [22] Jumbo, B., López, M. (2018). Relación entre la inversión extranjera directa y el desempleo: Un enfoque con técnicas de cointegración para los países de la CAN. *Revista Vista Económica*, 5(1), 56-63.
- [23] Kathuria, V., Ray, P., Bhangaonkar, R. (2015). FDI (foreign direct investment) in wind energy sector in India: Testing the effectiveness of state policies using panel data. *Energy*, 80, 190-202.
- [24] Landa Díaz, H. O., Arriaga Navarrete, R. (2017). Crecimiento, competitividad y restricción externa en América Latina. *Investigacion Economica*, 76(300), 53-80.

- [25] Ledyaeva, S., Karhunen, P., Kosonen, R. (2013). Birds of a feather: Evidence on commonality of corruption and democracy in the origin and location of foreign investment in Russian regions. *European Journal of Political Economy*, 32, 1–25.
- [26] Li, R., Wan, C., Wang, M. (2018). U.S. corporate investment and foreign penetration: Imports and inward foreign direct investment. *Journal of International Money and Finance* (Vol. 85).
- [27] Llamas, R. V. (2016). Inversión extranjera directa y tasa de interés en México: un análisis dinámico.
- [28] Ma, Q., Yi, F., Guan, C. (2018). A consumption–investment problem with constraints on minimum and maximum consumption rates. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 338, 185–198.
- [29] Makiela, K., Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission channels. *Economic Modelling*, 72(January), 296–305.
- [30] McCloud, N., Delgado, M. S., Holmes, C. (2018). Does a stronger system of law and order constrain the effects of foreign direct investment on government size? *European Journal of Political Economy*.
- [31] McGrattan, E. R. (2012). Transition to FDI openness: Reconciling theory and evidence. *Review of Economic Dynamics*, 15(4), 437–458.
- [32] Mkaouar, F., Prigent, J. L., Abid, I. (2017). Long-term investment with stochastic interest and inflation rates: The need for inflation-indexed bonds. *Economic Modelling*, 67(December 2016), 228–247.
- [33] Ogun, O., Egwaikhide, F. O., Ogunleye, E. K. (2012). Real Exchange Rate and Foreign Direct Investment in Sub-Saharan Africa. Some Empirical Results. *Economía Mexicana Nueva Epoca*, XXI(1), 175–202.
- [34] Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 653–670.
- [35] Pegkas, P. (2015). The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries. *Journal of Economic Asymmetries*, 12(2), 124–132.
- [36] Sánchez-Martín, M. E., De Arce, R., Escribano, G. (2014). Do changes in the rules of the game affect FDI flows in Latin America? A look at the macroeconomic, institutional and regional integration determinants of FDI. *European Journal of Political Economy*, 34, 279–299.
- [37] Sánchez, B. T., Lago, C. L. (2015). Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales Grado en ADE Modelización dinámica en modelos de regresión, 1–33.
- [38] Saraç, T. B., Karagöz, K. (2016). Impact of Short-term Interest Rate on Exchange Rate: The Case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 38(October 2015), 195–202.
- [39] Sayari, N., Sari, R., Hammoudeh, S. (2018). The impact of value added components of GDP and FDI on economic freedom in Europe. *Economic Systems*.
- [40] Ucal, M. Ş. (2014). Panel Data Analysis of Foreign Direct Investment and Poverty from the Perspective of Developing Countries. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 109, 1101–1105.
- [41] UNCTAD. (2017). Informe sobre las Inversiones en el Mundo 2017: La inversión y la economía digital. Retrieved from
- [42] Wisniewski, T. P., Pathan, S. K. (2014). Political environment and foreign direct investment: Evidence from OECD countries. *European Journal of Political Economy*, 36, 13–23.
- [43] Zhang, K. H. (2014). How does foreign direct investment affect industrial competitiveness? Evidence from China. *China Economic Review*, 30, 530–539.

Impacto de la industrialización en el desempleo en 91 países a nivel global: un enfoque con modernas técnicas de cointegración y causalidad

Impact of industrialization on unemployment in 91 countries globally: an approach using modern cointegration and causality techniques.

Leidy Acaro¹ | Karen Iñiguez¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Lady Acaro, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: leidyacaro@gmail.com

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Abril 2021

Fecha de aceptación

Octubre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

La dinámica industrializada de las economías ha permitido reducir los niveles de desempleo y al menos controlarlos, por lo que el objetivo de esta investigación es definir el impacto de la industrialización sobre el desempleo en 91 países del mundo clasificados por niveles de ingresos dentro del periodo 1990-2016 utilizando datos de panel y técnicas de cointegración. Se tomaron indicadores de desarrollo del Banco Mundial (2017). Al emplear las técnicas de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) se encontró que existe equilibrio de largo y corto plazo respectivamente. Al aplicar el modelo DOLS de Pedroni (2001) se encontró que hay fuerza del vector de cointegración en los países a nivel individual, y al utilizar el modelo PDOLS de Pedroni (2001) se estableció que existe fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países a nivel global. Los resultados de la prueba de causalidad de Dimietry y Hurlin (2012) indican que existe causalidad bidireccional y causalidad unidireccional. Las implicaciones de política están enfocadas en el diseño de infraestructuras adecuadas y amigables con el ambiente para lograr el desarrollo industrial eficiente de cada país y reducir los niveles de desempleo; además de realizar modelos de gestión industrial que establezcan una ubicación adecuada para las industrias en cada país.

Palabras clave: Industrialización; Desempleo; Panel de datos.

Códigos JEL: O14. J64. C23

ABSTRACT

The industrialized dynamics of economies has allowed reducing unemployment levels and at least controlling them, so the objective of this research is to define the impact of industrialization on unemployment in 91 countries of the world classified by income levels within the period 1990-2016 using panel data and cointegration techniques. Development indicators were taken from the World Bank (2017). By employing the cointegration techniques of Pedroni (1999) and Westerlund (2007) it was found that there is long-run and short-run equilibrium respectively. By applying Pedroni's (2001) DOLS model it was found that there is cointegration vector strength for individual countries at the individual level, and by using Pedroni's (2001) PDOLS model it was established that there is cointegration vector strength for each group of countries at the aggregate level. The results of the Dimietry and Hurlin (2012) causality test indicate that there is bidirectional causality and unidirectional causality. The policy implications are focused on the design of adequate and environmentally friendly infrastructures to achieve the efficient industrial development of each country and reduce unemployment levels; in addition to carrying out industrial management models that establish an adequate location for industries in each country.

Keywords: Industrialization; Unemployment; Panel data.

JEL codes: O14. J64. C23

1 | INTRODUCCIÓN

El desempleo es un fenómeno presente en la historia mundial desde su descubrimiento a finales del siglo XIX y a inicios del siglo XX, convirtiéndose en un problema económico y social que afecta a la población activa con disponibilidad para desempeñarse laboralmente, lo que influye negativamente en su bienestar y calidad de vida, porque al carecer de un trabajo y un salario digno no cuentan con los ingresos suficientes para satisfacer sus necesidades básicas como individuos de la sociedad, sin embargo; muchas veces los países utilizan el desempleo como política pública para dinamizar la economía a través de la competencia entre trabajadores desocupados.

Datos de la OIT (2018) demuestran que la tasa de desempleo a nivel mundial se está estabilizando ante el aumento de la población activa y la recuperación de la economía, pero también indican la insuficiencia de empleos, por ello se prevé que el desempleo y los déficits de trabajo decente se conservarán a niveles elevados en varias regiones. La tasa de desempleo en 2017 se situó en 5.6%, y se pronosticó una reducción de 0.2 puntos porcentuales en los países desarrollados por debido a su buen desempeño en los mercados laborales, lo que situaría la tasa de desempleo mundial en 2018 en 5.5%; pero a pesar de este descenso, se estima que no habrán empleos suficientes que cubran el crecimiento de la fuerza de trabajo en los países emergentes y en vías de desarrollo, así por ejemplo, la tasa de desempleo de América Latina y el Caribe creció de 7.9% en 2016 a 8.4% en 2017 (OIT, 2018).

Un aspecto clave para reducir los niveles de desempleo y subempleo a nivel mundial es la industrialización, dado que, la industria manufacturera es considerada como el sector económico que produce la mayor aportación al Producto Interno Bruto (PIB); debido a que este tipo de industrias generan productos con mayor valor agregado, los cuales tienen precios menos volátiles. De este modo, en América Latina y el Caribe la industria manufacturera aumentó en 1.9% el empleo en 2017; no obstante, se debe tomar en cuenta que los países de América Latina al ser “dependientes” se deben adaptar a la política industrial de los países desarrollados, además de mejorar su producción e indicadores macro. Al iniciar con el proceso de industrialización, crecen las probabilidades de crear oportunidades de empleos formales en manufacturas, principalmente para los países de ingresos medios y bajos en para los cuales se convierte en un desafío mantener este proceso (ONUDI, 2016).

Esta investigación se basó en evidencia empírica que relaciona las variables utilizadas en este modelo; tal es el caso de Yang y Shao (2017) quienes establecieron una relación estadísticamente significativa entre la calidad del empleo y el proceso de industrialización; concordando con Liu, Huang y Zikhali (2016) que encontraron que una subida en los niveles de industrialización incide en la reducción de las tasas de desempleo; además de Porto y Sosa-Escudero (2005) que señalaron que la industria mix, el producto interno bruto per cápita y la tasa de participación de la fuerza laboral determinan los cambios en el desempleo regional.

El objetivo del artículo es, por tanto, definir el impacto de la industrialización sobre el desempleo en 91 países a nivel mundial y por grupos de países asociados por niveles de ingresos mediante la utilización de técnicas de cointegración en el periodo 1990-2016. La hipótesis a partir de la cual se direcciona esta investigación es que el aumento de la industrialización provoca una reducción de la tasa de desempleo; esto se respalda en evidencia empírica, de este modo, Wang y Chanda (2017) determinaron que un crecimiento significativo del empleo se establece por el crecimiento de las industrias manufactureras, por su parte Park (2017) estableció que la construcción de más industrias verdes sería ambientalmente correcto y reduciría considerablemente los niveles de desempleo.

Como aporte, en este artículo de investigación se incorporó

una nueva forma de agrupar los datos de industrialización y desempleo, tomando en cuenta el nivel de ingresos de los países denominada “Atlas 2”, un método que toma como referencia rangos de comparación más cortos entre el promedio de los ingresos per cápita de cada país en el periodo de análisis para obtener resultados más realistas que los proporcionados por el Atlas del Banco Mundial; además de que en este artículo se están utilizando modernas técnicas de cointegración y de causalidad. Conjuntamente, se debe añadir que existen muy pocos trabajos que relacionen las variables utilizadas por lo que se hace necesario realizar una investigación que determine la influencia de la industrialización en el desempleo a nivel mundial, la misma que puede servir como evidencia empírica para futuros trabajos.

Los principales resultados de ésta investigación indican equilibrio de largo plazo entre el desempleo y la industrialización en los PIMA, PIMB, PIB y PIEB con la aplicación de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y equilibrio de corto plazo con la aplicación de la prueba de cointegración de Westerlund (2007). Al utilizar el modelo DOLS de Pedroni (2001) se observó que existe fuerza del vector de cointegración en los países a nivel individual, dentro de los PIMA, PIMB, PIB y PIEB; al aplicar el modelo PDOLS de Pedroni (2001) se determinó que hay fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países a nivel global, en los PIMA, PIMB, PIB y PIEB. Y al aplicar la prueba de causalidad tipo Granger de panel de Dimietry y Hurlin (2012) se estableció que existe causalidad bidireccional entre el desempleo y la industrialización en los PIA y PIMA; y causalidad unidireccional en los PIEB.

A partir de la introducción como primera sección, el artículo se estructura en cuatro secciones adicionales. En la segunda sección se ubica la revisión de la literatura previa. La tercera sección incluye los datos y la metodología. La cuarta sección discute los resultados encontrados. Y la quinta sección describe las conclusiones e implicaciones de política.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA

Actualmente la economía mundial está creciendo, por lo que se prevé un número estable de desempleados (192 millones, lo que equivale a una tasa de desempleo de 5.5%) para el año 2018, sin embargo; aún existe mucha gente fuera del mercado laboral y se proyecta un aumento de la tasa de desempleo para el 2019 de 1.3% (OIT, 2018). Tomando como referencia esta problemática, y relacionando las variables desempleo e industrialización, se exponen trabajos empíricos clasificados en tres grupos. En el primer grupo se registran estudios que relacionan la industrialización y el desempleo, en el segundo grupo se indican artículos que relacionan el desempleo con otras variables conexas, y el tercer grupo comprende trabajos empíricos que demuestran otras variables que pueden tener un impacto en la industrialización. Los artículos citados expresan una perspectiva global sobre la influencia de la industrialización en el desempleo.

En el primer grupo, existen estudios de autores que relacionan las variables analizadas; así, Yang y Shao (2017) determinaron que existe una relación estadísticamente significativa entre la calidad del empleo y el proceso de industrialización; Liu, Huang y Zikhali (2016) encontraron que una subida en los niveles de industrialización incide en la reducción de las tasas de desempleo, sin embargo; ésta ha provocado alzas significativas en la contaminación ambiental; Park (2017) estableció que se deberían construir más industrias verdes, porque sería ambientalmente correcto y reduciría considerablemente los niveles de desempleo; Shihe, Xiaofang y Guojun (2010) comprobaron que la diversidad industrial tiene una relación positiva y significativa con las tasas de desempleo y que la especialización de

la industria de la construcción y la industria del comercio tienen la capacidad de reducir significativamente las tasas de desempleo; Galiani, Lamarche, Porto y Sosa-Escudero (2005) señalaron que las variables que determinan los cambios en el desempleo regional son la industria mix, el producto interno bruto per cápita y la tasa de participación de la fuerza laboral; Lévêque y Saleh (2017) indicaron que la industrialización estatal provoca la segregación residencial, debido a la aglomeración de inmigrantes del sector rural por la gran oferta de empleos no calificados del sector privado.

Wang y Chanda (2017) registraron un crecimiento significativo del empleo provocado por el crecimiento de las industrias manufactureras; Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) indicaron que la industrialización ha desempeñado un papel fundamental en el empleo y crecimiento económico a largo plazo de los países en desarrollo en estos últimos 25 años; Hafstead y Williams (2018) establecieron que una reducción de las industrias por políticas que imponen impuestos a la contaminación o impuestos ambientales, aumenta el desempleo, aunque en pequeñas proporciones inclusive en el corto plazo; Antoci, Russu, Sordi y Ticci (2014) determinaron que ante la presión ambiental de la actividad económica del sector industrial, las propiedades de estabilidad de los equilibrios y sus características de preservación ambiental son sensibles a nivel de capacidad de carga; por su parte, Watson y Deller (2017) revelaron que la diversidad industrial provoca reducciones en el nivel de desempleo. Inversamente, Broadberry, Campbell y Van Leeuwen (2013) indicaron que el incremento de la producción de la industria durante la Revolución Industrial se provocó más por las ganancias en la productividad del trabajo que se dio por la mecanización que al crecimiento o expansión del empleo; y Antoci, Galeotti y Sordi (2018) concluyeron que la industrialización es la generadora de la reducción de los ingresos de los trabajadores tanto en el sector industrial como en el sector agrícola.

Dentro del segundo grupo, como ya se ha manifestado, existen documentos que muestran la relación del desempleo con otras variables, de este modo; Azorín (2017) indicó que el crecimiento de la producción necesaria para reducir las tasas de desempleo se encontró bajo los niveles establecidos por causa de la dependencia espacial; Mehic (2018) determinó que existe una relación altamente significativa y negativa entre el empleo industrial y la desigualdad de ingresos; Agnello, Castro, Jalles y Sousa (2014) indicaron que los impuestos aumentaron el desempleo en 0.25 %, y que la flexibilidad del mercado laboral provoca la reducción del desempleo juvenil; Basu (2017) concluye que la inversión extranjera directa tiene una influencia directa en la reducción de las tasas de desempleo; y Caponi (2017) sugirió a través de experimentos de políticas que la reducción del tamaño del empleo público reduce el desempleo en las regiones productivas más bajas. En otros estudios, Mohseni y Jozaryan (2016) revelaron la existencia de un efecto negativo y significativo de la inflación y el desempleo en el crecimiento económico a largo plazo.

Tesfaselassie y Wolters (2018) determinaron que un crecimiento económico más rápido provoca una disminución del desempleo siempre y cuando la inflación permanezca estable; Donayre y Panovska (2018) demostraron que hay una relación negativa entre el desempleo y el crecimiento salarial cuando la inflación está sobre su tendencia a largo plazo; Bhattarai (2016) indicó que existe una relación directa entre la inflación y el desempleo a largo plazo; mientras que Chen, Hsu y Lai (2016) demostraron la existencia de una relación negativa entre el desempleo y el crecimiento económico a largo plazo. Sin embargo, Schubert y Turnovsky (2017) indicaron que las compensaciones o el vínculo entre desempleo y crecimiento económico son débiles porque el crecimiento a largo plazo se determina por la relación producción-capital. Por su parte Caggiano, Castelnuovo y Figueres (2017) sugirieron que el desempleo es estadísticamente y económicamente más grande durante las recesiones; Horvath y Zhong (2018) demostraron que una reducción en la demanda externa, un incremento en la tasa de interés externa y la

incertidumbre provocan un aumento en la tasa de desempleo, menor rendimiento bursátil y depreciación de la moneda; y Zweimüller (2018) sugirió que el seguro de desempleo afecta al mercado laboral, a través de la búsqueda de empleo de los trabajadores elegibles.

Finalmente, en éste último grupo se menciona la variable industrialización y su influencia en la economía; así, Schmerer (2014) mostró que la IED fomenta el crecimiento de la industrialización y reduce las tasas de desempleo de forma significativa; Adom y Amuakwa-Mensah (2016) concluyeron que una mayor industrialización e IED reducen de forma significativa la productividad energética en los países de ingresos bajos; Alsaleh y Abdul-Rahim (2018) determinaron que tanto el costo de capital, el costo laboral, el PIB, la inflación y la tasa de interés tienen un efecto negativo en la eficiencia de los costos industriales; contrariamente, Gui-Diby y Renard (2015) mostraron que el tamaño del mercado, el sector financiero y el comercio internacional se relacionaron positivamente con la industrialización, situación que no ocurre con la IED, porque su efecto no es significativo. En otras investigaciones, Rekiso (2017) manifestó que hay una relación positiva, circular y acumulativa entre la industrialización y la integración económica regional; Fan, Yan y Sha (2017) indicaron que la innovación (apoyo del gobierno, tasa de empleados técnicos y la tasa de activos técnicos) tiene un efecto positivo y significativo en el crecimiento económico de la industria minera y de producción; Yang, Yeh y Wang (2018) establecieron que la productividad manufacturera tiene una relación significativa y positiva con los insumos del servicio al productor.

Jerbashian (2015) estableció que la industria de las telecomunicaciones tiene una relación positiva con el crecimiento económico a largo plazo; Sheng y Gu (2018) indicaron que la industria del juego ha tenido un impacto positivo en el crecimiento económico local y el desarrollo urbano; Szirmai y Verspagen (2015) determinaron que la industria o fabricación ejerce una influencia positiva moderada en el crecimiento económico. Adicionalmente, Liu y Bae (2018) demostraron que un aumento de la intensidad energética, el PIB real, la industrialización y la urbanización produce un incremento de las emisiones de CO₂; Zhu, Liu, Tian, Wang y Zhang (2017) encontraron que el proceso de industrialización y urbanización aumentó las emisiones de CO₂; Li, Li y Zhang (2018) señalaron que el PIB per cápita, las industrias no agrícolas y el consumo per cápita tienen un impacto directo en el incremento de las emisiones contaminantes; Xu y Lin (2015) indicaron que la industrialización y las emisiones de CO₂ poseen una relación no lineal en forma de U invertida.

Cherniwchan (2012) demostró que un aumento del proceso de industrialización provoca un aumento del nivel de emisiones per cápita; y Stuermer (2017) mostró que un aumento de la industrialización provoca un incremento de la demanda de productos minerales. En otros estudios, Xue y Li-li (2016) señalaron que los apoyos financieros a la industrialización agrícola tienen un impacto positivo en el desarrollo de este tipo de industrialización; Song, Thisse y Zhu (2012) establecieron que la transmisión de mano de obra del sector agrícola al sector industrial produce un incremento del bienestar de los agricultores, pero el impacto en los trabajadores urbanos es impreciso; Lee y McKibbin (2018) expusieron que el crecimiento acelerado de la productividad en el sector de servicios ha mantenido en equilibrio el crecimiento económico de éstos países; así también, Maksimović, Jović y Jovanović (2017) comprobaron que los servicios han tenido un mayor impacto en el crecimiento económico (PIB), y la fabricación un menor impacto.

En base al análisis de ésta evidencia empírica, parece factible que los países empiecen a diseñar una mayor cantidad de infraestructuras adecuadas y amigables con el ambiente para lograr el desarrollo de la industrialización eficiente de cada país, reducir los niveles de desempleo, y mejorar el crecimiento económico; puesto que, las políticas que imponen impuestos ambientales o a la contaminación reducen significativamente el número de industrias y por ende aumentan el desempleo. Además, se considera necesario im-

plementar políticas para fomentar la inversión extranjera directa en cada país que lo requiera, porque es una variable de gran incidencia en el crecimiento de la industrialización a nivel mundial, crecimiento que a su vez provoca una reducción significativa de las tasas de desempleo.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

En este artículo de investigación se utilizó datos del World Development Indicators del Banco Mundial (2017), para examinar la relación entre la industrialización y el desempleo en 91 países a nivel mundial, en el periodo de 1990-2016. Se tomó como variable dependiente el desempleo extraída de la base de datos como desempleo total (% de la fuerza de trabajo total) y como variable independiente la industrialización, extraída de la base de datos como industrialización, valor agregado (% anual de crecimiento); las mismas que se encuentran medidas en tasas porcentuales, por ende, los coeficientes son comparables entre ellos. Adicionalmente se incorporó una nueva forma de agrupar los datos según el nivel de ingresos de los países denominada "Atlas 2", en la cual se toma como referencia rangos más cortos del promedio de los ingresos per cápita de cada país en el periodo analizado para obtener resultados más realistas y comparables. De este modo los países se han agrupado en países de ingresos altos (PIA), países de ingresos medios altos (PIMA), países de ingresos medios bajos (PIMB), países de ingresos bajos (PIB), y países de ingresos extremadamente bajos (PIEB).

Se entiende por desempleo al desajuste existente en el mercado laboral, donde la oferta de trabajo es superior a la demanda de trabajo, y se entiende por industrialización a la producción de bienes a gran escala utilizando máquinas accionadas con nuevas fuentes de energía y en términos de ocupación suele ofrecer trabajo a la mayoría de la población de un país. Previo al análisis econométrico, se presenta gráficamente el comportamiento en el tiempo de las variables utilizadas. La Figura 1 muestra la relación entre la industrialización y el desempleo. Se observa una relación negativa entre las variables, lo que indica que un aumento de la industrialización provoca una reducción de la tasa de desempleo, a nivel global, en

los PIA, en los PIMA, en los PIMB, en los PIB y en los PIEB.

A continuación, la Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos del modelo, y permite observar que se dispone de un panel balanceado (igual número de países "n" e igual número de años "T"), lo cual permitirá continuar con el análisis econométrico. La media del desempleo es 8.84 y la desviación estándar es de 6.24 a nivel global, 5.12 entre países y 3.59 dentro de cada país. La media de la industrialización es 3.02 y la desviación estándar es de 7.69 a nivel global, 2.63 entre países y 7.23 dentro de cada país. Tanto para el desempleo como para la industrialización la variabilidad es mayor a nivel global, como lo demuestra la desviación estándar, debido a la diferencia de ingresos entre los diferentes países.

3.2 | Metodología

Los métodos aplicados en éste modelo econométrico con el propósito de analizar el impacto de la industrialización en el desempleo se expresan en algunas etapas. En la primera etapa se emplean las pruebas de raíz unitaria para para verificar la estacionariedad de las series o confirmar si las series poseen o no un comportamiento tendencial, en base al test de Dickey y Fuller aumentado (1981), el test de Phillips y Perron (1988); el test de Im, Pesaran y Shin (2003), y el test de Breitung (2001).

En la segunda etapa se aplica una regresión de línea base con el fin de determinar cómo se direcciona la relación de las variables utilizadas; además de aplicar el test de Hausman (1978) para establecer si se empleará un modelo de efectos fijos o un modelo de efectos aleatorios. En la tercera etapa aplicamos técnicas de cointegración para establecer el equilibrio en el corto y largo plazo entre las variables mediante el test de Westerlund (2007) y el test de Pedroni (1999) respectivamente. En la cuarta etapa se emplea el test de Pedroni (2001) para determinar la fuerza de los vectores de cointegración en el panel de las variables; aplicando el modelo DOLS para estimar la fuerza del vector de cointegración para cada país y el modelo PDOLS para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países. Y finalmente, en la quinta etapa se aplica la prueba de causalidad tipo Granger de panel de Dimietry y Hurlin (2012) para establecer si hay causalidad y cuál es su dirección.

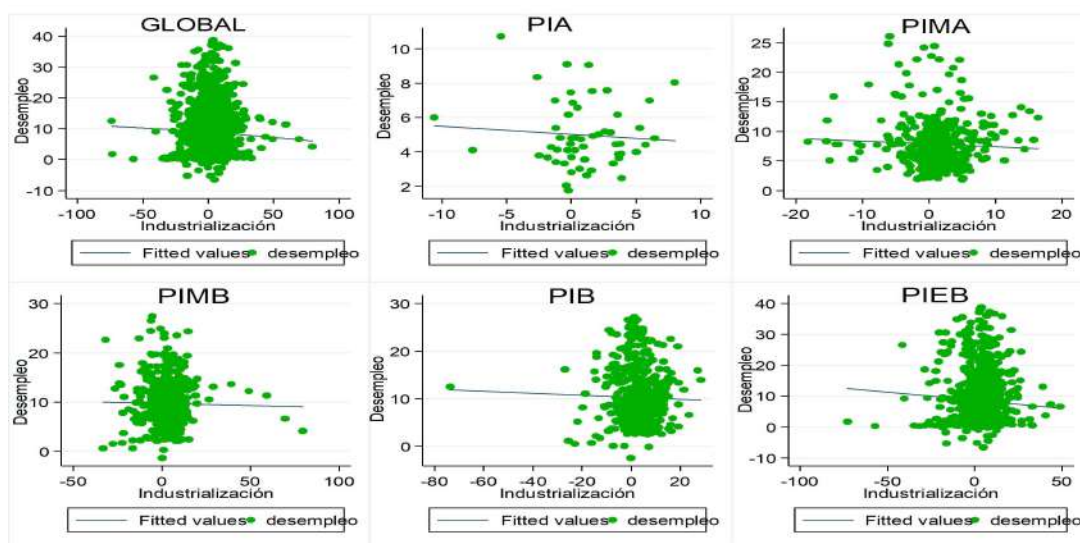


Figura 1. Elaboración propia, con datos del Banco Mundial, (2017).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables

Variable		Media	SD	Mín.	Máx.	Observaciones
Desempleo	Overall	8.84	6.24	-6.58	38.8	N= 2457
	Between		5.12	0.41	31.60	n= 91
	Within		3.59	-8.59	30.61	T= 27
Industrialización	Overall	3,02	7.69	-73.66	49.02	N= 2457
	Between		2.63	-3.91	12.97	n= 91
	Within		7.23	-69.78	48.73	T= 27

Para verificar econométricamente la relación entre la industrialización y el desempleo, se inicia designando un modelo de regresión básica de datos de panel, como se muestra en la ecuación 1:

$$U_{it} = (\beta_0 + \delta_0) + \delta_1 IN_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde U_{it} representa a la tasa de desempleo del país i en el periodo t o la variable dependiente del modelo, β_0 representa el tiempo, α_0 representa el espacio, δ_1 representa la trayectoria de la variable independiente en el tiempo, IN_{it} representa el porcentaje de crecimiento anual de la industrialización del país i en el periodo t o la variable independiente y ϵ_{it} representa el término de error.

Con el fin de establecer el orden de integración de la serie con tendencia, se utiliza el modelo de Enders (1995), y se estima la ecuación 2 en la cual se estima la intersección:

$$U_t = \alpha_0 + \lambda U_{t-1} + \alpha_1 t \sum_{i=2}^p \beta_j U_{t-i-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Dónde U_t es la variable en la cual se detectará la existencia de raíz unitaria, α_0 es el intercepto, α_1 se encarga de captar el efecto de tendencia, t representa el tiempo, p simboliza la duración del retraso, y ϵ_t es el término de error gaussiano. Si el parámetro λ llega a ser significativo se puede concluir que todos los paneles tienen raíces unitarias. Conjuntamente se debe señalar que para determinar el número de rezagos a aplicar en el modelo se usó el modelo de Akaike (1974).

Como se estableció en la tercera etapa, para establecer si hay relación de largo plazo entre las variables se aplica el test de cointegración de Pedroni (1999), como indica la ecuación 3:

$$U_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} X_{it-j} + \sum_{j=1}^{n-1} W_{ij} U_{it-j} + \pi_i ECT_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

En la ecuación 3, U_{it} es la variable dependiente del país i en el periodo t , el parámetro t representa el número de observaciones, α_i es el término constante, los parámetros β y W representan los estimadores asociados con los represores, ECT es el término de corrección de errores obtenido del vector de cointegración, y ϵ_{it} es el término de error aleatorio estacionario con media cero, y j es la longitud del desfase. En esta etapa también se determina el equilibrio de corto plazo entre las variables a través de la prueba de corrección

de errores de Westerlund (2007), como se establece en la ecuación 4:

$$U_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i (U_{it-1} - \beta_i X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} U_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} X_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

En la ecuación 4, t es el periodo de tiempo, i es el número de países, $\delta_i d_t$ es la trayectoria de la variable en el tiempo, α_i es el término constante, X_{it} representa la variable independiente, U_{it} es la variable dependiente, y ϵ_{it} es el término de error aleatorio estacionario con media cero.

Mediante el modelo de Pedroni (2001) se aplica el modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS), que determina la fuerza de la relación entre las variables para cada país individualmente; y también se aplica modelo dinámico de panel de mínimos cuadrados (PDOLS) para determinar la fuerza de la relación entre las variables para cada grupo de países, asociados según el promedio a través del tiempo de su nivel de ingresos per cápita (Atlas 2). A continuación, en la ecuación 5 se plantea la relación entre las variables analizadas:

$$U_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + U_{it} \quad (5)$$

En ésta ecuación U_{it} representa el desempleo del país i en el periodo t , X_{it-j} representa la industrialización o variable independiente rezagada, P representa el número de periodos de tiempo, es el número de retrasos y avances de la regresión DOLS, β_i representa el coeficiente de la pendiente de la regresión.

A continuación, la ecuación 6 representa la causalidad tipo Granger de panel de Dimietry y Hurlin (2012), que servirá para determinar la existencia de causalidad entre el desempleo y la industrialización y su dirección.

$$U_{it} = \alpha_i + \sum_{k=-1}^K \gamma_i^k \sum_{k=-1}^K \beta_i^k X_{it-k} + U_{it} \quad (6)$$

Donde, U_{it} es la variable dependiente o el desempleo del país i en el periodo t , X_{it} es la variable independiente o la industrialización, β_i es el coeficiente de la pendiente de la regresión. El término α_i está fijo en el término del tiempo, y el parámetro γ_i^k y el coeficiente β_i^k varían en las secciones transversales.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

En la primera sección, para determinar la estacionaridad de las variables se aplican las pruebas de raíz unitaria a través de los test de Dickey y Fuller aumentado (1981) (ADF), Phillips y Perron (1988) (PP), Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS), y Breitung (2001) (UB). Se apli-

can varios test para asegurarnos de eliminar el efecto tendencial dado que el modelo incluye varios países.

Los resultados de la prueba de raíz unitaria de la Tabla 2 arrojaron datos que llevan a concluir que las series son estacionarias y por ello se hizo necesaria la aplicación de primeras diferencias en el modelo para corregir este problema.

Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria

Grupos/variables		UB	IPS	ADF	PP	UB	IPS	ADF	PP
		Sin efectos del tiempo				Con efectos del tiempo			
GLOBAL	$U_{i,t}$	9.69*	-33.38*	-11.69*	-29.77*	-10.37*	-30.94*	-10.47*	-29.77*
	$IN_{i,t}$	-6.35*	-49.38*	-23.93*	-61.39*	-5.50*	-48.80*	-23.79*	-62.07*
PIA	$U_{i,t}$	-0.91*	-4.77*	-2.79*	-3.56*	-1.28*	-5.65*	-1.10*	-5.73*
	$IN_{i,t}$	-1.27*	-7.87*	-4.13*	-10.1*	-0.30*	-6.78*	-1.84*	-9.61*
PIMA	$U_{i,t}$	-2.79*	-8.99*	-5.32*	-6.98*	-2.75*	-8.02*	-4.66*	-5.55*
	$IN_{i,t}$	-3.65*	-18.15*	-11.89*	-25.37*	-2.62*	-19.44*	-10.66*	-25.13*
PIMB	$U_{i,t}$	-3.45*	-10.24*	-4.54*	-8.25*	-2.60*	-8.61*	-4.31*	-8.55*
	$IN_{i,t}$	-3.03*	-19.61*	-8.95*	-24.67*	-2.24*	-19.33*	-9.37*	-26.68*
PIB	$U_{i,t}$	-6.75*	-14.39*	-4.68*	-13.14*	-6.63*	-13.86*	-5.09*	-12.80*
	$IN_{i,t}$	-4.62*	-20.91*	-10.52*	-27.68*	-3.66*	-24.44*	-9.85*	-27.43*
PIEB	$U_{i,t}$	-6.99*	-26.89*	-7.34*	-25.06*	-9.34*	-25.40*	-7.13*	-25.01*
	$IN_{i,t}$	-3.03*	-34.45*	-14.15*	-39.3*	-2.34*	-35.53*	-14.74*	-40.37*

Nota: * $p < 0.001$

A continuación, luego de corregir la autorregresión y heteroscedasticidad; la Tabla 3 muestra la regresión de línea base, la misma que justifica el hecho de clasificar a los países por niveles de desarrollo económico, es decir; los resultados muestran diferencias entre

los coeficientes, lo que verifica la existencia de diferencias entre los grupos de países según su nivel de ingresos (PIA, PIMA, PIMB, PIB, PIEB).

Tabla 3. Resultados de la regresión de línea de base (GLS)

	GLOBAL	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
$dIN_{i,t}$	-0.014*** (-4.23)	-0.082** (-3.01)	-0.007 (-0.90)	0.001 (0.22)	-0.031*** (-3.65)	-0.012* (-2.36)
Constant	0.531*** (3.51)	0.233 (0.77)	0.831** (3.12)	1.663** (2.96)	1.285* (2.35)	0.276 (0.35)
Hausband test (p-value)	0.00	-0.54	0.10	0.29	0.09	-5.82
Serial correlation test (p-value)	14.01	-1	0.75	0.58	0.76	-
Fixed effects (Time)	Si	No	No	No	No	No
Fixed effects (country)	Si	No	No	No	No	No
Observations	2366	52	416	416	468	1014

Nota: t statistics in parentheses * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Estadístico de prueba						
Panel t-estadístico	-29.44*	-5.27*	-5.25*	-8.25*	-12.99*	-26.77*
Panel ADF-estadístico	-23.98*	-5.14*	-1.88	-5.72*	-11.4*	-20.34*

Nota: t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Los resultados de estas regresiones muestran que la industrialización tiene una relación negativa y estadísticamente significativa con el desempleo a nivel global, en los PIA, en los PIB y en los PIEB; y una relación negativa pero no significativa en los PIMA. Lo que in-

dica que, si la industrialización incrementa en 1%, el desempleo se reducirá en 1.4% a nivel global, un 8.2% en los PIA, un 0.7% en los PIMA, en 3.1% en los PIB, y un 1.2% en los PIEB.

Tabla 5. Resultados de la prueba de cointegración de Westerlund

Grupo	Estadístico	value	z-value	p-value
GLOBAL	Gt	-4.02*	-19.77*	0.00
	Ga	-24.06	-17.44*	0.00
	Pt	-40.90	-24.17*	0.00
	Pa	-27.85	-30.17	0.00
PIA	Gt	-2.90	-0.97	0.16
	Ga	-19.07	-1.52	0.06
	Pt	-3.42	-0.50	0.30
	Pa	-13.10	-0.98	0.16
PIMA	Gt	-3.07*	-3.56*	0.00
	Ga	-14.30	-1.44	0.07
	Pt	-10.23*	-2.07*	0.01
	Pa	-12.16*	-2.14*	0.01
PIMB	Gt	-4.37*	-9.08*	0.00
	Ga	-26.55*	-7.94*	0.00
	Pt	-16.25*	-10.05*	0.00
	Pa	-31.18*	-13.41*	0.00
PIB	Gt	-3.89*	-8.10*	0.00
	Ga	-22.98*	-7.07*	0.00
	Pt	-15.98*	-8.17*	0.00
	Pa	-22.29*	-9.47*	0.00
PIEB	Gt	-4.42*	-16.04*	0.00
	Ga	-28.15*	-15.25*	0.00
	Pt	-29.22*	-18.67*	0.00
	Pa	-32.39*	-24.50*	0.00

Nota: t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Estos resultados coinciden con Yang y Shao (2017) que determinaron que existe una relación estadísticamente significativa entre la calidad del empleo y el proceso de industrialización; con Liu, Huang y Zikhali (2016) que encontraron que, una subida en los niveles de industrialización incide en la reducción de las tasas de desempleo; y con Watson y Deller (2017) quienes revelaron que la diversidad industrial provoca reducciones en el nivel de desempleo. En contraste con Broadberry, Campbell y Van Leeuwen (2013) que indican que, el incremento de la producción de la industria durante la Revolución Industrial se provocó más por las ganancias en la productividad del trabajo que se dio por la mecanización, que por crecimiento o expansión del empleo.

Además, el test de Hausman indicó que se debe aplicar un modelo de efectos fijos para el grupo de países a nivel global (debido a que arroja un valor menor a 0.05); y en las demás agrupaciones de países se aplicó un modelo de efectos aleatorios (porque el valor del test es mayor a 0.05 y/o negativo). En el caso de no aplicar este test, los resultados tendrían estimadores sesgados.

En ésta tercera sección, se muestran los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) con el fin de determinar si existe equilibrio en el largo plazo entre el desempleo y la industrialización o identificar si en promedio las variables se mueven de manera conjunta en el tiempo; como se observa en la Tabla 4. Los resultados de la Tabla 4 indican que existe equilibrio de largo plazo entre el desempleo y la industrialización, a nivel global, en los PIA, en los PIMB, en los PIB y en los PIEB, debido a que los estadísticos de prueba t y ADF del test de Pedroni están dentro del rango establecido (mayor o igual a dos, en valores absolutos); sin embargo para los PIMA el estadístico de la prueba ADF es menor a dos lo que revelaría la inexistencia de equilibrio a largo plazo, aunque el estadístico de la prueba t está en un rango aceptable, lo que indica equilibrio en el largo plazo. Estos resultados tienen una relación directa con las conclusiones de Hara-guchi, Cheng y Smeets (2017) que muestran que la industrialización ha desempeñado un papel fundamental en el empleo y crecimiento económico a largo plazo de los países en desarrollo en estos últimos 25 años.

A continuación, se describen los resultados de la prueba de cointegración de Westerlund (2007) a través de la cual se identificará la existencia del vector de cointegración o si existe equilibrio en el corto plazo entre las variables.

Los resultados de la Tabla 5 muestran que existe equilibrio de corto plazo a nivel global, en los PIMA (tal como lo demuestran tres de los cuatro estadísticos utilizados); así como en los PIMB, en los PIB y en los PIEB; porque sus valores son estadísticamente significativos (p -value < 0.05), como lo demuestran los cuatro estadísticos aplicados. Coincidiendo con Hafstead y Williams (2018) que estable-

cen que una reducción de las industrias por políticas que imponen impuestos a la contaminación o impuestos ambientales, aumenta el desempleo en el corto plazo. En esta cuarta sección, con la finalidad de determinar la fuerza del vector de cointegración para cada país, se aplica la prueba DOLS, como se expresa en la Tabla 6.

La Tabla 6 demuestra a partir de la aplicación del modelo DOLS (en el cual t -stat debe ser mayor o igual a dos en valores absolutos para ser significativo) que, en los PIA no existe fuerza del vector de cointegración; en los países PIMA existe fuerza del vector de cointegración en Belgium y Japón, en Netherlands y New Zealand con la aplicación de Dummy, y en Cyprus, Israel, Spain y United States sin la aplicación de Dummy; en los PIMB existe fuerza del vector de cointegración en Chile y Venezuela, en Bahamas, The, Barbados y Hungary con la aplicación de Dummy, y en Slovak Republic sin la aplicación de Dummy.

en los PIB existe fuerza del vector de cointegración en Colombia y Poland, en Brasil y en St. Lucía con la aplicación de Dummy, y en Costa Rica, Panamá, Russian Federation y Uruguay sin la aplicación de Dummy; y en los PIEB existe fuerza del vector de cointegración en Armenia Bhutan y Ukraine, en China, Ecuador y Honduras con la aplicación de Dummy, y en Egypt, Arab Rep., Macedonia, FYR y Thailand sin la aplicación de Dummy. Dummy representa los efectos fijos del tiempo. Con el propósito de determinar la fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países, se aplica la prueba PDOLS, como se indica en la Tabla 7.

Los resultados de la Tabla 7 muestran que hay fuerza del vector de cointegración, aplicando efectos fijos del tiempo, en el grupo de países a nivel global, en los PIA, en los PIMA, en los PIMB y en los PIB, en los cuales el valor del estadístico t es mayor o igual a dos, en valores absolutos, sin embargo; no se presenta esta fuerza de cointegración en los PIEB. Además, existe fuerza del vector de cointegración, sin aplicar los efectos fijos del tiempo, en el grupo de países a nivel global, en los PIMA, en los PIMB y en los PIB, en los cuales el valor del estadístico t es mayor o igual a dos, en valores absolutos; sin embargo, no se presenta esta fuerza de cointegración en los PIA y en los PIEB. Finalmente, en esta quinta sección, para determinar la existencia de causalidad y su dirección, se aplica la prueba de causalidad tipo Granger de panel de Dumitrescu y Hurlin (2012) como se indica en la Tabla 8.

Los resultados de la Tabla 8 muestran que existe causalidad entre el desempleo y la industrialización (p -value menor a 0,05). En los PIA y PIMA se observa la existencia de causalidad bidireccional entre el desempleo y la industrialización; en los PIEB hay causalidad unidireccional entre el desempleo y la industrialización; y en los PIB no existe causalidad.

Tabla 6. Resultados del modelo DOLS para países individuales

País	PIA			PIMB			PIB			PIEB				
	Con Dummy	Sin Dummy	Pais	Beta			Con Dummy	Sin Dummy	Pais	Con Dummy	Sin Dummy	Pais	Con Dummy	Sin Dummy
				Con Dummy	Sin Dummy	Pais								
Denmark	-0.33	-0.11	Australia	0.00	-0.67	Bahamas	-0.31*	-0.45*	Argentina	-0.12	-0.17	Albania	0.01	-0.00
Switzerland	-0.33	-0.27	Austria	-0.13	0.18	Barbados	-0.72*	-0.38	Botswana	0.15	0.17	Algeria	-1.36	-0.25
			Belgium	-0.87*	0.66*	Chile	-0.75*	-0.90*	Brasil	0.64*	0.31	Armenia	-0.77*	-0.65*
			Cyprus	-0.07	-0.30*	Croatia	0.01	-0.16	Bulgaria	0.23	0.22	Azerbaijan	0.12	0.11
			Finland	-0.21	-0.19	Czech R.	-0.07	-0.15	Colombia	-0.94*	-1.03*	Bangladesh	0.58	1.13
			France	-0.08	0.11	Estonia	-0.04	-0.18	Costa Rica	-0.69	-0.83*	Belarus	0.05	0.04
			Germany	-0.66	0.24	Greece	-0.13	0.00	Kazakhstan	0.01	0.11	Belize	-0.37	-0.38
			Israel	-0.42	-0.51*	Hungary	-1.05*	-0.36	Malaysia	-0.09	-0.02	Bhutan	0.25*	0.20*
			Italy	-0.54	0.37	Portugal	0.23	0.21	Mauritius	0.00	-0.21	Bolivia	0.27	0.31
			Japan	0.54*	-0.21*	Slovak R.	-0.34	-0.29*	México	0.13	-0.03	Cambodia	0.01	0.24
			Netherlands	1.15*	-0.20	Slovenia	0.20	-0.02	Panamá	-0.12	-0.39*	China	0.15*	0.07
			New Zealand	0.19*	-0.22	Trin and Tob.	-0.07	-0.08	Poland	-1.46*	-1.17*	Cuba	0.05	-0.05
			Spain	-1.34	-1.59*	Venezuela	0.62*	-0.36*	Russia	0.01	0.20*	Dominican R	-0.45	-0.69
			Sweden	0.33	0.35				South Af.	-2.31	-0.29	Ecuador	-0.56*	-0.38
			UK	-0.13	-0.35				St. Lucia	0.68*	0.37	Egypt	-0.35	-0.68*
			USA	-0.60	0.53*				Suriname	0.00	0.07	El Salvador	0.12	-0.13
									Turkey	-0.00	0.00	Ethiopia	-0.53	-0.66
									Uruguay	-0.24	-0.42*	Fiji	0.21	0.38
												Guatemala	0.18	0.24
												Honduras	0.59*	0.03
												Indonesia	-0.12	-0.04
												Jamaica	0.24	0.04
												Macedonia	0.38	0.60*
												Moldova	0.16	0.21
												Morocco	-1.32	-0.63
												Nicaragua	0.25	0.28
												Pakistan	-0.19	-0.23
												Paraguay	-0.12	0.11
												Peru	0.28	0.08
												Philippines	0.18	0.24
												Sri Lanka	0.15	-0.08
												Syrian AR	0.67	0.79
												Tajikistan	-0.01	-0.01
												Thailand	-0.05	-0.10*
												Tunisia	-0.45	1.22*
												Ukraine	0.40*	0.34*
												Uzbekistan	-0.03	0.00
												Vietnam	-0.09	0.12
												WB Gaza	-0.30	-0.38

Nota: *, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5%, 10% y 1% respectivamente para $H_0 : \beta_i = 1$

Tabla 7. Resultados del modelo PDOLS

Grupos	Con efectos fijos del tiempo		Sin efectos fijos del tiempo	
	Beta	t-stat	Beta	t-stat
GLOBAL	-0.15	3.71*	-0.13	5.36*
PIA	-0.33	2.12*	-0.19	-1.35
PIMA	-0.41	5.02*	-0.17	3.50*
PIMB	-0.28	3.96*	-0.24	5.14*
PIB	-0.22	2.11*	-0.17	3.38*
PIEB	-0.04	1.62	-0.02	0.76

Nota: t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Tabla 8. Resultados de la prueba de causalidad de panel tipo Granger de Dumitrescu y Hurlin

Dirección de causalidad	Grupo	W-bar	Z-bar	p-value
$U_{i,t} \Rightarrow IN_{i,t}$	PIA	3.54	2.54	0.01
	PIMA	2.36	3.86	0.00
	PIMB	1.57	1.45	0.14
	PIB	0.89	-0.31	0.75
	PIEB	1.54	2.38	0.01
$IN_{i,t} \Rightarrow U_{i,t}$	PIA	7.63	6.63	0.00
	PIMA	4.36	8.95	0.00
	PIMB	2.06	2.72	0.00
	PIB	1.60	1.81	0.06
	PIEB	1.38	1.70	0.08

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

La presente investigación determina la relación entre el desempleo y la industrialización a nivel mundial y por grupos de países clasificados por el promedio de su ingreso per cápita en el periodo 1990-2016, a través de la utilización de un modelo de datos de panel y modernas técnicas de cointegración y causalidad. Se estableció una regresión de línea base con la que se identificó una relación negativa y estadísticamente significativa entre la industrialización y el desempleo, lo que prueba la hipótesis planteada; se incorporó el test de Hausband, para establecer la aplicación de un modelo de efectos fijos para el grupo de países a nivel global y un modelo de efectos aleatorios para los PIA, PIMA, PIMB, PIB y PIEB. Mediante la prueba de cointegración de Pedroni (1999) se encontró que existe equilibrio de largo plazo; y a través de la prueba de cointegración de Westerlund (2007) se determinó que existe equilibrio de corto plazo en los PIMA, PIMB, PIB y PIEB. La aplicación del modelo DOLS de Pedroni (2001) reveló que existe fuerza del vector de cointegración en los países a nivel individual, dentro de los PIMA, PIMB, PIB y PIEB.

La aplicación del modelo PDOLS de Pedroni (2001) estableció

que hay fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países a nivel global, en los PIMA, PIMB, PIB y PIEB. Y la utilización de la prueba de causalidad tipo Granger de panel de Dimietry y Hurlin (2012) probó que existe causalidad bidireccional entre el desempleo y la industrialización en los PIA y PIMA; y causalidad unidireccional en los PIEB. Las implicaciones de política relacionadas con este modelo econométrico son diseñar una mayor cantidad de infraestructuras adecuadas y amigables con el ambiente para lograr el desarrollo industrial eficiente de cada país y reducir los niveles de desempleo, como lo indica Park (2017) la razón por la cual se recomienda crear infraestructuras amigables con el ambiente es porque las políticas que imponen impuestos ambientales o a la contaminación reducen significativamente el número industrias y por ende aumentan el desempleo, según Hafstead y Williams (2018). Además se recomienda realizar modelos de gestión industrial que establezcan una ubicación adecuada para las industrias en cada país y de este modo evitar la aglomeración de inmigrantes por la oferta de empleos en zonas específicas como lo señalaron Lévêque y Saleh (2017) e implementar planes estratégicos que fomenten la inversión extranjera directa y el empleo industrial, y de este modo se reduzca la desigualdad de ingresos y se promueva el crecimiento económico, tal como lo demostró Mehic (2018).

Referencias bibliográficas

- [1] Adom, P. K., y Amuakwa-Mensah, F. (2016). What drives the energy saving role of FDI and industrialization in East Africa? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 925-942.
- [2] Agnello, L., Castro, V., Jalles, J. T., y Sousa, R. M. (2014). Fiscal adjustments, labour market flexibility and unemployment. *Economics Letters*, 124(2), 231-235.
- [3] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723
- [4] Alsaleh, M., y Abdul-Rahim, A. S. (2018). Determinants of cost efficiency of bioenergy industry: Evidence from EU28 countries. *Renewable Energy*, 127, 746-762.
- [5] Antoci, A., Galeotti, M., y Sordi, S. (2018). Environmental pollution as engine of industrialization. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 58, 262-273.
- Antoci, A., Russu, P., Sordi, S., y Ticci, E. (2014). Industrialization and environmental externalities in a Solow-type model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47, 211-224.
- [6] Azorín, J. D. B. (2017). Output growth thresholds for the creation of employment and the reduction of unemployment: A spatial analysis with panel data from the Spanish provinces, 2000-2011. *Regional Science and Urban Economics*, 67, 42-49.
- [7] Basu, B. (2017). Labor market effects of export processing zones in the presence of unemployment. *Economic Modelling*, 66, 19-29.
- [8] Bhattarai, K. (2016). Unemployment-inflation trade-offs in OECD countries. *Economic Modelling*, 58, 93-103.
- [9] Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-177). Emerald Group Publishing Limited.
- [10] Broadberry, S., Campbell, B. M., y Van Leeuwen, B. (2013). When did Britain industrialise? The sectoral distribution of the labour force and labour productivity in Britain, 1381-1851. *Explorations in economic history*, 50(1), 16-27.
- [11] Caggiano, G., Castelnovo, E., y Figueres, J. M. (2017). Economic policy uncertainty and unemployment in the United States: A nonlinear approach. *Economics Letters*, 151, 31-34.
- [12] Caponi, V. (2017). Public employment policies and regional unemployment differences. *Regional Science and Urban Economics*, 63, 1-12.
- [13] Chen, B. L., Hsu, M., y Lai, C. F. (2016). Relation between growth and unemployment in a model with labor-force participation and adverse labor institutions. *Journal of Macroeconomics*, 50, 273-292.
- [14] Cherniwchan, J. (2012). Economic growth, industrialization, and the environment. *Resource and Energy Economics*, 34(4), 442-467.
- [15] Costantini, V., Crespi, F., y Paglialunga, E. (2017). The Employment Impact Of Private And Public Actions For Energy Efficiency: Evidence From European Industries (No. 0227). Department of Economics-University Roma Tre.
- [16] Dickey, D., Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [17] Donayre, L., y Panovska, I. (2018). US wage growth and nonlinearities: The roles of inflation and unemployment. *Economic Modelling*, 68, 273-292.
- [18] Enders, W., (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley Sons, Inc., U.S.A.
- [19] Fan, S., Yan, J., y Sha, J. (2017). Innovation and economic growth in the mining industry: Evidence from China's listed companies. *Resources Policy*, 54, 25-42.
- [20] Galiani, S., Lamarche, C., Porto, A., y Sosa-Escudero, W. (2005). Persistence and regional disparities in unemployment (Argentina 1980-1997). *Regional Science and Urban Economics*, 35(4), 375-394.
- [21] Granger, C. W. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- [22] Gui-Diby, S. L., y Renard, M. F. (2015). Foreign direct investment inflows and the industrialization of African countries. *World Development*, 74, 43-57.
- [23] Hafstead, M. A., y Williams, R. C. (2018). Unemployment and environmental regulation in general equilibrium. *Journal of Public Economics*, 160, 50-65.
- [24] Haraguchi, N., Cheng, C. F. C., y Smeets, E. (2017). The importance of manufacturing in economic development: Has this changed?. *World Development*, 93, 293-315.

- [25] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [26] Horvath, J., y Zhong, J. (2018). Unemployment dynamics in emerging countries: Monetary policy and external shocks. *Economic Modelling*.
- [27] Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [28] Jerbashian, V. (2015). The telecommunications industry and economic growth: How the market structure matters. *Economic Modelling*, 51, 515-523.
- [29] Lee, J. W., y McKibbin, W. J. (2018). Service sector productivity and economic growth in Asia. *Economic Modelling*.
- [30] Lévêque, C., y Saleh, M. (2017). Does industrialization affect segregation? Evidence from nineteenth-century Cairo. *Explorations in Economic History*.
- [31] Li, M., Li, C., y Zhang, M. (2018). Exploring the spatial spillover effects of industrialization and urbanization factors on pollutants emissions in China's Huang-Huai-Hai region. *Journal of Cleaner Production*.
- [32] Liu, X., y Bae, J. (2018). Urbanization and industrialization impact of CO 2 emissions in China. *Journal of Cleaner Production*, 172, 178-186.
- [33] Liu, Y., Huang, J., y Zikhali, P. (2016). The bittersweet fruits of industrialization in rural China: The cost of environment and the benefit from off-farm employment. *China Economic Review*, 38, 1-10.
- [34] Maksimović, G., Jović, S., y Jovanović, R. (2017). Economic growth rate management by soft computing approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 465, 520-524.
- [35] Mehic, A. (2018). Industrial employment and income inequality: Evidence from panel data. *Structural Change and Economic Dynamics*, 45, 84-93.
- [36] Mohseni, M., y Jouzaryan, F. (2016). Examining the Effects of Inflation and Unemployment on Economic Growth in Iran (1996-2012). *Economics and Finance*, 36, 381-389.
- [37] Neal, T. (2014). Panel cointegration analysis with xtpedroni. *Stata Journal*, 14(3), 684-692.
- [38] Ortego-Marti, V. (2017). Differences in skill loss during unemployment across industries and occupations. *Economics Letters*, 161, 31-33.
- [39] Park, J. I., y Lee, S. (2017). Examining the spatial patterns of green industries and the role of government policies in South Korea: Application of a panel regression model (2006-2012). *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 78, 614-623.
- [40] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- [41] Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.
- [42] Phillips, P. C., y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [43] Rekiso, Z. S. (2017). Rethinking regional economic integration in Africa as if industrialization mattered. *Structural Change and Economic Dynamics*, 43, 87-98.
- [44] Schmerer, H. J. (2014). Foreign direct investment and search unemployment: Theory and evidence. *International Review of Economics Finance*, 30, 41-56.
- [45] Schubert, S. F., y Turnovsky, S. J. (2017). Growth and unemployment: Short-run and long-run tradeoffs. *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- [46] Sheng, M., y Gu, C. (2018). Economic growth and development in Macau (1999-2016): The role of the booming gaming industry. *Cities*, 75, 72-80.
- [47] Shihe, F. U., Xiaofang, D. O. N. G., y Guojun, C. H. A. I. (2010). Industry specialization, diversification, churning, and unemployment in Chinese cities. *China Economic Review*, 21(4), 508-520.
- [48] Song, H., Thisse, J. F., y Zhu, X. (2012). Urbanization and/or rural industrialization in China. *Regional Science and Urban Economics*, 42(1-2), 126-134.
- [49] Stuermer, M. (2017). Industrialization and the demand for mineral commodities. *Journal of International Money and Finance*, 76, 16-27.
- [50] Szirmai, A., y Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950-2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46-59.

- [51] Tesfaselassie, M. F., y Wolters, M. H. (2018). The impact of growth on unemployment in a low vs. a high inflation environment. *Review of Economic Dynamics*, 28, 34-50.
- [52] Wang, T., y Chanda, A. (2017). Manufacturing growth and local employment multipliers in China. *Journal of Comparative Economics*.
- [53] Watson, P., y Deller, S. (2017). Economic diversity, unemployment and the Great Recession. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 64, 1-11.
- [54] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- [55] Xu, B., y Lin, B. (2015). How industrialization and urbanization process impacts on CO2 emissions in China: evidence from nonparametric additive regression models. *Energy Economics*, 48, 188-202.
- [56] Xue, H., y Li-li, Q. (2016). Research on Efficiency of Financial Supports in Agricultural Industrialization in China. *Journal of Northeast Agricultural University (English Edition)*, 23(2), 78-81.
- [57] Yang, Y., y Shao, X. (2017). Understanding industrialization and employment quality changes in China: Development of a qualitative measurement. *China Economic Review*.
- [58] Yang, F. F., Yeh, A. G., y Wang, J. (2018). Regional effects of producer services on manufacturing productivity in China. *Applied Geography*, 97, 263-274.
- [59] Zhu, Z., Liu, Y., Tian, X., Wang, Y., y Zhang, Y. (2017). CO2 emissions from the industrialization and urbanization processes in the manufacturing center Tianjin in China. *Journal of Cleaner Production*, 168, 867-875.
- [60] Zweimüller, J. (2018). Unemployment insurance and the labor market.

Efecto del crecimiento económico en el gasto público por grupos de países según el nivel de ingresos: un análisis de cointegración con datos de panel

Effect of public spending on economic growth by country groups according to income level: a cointegration analysis with panel data

María Montaña¹ | Michelle López-Sánchez¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

María Montaña, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: maria.montano@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Enero 2021

Fecha de aceptación

Junio 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es examinar el vínculo causal entre el gasto público y el crecimiento económico en 112 países durante 1980-2016. Primero, utilizamos la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) para encontrar el equilibrio y las pruebas de Dumitrescu y Hurlin (2012) para verificar la dirección de la causalidad entre las series. Estimamos la fortaleza del vector de cointegración para países individuales a través de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) para grupos de países que utilizan un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS). Los resultados del modelo GLS muestran evidencia a favor de la Ley de Wagner (1877). Al aplicar la prueba de cointegración verificamos la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las dos variables. Además, se comprobó la existencia de una causalidad unidireccional que va desde el gasto público al crecimiento económico en los países de ingresos altos, medios altos y bajos y, causalidad bidireccional en los países de ingresos bajos y extremadamente bajos.

Palabras clave: Gasto público; Crecimiento económico; Datos de panel.

Códigos JEL: H72. H76. C33.

ABSTRACT

The objective of this research is to examine the causal link between public spending and economic growth in 112 countries during 1980-2016. First, we use the Pedroni (1999) and Westerlund (2007) cointegration test to find the equilibrium and the Dumitrescu and Hurlin (2012) tests to verify the direction of causality between the series. We estimate the strength of the cointegration vector for individual countries through a Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) model for groups of countries using a Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) model. The results of the GLS model show evidence in favor of Wagner's Law (1877). By applying the cointegration test we verify the existence of a long-run equilibrium between the two variables. In addition, the existence of a unidirectional causality that goes from public spending to economic growth in high, upper middle and low income countries and bidirectional causality in low and extremely low income countries was verified.

Keywords: Public expenditure; Economic growth; Panel data.

JEL codes: H72. H76. C33.

1 | INTRODUCCIÓN

El gasto público dentro de la economía cumple un papel importante al momento de tomar las decisiones, además que inyecta una buena cantidad de recursos en la economía mediante la adquisición de bienes y servicios, el empleo o mediante la inversión en la infraestructura. Además, suele ser una medida efectiva y utilizada cuando el Estado intenta empujar una economía relentizada o en una recesión; pero también puede ser responsable de un fenómeno inflacionario, de déficit fiscal. Un gasto público desmedido que no va de acuerdo con la realidad de un país, en lugar de dinamizar la economía puede contraerla, en la medida en que su uso inadecuado puede distorsionar diferentes aspectos en la economía. Por lo que, la presente investigación se realiza para conocer el nivel de relación entre las variables y cómo actúan estas en cada uno de los grupos según el nivel de sus ingresos. Sin embargo, a lo largo de la historia el crecimiento económico ha sido inversamente proporcional al incremento del gasto público, es así que se han desarrollado varias teorías para explicar esta relación, tal como la teoría Keynesiana (1930) que sostiene que el gasto público tiene un efecto positivo sobre la demanda agregada y, por ende, sobre el crecimiento económico; adicionalmente, postula que el gasto público puede ser empleado como una herramienta contra cíclica que se utiliza para reducir la brecha de la producción real. En resumen, este enfoque sugiere que el gasto del gobierno tiene un efecto positivo y significativo sobre el aumento del PIB. Otra de las teorías que analiza la relación positiva entre estas variables es la Ley de Wagner (1883) que sostiene que el gasto público es elástico al PIB y que tiende a crecer al ritmo del desarrollo económico.

En este contexto, la investigación examina la existencia de una relación a corto y largo plazo entre el gasto público y el crecimiento económico a nivel mundial y por grupos de países. Esta investigación abarca los periodos 1980-2016 para 114 países que poseen datos para las dos variables, lo que permite crear un panel de datos equilibrado. Para capturar la heterogeneidad entre países, se agrupo a estos de la siguiente manera: ingresos extremadamente altos (PIEA); ingresos altos (PIA); ingresos medios altos (PIMA); ingresos medios bajos (PIMB); ingresos bajos (PIB), ingresos extremadamente bajos (PIEB). Es así que, primero, estimamos un modelo de GLS de referencia para estimar la dirección y la fuerza de la correlación entre las variables. En segundo lugar, verificamos la existencia de al menos un vector de cointegración a corto y largo plazo entre las variables. Tercero, estimamos la fortaleza del vector de cointegración para grupos de países a través de un modelo de Mínimos Cuadrados Dinámicos Ordinarios (DOLS) y globalmente y para grupos de países a través de un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS).

Las pruebas de cointegración se estimaron después de verificar que la serie no tenía problemas de raíz unitaria mediante las pruebas de Dickey & Fuller (1981), Phillips & Perron (1988), Levine, Lin, & Chu (2002), Im, Pesaran, & Shin (2003) y Breitung (2000). La existencia de vectores de equilibrio a largo y corto plazo se estimó utilizando las técnicas de cointegración heterogénea de Pedroni (1999) y los modelos de corrección de errores de Westerlund (2007), respectivamente. La fuerza del vector de cointegración obtenido de la estimación de los modelos DOLS y PDOLS de Pedroni (2001) genera los estimadores para cada país o grupo de países individualmente. Este proceso refuerza la información generada por las pruebas de cointegración global para la propuesta de implicaciones de política según el nivel de desarrollo de los países. Finalmente, la existencia y la dirección de la causalidad de tipo Granger en la serie se estimaron a través de la prueba Dumitrescu & Hurlin (2012).

El resto de la investigación tiene la siguiente estructura. En la segunda sección se muestra una revisión de las investigaciones previas sobre la temática abordada. En la tercera sección, se presenta los datos y la estrategia econométrica utilizada. En la cuarta sección

se discuten los resultados encontrados con la principal evidencia empírica. Por último, en la quinta sección se presentan las conclusiones e implicaciones de política derivadas del estudio.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

Wagner (1877) postula que existe una tendencia de largo plazo en la que la actividad gubernamental, observable por medio del gasto público, se incrementa como resultado del crecimiento económico. Su análisis se basa en dos teorías: la primera indica que la industrialización y modernización traen aparejadas unas sociedades más complejas, urbanizadas y tecnológicamente más avanzadas que requieren una mayor intervención pública en muchas áreas; y, la segunda sostiene que los bienes sociales son bienes superiores cuya demanda crece más que proporcionalmente con la renta. En este sentido, García (2004) y Díaz-Fuentes & Revuelta (2013) señalan que la Ley de Wagner (1877) encuentra soporte empírico en la economía española, además el crecimiento secular del gasto público constituye un importante tópico en la investigación sobre las causas del crecimiento secular del gasto público. Benavides et al. (2013) y Rodríguez, Vemegas, & Lima (2014) concuerdan en que existe evidencia a favor de la ley de Wagner en México, debido a la dirección de las pruebas de causalidad efectuadas a los modelos de vectores autorregresivos y al nivel de desarrollo alcanzado por las entidades federativas. Asimismo, Bose, Haque, & Osborn (2007) en su investigación concluyen que la participación del gasto público en el PIB es positiva y se correlaciona significativamente con el crecimiento económico y a nivel desagregado, la inversión del gobierno en educación y los gastos totales en educación son los únicos que se asocian significativamente con el crecimiento económico. Adicionalmente, otros autores que consideran que existe una relación positiva entre el crecimiento económico y el gasto público, es decir que aceptan el cumplimiento de la ley de Wagner son Bulacio (2003); Nakibullah & Islam (2007); Sánchez (2016); Hajamini & Falahi (2018).

Sin embargo, en el estudio realizado por Posada & Escobar (2003) sugieren que a medida que aumente el gasto público en estos países, la producción tiene una tendencia creciente tal como lo muestra Ranis & Stewart (2002); Clements & Verhoeven (2007); Rodríguez et al. (2013). El caso de estudio propuesto por Barro (1990) hace un análisis sobre los servicios gubernamentales que afectan la producción o la utilidad, donde las tasas de crecimiento y ahorro caen con un aumento en los gastos de servicios públicos provocando que las dos tasas se elevan inicialmente con gastos gubernamentales productivos, pero, posteriormente declinan. Estos resultados fueron aceptados por Awaworyi Churchill & Yew (2017); Kim, Wu, & Lin (2018), quienes consideran que las transferencias del gobierno son más perjudiciales para el crecimiento económico en los países desarrollados que en los países en vías de desarrollo. Además, hay que tener en cuenta que no existe la presencia de un progreso tecnológico exógeno, se dará un equilibrio en el que exista una relación entre el tamaño de la población, el gasto público, el ingreso agregado, el consumo y el capital físico privado (Bucci, Florio, & La Torre, 2012). En este contexto, Facchini & Seghezza (2018) sostienen que la restricción del tamaño del Estado y la delimitación de sus funciones esenciales tienden a favorecer el crecimiento de la producción. Sin embargo, se presenta una relación en el corto plazo entre el gasto público en educación y el PIB per cápita, mientras que en el largo plazo, el gasto público en educación sirve para aumentar el PIB per cápita (Ifa & Guetat, 2018). Estos resultados se contraponen con la investigación realizada por Morozumi & Veiga (2016) que indican que la responsabilidad del gobierno no juega un papel clave en los efectos del crecimiento económico.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

El objetivo de esta investigación es analizar la incidencia que tiene el gasto el público sobre el crecimiento económico usando da-

tos de panel. La base de datos utilizada en esta investigación ha sido tomada del Banco Mundial (2017) para 112 economías a nivel mundial durante el periodo 1980-2016. La variable dependiente está representada por el gasto final del gobierno y la independiente es el crecimiento económico de cada país, ambas variables están expresadas en precios constantes 2010. A continuación, se detalla cada una de ellas en la Tabla 1.

Tabla 1. Descripción de las variables

	VARIABLES	SÍMBOLO	DESCRIPCIÓN
Dependiente	Gasto de consumo final del gobierno general	G	Incluye todos los gastos corrientes para la adquisición de bienes y servicios, gasto en defensa y seguridad nacional, pero no incluye los gastos militares.
Independiente	Crecimiento económico	PIB	Expresa el valor monetario de la producción de bienes y servicios de demanda final de un país durante un periodo determinado.

En la Tabla 2, se presentan los estadísticos descriptivos del gasto público y el crecimiento económico, tales como la media, la desviación estándar, valores mínimos y máximos y el número de obser-

vaciones a través del tiempo y entre países. El número de observaciones existentes asegura que los parámetros se generalizan entre países y el tiempo.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

		Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
G	Overall	22,436	3,447	2,139	28,556	N = 4144
	Between		3,431	2,710	28,318	N = 112
	Within		0,461	17,987	24,483	T-bar = 37
PIB	Overall	24,632	2,133	18,920	30,440	N = 4144
	Between		2,088	20,216	30,039	N = 112
	Within		0,475	21,035	26,991	T-bar = 37

La Figura 1 muestra la relación entre el gasto público y el crecimiento económico (PIB) para los 114 países analizados durante el periodo de 1980-2016. Para un mejor análisis se han dividido en seis categorías: países de ingresos extremadamente altos (PIEA), países de ingresos altos (PIA), países de ingresos medios altos (PIMA), países de ingresos medios bajos (PIMB), países de ingresos bajos (PIB) y países de ingresos extremadamente bajos (PIEB). La correlación entre las variables en cada una de las figuras es positiva, a medida que se incrementa el PIB el gasto público lo hace de la misma manera. Además, se observa que los datos en la mayoría de los casos se ajustan a la línea de tendencia, lo que significa que el PIB tiene una alta capacidad explicativa sobre el gasto público.

3.2 | Metodología

Con el fin de evaluar la fuerza del vector de cointegración entre el gasto público y el crecimiento económico a nivel global, la estrategia econométrica diseñada consta de cinco etapas. En la primera etapa, se estimó un modelo de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es el logaritmo del gasto público ($G_{i,t}$) y la variable independiente es el logaritmo del crecimiento económico ($PIB_{i,t}$) del país $i=1, \dots, 114$ durante el periodo $t=1980, \dots, 2016$. Los parámetros $\gamma_0 + \delta_0$ capturan la variabilidad en el tiempo y sección transversal. El término del error estocástico está representado por $\theta_{i,t}$. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. En la ecuación (1) establece la relación entre las

dos variables.

$$\log G_{i,t} = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \log PIB_{i,t} + \theta_{i,t} \quad (1)$$

Para elegir entre la aplicación de modelo de efectos fijos o aleatorios se aplicó la prueba de Hausman (1978). El modelo propuesto en la ecuación (1) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch muestra si existe heterocedasticidad en el modelo. Para corregir el sesgo en los estimadores, causados por la autocorrelación y la heterocedasticidad, se utiliza un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Debido a que las series temporales presentan un componente tendencial que dificulta medir de manera eficiente la relación entre estas, para garantizar que la serie no posea el problema de la raíz unitaria, se aplicaron las pruebas de Dickey & Fuller Augmented (1981); Phillips & Perron (1988); Levine, Lin, & Chu (2002); Im, Pesaran, & Shin (2003); y Breitung (2002), que conculdan que al aplicar primeras diferencias el efecto tendencial entre las variables se elimina, tal como se muestra en la ecuación (2).

$$G_t = \alpha_0 + \lambda \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i G_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

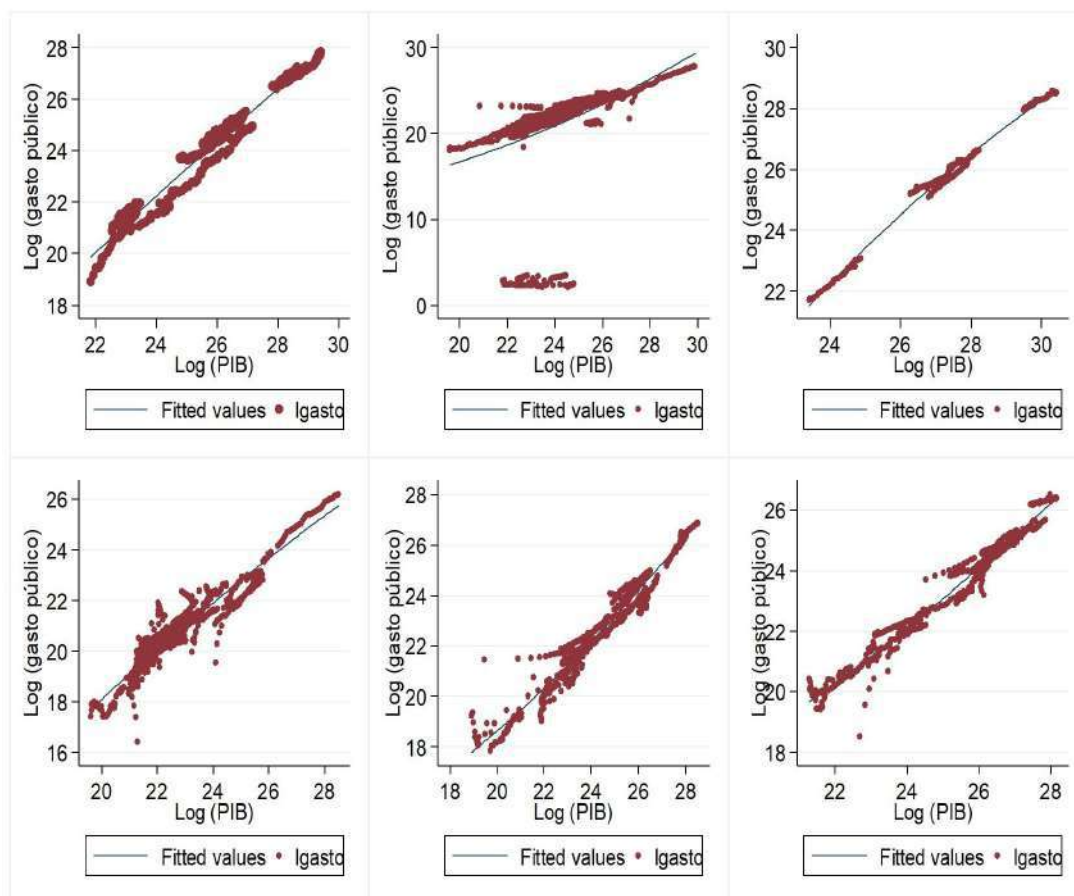


Figura 1. Incidencia del gasto público en el crecimiento económico

En la ecuación (2), γ_t es la variable que verifica la presencia de una raíz unitaria, α_0 es la intersección y captura el efecto de tendencia del tiempo, ε_t es el término de error gaussiano y representa la duración del desfase. Si el parámetro λ es significativo, se puede concluir que existe al menos un panel que contiene raíces unitarias. Para determinar el número de rezagos en la serie se utilizó el criterio de información de Akaike (1974). En la segunda etapa de la estrategia econométrica se podrá determinar el equilibrio en el corto y largo plazo entre las variables utilizando la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), que se puede estimar a partir de la ecuación (3).

$$G_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{i,j} X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{i,j} G_{i,t-j} + \pi_i ECT_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

En la ecuación (3) la variable dependiente del país i en el tiempo t está representada por $G_{i,t}$. El parámetro β , ω y π son los estimadores asociados con los regresores, mientras que ECT_{t-1} es el término de corrección de errores obtenido del vector de cointegración. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y la longitud del desfase es j . La hipótesis nula establece que no hay cointegración en al menos una serie incluida en la prueba. A continuación, se propone un modelo de corrección de errores para determinar el equilibrio entre las series en el corto plazo. Es por eso, que se propone un modelo para estimar la prueba de corrección de Westerlund (2007) en base a la ecuación (4).

$$G_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{i,j} G_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} G_{i,j} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $t=1, \dots, T$ son los periodos de tiempo, $i=1, \dots$, es el número de países y d_t son los componentes deterministas. De la ecuación (3), es posible la existencia de tres escenarios posibles. El primero es cuando $d_t = 0$, lo que ocurre si hay componentes deterministas en el crecimiento económico. El segundo se da si $d_t = 1$, cuando $G_{i,t}$ es constante y la tercera es cuando $d_t = (1 - t)$, es decir si $G_{i,t}$ es constante y tiene una tendencia. Por lo tanto, se espera en la suposición de que el vector k -dimensional $X_{i,t}$ (representa el crecimiento económico) es constante, independiente y aleatorio de $\varepsilon_{i,t}$, al asumir que estos errores son independientes a través de i y t . El criterio de aceptación o rechazo establecido en la hipótesis nula es que no existe cointegración en el corto plazo. Sin embargo, las pruebas de cointegración a corto y largo plazo solo verifican la existencia o no de un vector que relacionan las variables analizadas y los datos de panel presentan resultados demasiados agregados. Es por eso, que en la siguiente etapa se estima la fuerza del vector de cointegración mediante el enfoque de Pedroni (2001) y aplicado por Neal (2014) que permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre el gasto público y el crecimiento económico; la fortaleza de esta relación en cada país se estimó mediante un modelo de mínimos cuadrados (DOLS) y para los grupos de países se hizo a través de una dinámica ordinaria del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). En la ecuación (5) se muestra la relación entre las variables.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

4.1 | Resultados de regresiones básicas

$$G_{i,t} = \alpha_i + \delta_i X_{i,t} + \sum_{j=-p}^p G_{i,t} \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t} \tag{5}$$

Donde, $G_{i,t}$ es el gasto público, $i=1,2,\dots,112$ países, $t=1,2,\dots,T$ es el tiempo, $p=1,2,\dots,P$ es el número de retrasos y avances en la regresión DOLS. Los coeficientes δ y los valores t se obtienen los valores promedios grupales. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos, y la hipótesis nula establece que $\beta_i = \beta_0$. Finalmente, en la última etapa se aplica la prueba formalizada por Dumitrescu & Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las variables, tal como se muestra en la ecuación (6).

$$G_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^k G_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^k X_{i,t-k} + \mu_{i,t} \tag{6}$$

Donde, se asume que $\beta_i = \beta_i^1, \dots, \beta_i^k$, y que el término α_i se fija en la dimensión del tiempo. El parámetro autorregresivo y el coeficiente de regresión varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no existe relación causal para ninguna de los grupos transversales del panel.

Para elegir entre utilizar modelos de efectos fijos y aleatorios se aplicó la prueba de Hausman (1978). Luego la prueba de Wooldridge (2002) para detectar la autocorrelación y la prueba de Wald para detectar heterocedasticidad mediante la inclusión de efectos de tiempo fijo para todos los grupos de países y efectos fijos por grupo de países para Global, se logró corregir los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, respectivamente. La Tabla 3, muestra los resultados a nivel mundial y por grupos de países. Según la prueba de Hausman (1978) se utilizaron modelos de efectos fijos en los paneles Global, PIA, PIMA, PIMB, PIB, PIEB y con modelo de efectos aleatorios PIEA, PIMB. Los resultados obtenidos indican una relación positiva fuerte y estadísticamente significativa entre las variables tanto a nivel global como en los grupos de países que se están analizando, lo que quiere decir que sin importar el nivel de ingresos que posean los países el gasto público se encuentra estrechamente relacionado con el crecimiento económico y el efecto que tiene sobre este es positivo. Sin embargo, en los países donde se encuentra una relación más fuerte es en los grupos que poseen ingresos altos, mientras que en los países con ingresos extremadamente bajos su relación disminuye significativa con relación a los demás grupos de países analizados. Los resultados encontrados son conscientes con los obtenidos por Hajamini & Falahi (2018) x y Laboure & Taugourdeau (2018), quienes encontraron un efecto positivo entre las variables. Mientras que (Facchini & Seghezza (2018) sostenía que las intervenciones públicas en apoyo de la economía, no tienen impacto en el crecimiento, siendo solo el gasto en salud el que contribuye al crecimiento de la producción. sin embargo, es necesario recalcar que la metodología utilizada para obtener estos resultados es diferente a la utilizada en la presente investigación.

Tabla 3. Relación entre el gasto público y el crecimiento económico

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Log (PIB)	0,770*** (82,71)	0,901*** (66,21)	0,773*** (39,99)	0,824*** (54,76)	0,852*** (32,78)	0,625*** (46,16)	0,924*** (36,00)
Constant	3,462*** (15,09)	0,945*** (2,63)	2,500** (2,93)	3,227*** (7,88)	1,329* (2,19)	7,437*** (22,34)	0,063 (0,10)
Hausman test (p-value)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,274	0,373
Serial correlation test (p-value)	0,450	0,976	0,971	0,929	0,962	0,865	0,885
Heteroscedasticity test (p-value)	0,953	0,941	0,905	0,869	0,890	0,867	0,775
Fixed effects (time)	SI	NO	SI	SI	SI	SI	SI
Fixed effects (country group)	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Observations	4144	222	592	814	481	1369	666

Nota: t estadísticos en paréntesis *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

4.2 | Test de raíz unitaria

En la Tabla 4, se muestra los resultados del test de raíz unitaria del gasto público y el crecimiento económico, los mismos que están expresadas en logaritmos. Para asegurar una alta consistencia y confirmar que no existe un problema de raíz unitaria en las variables, se han utilizado cinco pruebas independientes. Para garantizar la solidez de los cálculos, los resultados obtenidos se informan con efectos del tiempo y sin efectos del tiempo. Las pruebas de Levine, Lin, & Chu (2002); Im, Pesaran, & Shin (2003); y Breitung (2002) son basados en pruebas paramétricas y las pruebas de tipo Fisher de Dickey & Fuller Increased (1981); Phillips & Perron (1988) son no paramétricas, que fueron propuestas por Maddala & Wu (1999). Breitung (2002) se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria (a través de paneles). El criterio de información Akaike (AIC) se usa para determinar el retraso longitudinal. En general, la evidencia encontrada sugiere que las dos series tienen un orden de integración I (1). Estos resultados iniciales aseguran que la relación entre las variables no sea espuria. Al poseer las series un orden de integración I (1), es necesario estimar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables.

4.3 | Resultados de corto y largo plazo

En la Tabla 5 se informa los resultados de la prueba de cointegración entre las dos variables globales para las 112 economías analizadas y para los grupos de países. La prueba de Pedroni (1999) se basa en el análisis dentro de la dimensión y la obtención de estadística a través de la suma de los numeradores y los denominadores a lo largo de la serie de forma independiente. La Tabla 5 presenta las siguientes estadísticas: una estadística de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF. El primero no es paramétrico y se basa en la relación de varianzas. La prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999) indica la existencia de una relación de equilibrio a nivel global entre las series. Las estadísticas ADF, PP, p-statistic y v-statistic muestran un resultado coherente entre ellas: las dos series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo y en la sección transversal.

Las estadísticas dentro de las dimensiones de los paneles y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativas. El mismo resultado ocurre para los países de altos ingresos. En los países de ingresos medianos altos, medianos bajos y bajos, solo una de las siete estadísticas muestra un resultado contradictorio y seis estadísticas indican la existencia de cointegración. Este resultado ofrece una posible advertencia de la fuerza del vector de cointegración. El gasto público de cada país influye fuertemente en el crecimiento económico.

La existencia de una relación a largo plazo implica que las variables bajo análisis se muevan de manera conjunta y simultánea porque existe una fuerza de cointegración o un vector que las equilibra a lo

largo del tiempo. Sin embargo, es muy posible que los cambios en el valor del gasto público provoquen cambios inmediatos en el crecimiento económico. Para comprobar esta relación, en la Tabla 6 se indica los resultados del modelo de error vectorial de los datos del panel VECM propuesto por Westerlund (2007) que permite verificar la ausencia o presencia de determinación de cointegración. Los resultados de la prueba tienen al menos dos limitaciones; solo muestra la existencia de un vector de cointegración, pero no informa sobre la fuerza del vector o el efecto individual en cada país.

El panel DOLS es paramétrico y constituye una opción para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips & Moon (1999) y Pedroni (2001) según lo observado por Kao & Chiang (2000). Estimamos la fortaleza del vector de cointegración de Pedroni (2001) formalizado en la ecuación (5), informando que los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WT) y sin efecto de tiempo (WOT), como se muestran en la Tabla 7. Por lo tanto, los estimadores se pueden interpretar como elasticidad de una manera directa. Los países que tienen un coeficiente positivo, la relación entre el nivel del gasto público y el crecimiento económico es positiva y si el coeficiente tiende a 1 o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es abrumadora. Cuando la elasticidad es negativa, la relación entre las dos variables es negativa.

En el grupo de países de ingresos extremadamente altos solo Luxemburgo tiene un valor de cointegración mayor a uno, lo que significa, que la inversión en el gasto público tiene un impacto fuerte en el crecimiento económico. En los demás grupos de países la gran mayoría presenta un vector cercano a la unidad, ratificando la fuerte relación entre las variables. Los resultados obtenidos concuerdan con Bayraktar & Moreno-Dodson (2015), que manifiestan que el vínculo entre el crecimiento y el gasto público, especialmente su componente central, es sólido solo para los países con estabilidad macroeconómica y una rápida dinámica de crecimiento del PIB per cápita, que también son capaces de utilizar fondos públicos para fines productivos. Además, en la investigaciones realizadas por Henriques, W. Husted, & Montiel, (2013); Desli, Gkoulgkoutsika, & Katrakilidis (2017); y Bayraktar & Moreno-Dodson (2015), se pudo verificar la ley de Wagner (1883) tanto en el corto y largo plazo. En esta investigación el estudio es más amplio debido a que se puede verificar la relación entre las variables en el corto y largo plazo, pero conociendo cual es el efecto que se tiene en cada uno de los grupos de los países, los mismos que han sido clasificados según su nivel de ingresos, pudiendo contrastar las diferentes realidades de las economías analizadas. Aunque muchos estudios indican que tanto el nivel como la composición del gasto público son significativos para el crecimiento económico, en la investigación realizada por Desli et al. (2017) no se encontró evidencia que confirme la relación a largo y corto plazo del gasto para el crecimiento económico, excepto para los países en desarrollo en donde se logró verificar una relación positiva a largo plazo.

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en primeras diferencias

GRUPO/ VARIABLES	SIN EFECTOS DE TIEMPO					CON EFECTOS DE TIEMPO				
	LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP
GLOBAL	-26,703**	-9,186**	-31,110***	-14,847**	-31,976**	-22,867**	-8,789**	-28,901***	-13,097**	-31,355***
G	-34,411***	-10,135**	-37,009***	-16,441**	-39,905***	-36,542***	-10,135**	-37,870***	-16,953**	-41,322***
PIEA	-7,634*	-2,103*	-7,830*	-4,421*	-6,998*	-9,582**	-1,449	-10,099**	-3,568*	-9,329**
G	-4,836*	-4,074*	-6,457*	-2,246*	-5,556*	-6,286*	-3,355*	-7,305*	-1,846*	-6,523*
PIA	-9,802**	-6,314*	-10,482**	-5,549*	-12,129**	-6,942*	-5,257*	-10,199**	-2,971*	-10,732**
G	-9,399**	-4,485*	-9,378**	-4,553**	-11,039**	-11,965**	-5,174*	-10,745**	-4,070*	-11,832**
PIMA	-9,161**	-3,617*	-11,011**	-6,801*	-14,371**	13,552**	-2,446*	-13,468**	-7,861*	-12,795**
G	-15,164**	-4,661*	-15,449**	-6,214*	-20,461**	-18,496**	-4,875*	-17,697**	-8,217**	-21,184**
PIMB	-15,543**	-3,636*	-15,327**	-6,677*	-14,226**	-14,519**	-3,252*	-14,892**	-6,921**	-15,023**
G	-12,851**	-2,153	-13,219**	-8,576**	-14,611**	-13,641**	-1,259	-13,739**	-11,765**	-12,126**
PIB	-14,609**	-5,306*	16,497**	-7,381*	-16,524**	-12,675**	-5,857*	-15,443**	-7,531*	-15,424**
G	-19,637**	-6,314*	-21,603**	-8,584**	-22,923**	-24,258**	-7,456*	-25,105**	-9,804**	-23,140**
PIEB	-9,823**	-2,801*	-14,371**	-5,473*	-15,321**	-10,827**	-3,273*	-12,795**	-4,997*	-14,097**
Git	-19,618**	-6,391*	-20,461**	-8,957**	-20,134**	-18,736**	-6,861*	-21,184**	-9,861**	-20,943**

Nota: t estadísticos en paréntesis * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

Tabla 5. Resultados del test de cointegración de Pedroni

	Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión					Entre las estadísticas de prueba de dimensión				
	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIB	PIEB				
Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión										
Panel v-statistic	3,021*	0,676*	-0,973	1,919*	0,873*	1,553*				
Panel p-statistic	-37,550***	-5,691*	-11,160**	-18,770**	-9,619**	-21,470**				
Panel PP-statistic	-47,170***	-6,525*	-12,870**	-22,870**	-12,720**	-27,050***				
Panel ADF-statistic	-40,390***	-5,883*	-9,961**	-18,140**	-22,28**	-18,140**				
Entre las estadísticas de prueba de dimensión										
Group p-statistic	-28,720***	-4,029*	-8,24**	-14,740**	-6,903*	-16,260**				
Group PP-statistic	-49,460***	-6,366*	-12,800**	-23,89**	-12,500**	-27,960***				
GroupADF-statistic	-39,570***	-5,604*	-9,286**	-16,980**	-10,700**	-20,660**				

Nota: t estadísticos en paréntesis * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

Tabla 6. Resultados del test de Westerlund (VEC)

	Statistic	Value	Z-value	P-value
	Gt	-4,760	-31,681	0,00
GLOBAL	Ga	-34,186	-35,460	0,00
	Pt	-53,240	-35,968	0,00
	Pa	-38,569	-52,470	0,00
PIEA	Gt	-4,175	-5,547	0,00
	Ga	-24,037	-4,470	0,00
	Pt	-9,549	-5,094	0,00
PIA	Pa	-23,034	-5,774	0,00
	Gt	-4,222	-9,292	0,00
	Ga	-27,422	-9,335	0,00
PIMA	Pt	-13,161	-5,486	0,00
	Pa	-23,574	-9,790	0,00
	Gt	-4,588	-13,033	0,00
PIMB	Ga	-34,401	-15,868	0,00
	Pt	-22,394	-14,541	0,00
	Pa	-36,426	-21,572	0,00
PIB	Gt	-4,657	-10,330	0,00
	Ga	-37,632	-13,949	0,00
	Pt	-18,503	-12,678	0,00
PIEB	Pa	-37,197	-17,048	0,00
	Gt	-4,873	-19,064	0,00
	Ga	-32,919	-19,223	0,00
	Pt	-31,931	-22,223	0,00
	Pa	-40,280	-31,901	0,00
	Gt	-5,518	-16,703	0,00
	Ga	-42,899	-19,773	0,00
	Pt	-20,654	-13,616	0,00
	Pa	-38,013	-20,640	0,00

Aplicando la prueba de Pedroni (2001), se estimó la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, que se informa en la Tabla 8. Para asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, estimamos un modelo con efectos de tiempo y otro sin efectos del tiempo. Se encontró que todos los grupos de países el vector es estadísticamente significativo, pero es más contundente se encuentra en los países de ingresos extremadamente bajos. En la investigación realizada por Midtbø (2009) se pudo comprobar que en el último siglo los gobiernos de Estados Unidos, Gran Bretaña y Canadá han reforzado el crecimiento tanto del gasto público como del producto nacional bruto. La única expansión del sector público se ve afectada por el partidismo en Dinamarca, Noruega y Suecia. En los países angloamericanos, los cambios en el gasto ocurren antes que los cambios en el crecimiento económico en términos de un efecto de desplazamiento rezagado. El gasto y los ingresos parecen afectarse recíprocamente. Por el contrario, la expansión del sector público en Escandinavia estimula el crecimiento, mientras que los impuestos conducen al gasto. Además, Da Veiga, Ferreira-Lopes, & Sequeira (2016); Desli et al. (2017); Bowen & Qian (2017), sostienen que el gasto productivo domina en los países más pobres, mientras que los países más ricos tienen una mayor proporción de gasto improductivo. Además, el gasto productivo tiene un mayor efecto sobre el crecimiento en los países más pobres.

4.4 | Test de causalidad de Granger

En la Tabla 9, se presentan los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger calculada sobre la base de la prueba Dumitrescu & Hurlin (2012). En los países ingresos extremadamente altos no existe causalidad entre el crecimiento económico al gasto público, ni viceversa. En los países de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajos existe una causalidad bidireccional entre el gasto público y el crecimiento económico. Finalmente, en los países de altos ingresos, de ingresos medios altos y de ingresos medios bajos se presenta una causalidad unidireccional que va desde el gasto público al crecimiento económico.

Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que en los países de ingresos extremadamente la inversión en gasto público no incide fuertemente en el crecimiento económico de estos países, siendo otras variables las que provocan que exista crecimiento en este tipo de economías. Mientras que en los países de altos ingresos, ingresos medio altos e ingresos medio bajos se implementen políticas que aumente la inversión del gasto público para que el crecimiento económico lo haga de la misma manera.

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA	PIA		PIMA		PIMB		PIB		PIEB		
	WOD	WD	WOD	WD	WOD	WD	WOD	WD	WOD	WD	
Canada	0.091	-0.014	0.070	3.046	0.284	-0.787	0.466	0.979	0.466	-1.750	-0.443
Luxembourg	1.096	0.805	-0.381	0.891	0.419	-0.170	0.493	0.403	0.493	0.043	0.634
Netherlands	0.493	0.630	0.197	0.123	2.318	2.445	0.223	0.140	0.223	1.946	2.050
Sweden	0.087	-0.214	0.574	1.355	0.210	0.058	0.162	0.195	0.162	0.203	4.296
United States	0.852	0.755	0.346	0.511	-0.439	1.612	0.068	0.434	0.068	0.066	0.738
			0.137	0.405	0.918	0.644	1.545	1.167	1.545	1.347	1.331
		0.669	0.114	0.037	Mexico	-0.046	2.021	2.021	0.160	Madagascar	-0.278
		0.918	0.848	1.131	Panama	0.869	1.810	1.810	1.804	Mozambique	1.126
		0.878	0.794	0.894	Poland	0.624	0.315	0.315	0.292	Pakistan	0.851
		0.377	0.869	0.193	Romania	-1.152	-0.363	-9.410	-10.580	Rwanda	0.406
		0.601	0.667	0.702	Russian	0.097	-0.259	0.685	0.800	Senegal	0.686
		0.060	0.768	0.205	Turkey	0.796	0.260	0.995	0.670	Sierra Leone	0.837
		0.469	-0.147	0.464				2.306	2.578	Tajikistan	0.879
		0.318	1.433	1.460				0.383	0.500	Tanzania	3.846
			0.971	0.800				-0.994	-0.983	Togo	1.471
			0.571	0.466				0.933	-0.423	Uganda	0.031
			1.071	1.284				-4.399	0.548		
			0.429	0.572				0.288	0.545		
								1.887	1.909		
								0.732	1.122		
								0.198	0.417		
								1.079	1.357		
								-0.223	-0.173		
								2.490	2.442		
								2.981	3.471		
								1.136	1.422		
								1.468	1.533		
								0.870	0.818		
								0.716	0.433		
								1.698	2.294		
								-0.042	0.638		
								0.529	0.380		
								0.146	-0.039		
								-0.501	-0.507		
								0.321	0.397		

Nota: *, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5 %, 10 % y 1 % respectivamente para $H_0 : \beta_1 = 1$

Tabla 8. Resultados de modelo PDOLS para grupos de países

Grupos	Con efectos de tiempo		Sin efectos de tiempo	
	β_i	t-statistics	β_i	t-statistics
GLOBAL	0,769**	22,13	0,861**	22,18
PIEA	0,378*	2,246	0,419*	3,922
PIA	0,404*	4,914	0,409*	6,819
PIMA	0,700**	10,25	0,856**	12,64
PIMB	0,677*	4,474	0,383*	4,193
PIB	0,450**	11,62	0,477**	13,15
PIEB	0,827*	4,844	2,549**	10,25

Nota: *, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5%, 10% y 1% respectivamente para $H_0 : \beta_i = 1$

Tabla 9. Resultados del test de causalidad de Granger

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-bar	p-value
G → PIB	GLOBAL	3,195	16,426	0,000
	PIA	3,490	7,043	0,000
	PIMA	4,061	10,154	0,000
	PIMB	5,021	10,253	0,000
	PIB	2,284	5,525	0,000
	PIEB	2,766	5,300	0,000
	PIEA	2,172	2,030	0,423
G ← PIB	GLOBAL	1,700	5,238	0,000
	PIB	1,993	4,274	0,000
	PIEB	2,011	30,337	0,002
	PIEA	1,700	1,213	0,225

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

En el presente trabajo se analizó la relación entre la inversión del gasto público y el crecimiento económico en 112 economías a nivel mundial, basándose en la Ley de Wagner (1877), durante los años 1980 – 2016 a través de técnicas de cointegración de datos de panel. Primero, nuestros resultados del modelo GLS muestran evidencia a favor de la Ley de Wagner (1877), debido a que se presenta una relación positiva fuerte y estadísticamente significativa entre las variables tanto a nivel global como en los grupos de países que se están analizando, lo que quiere decir que sin importar el nivel de ingresos que posean los países, el gasto público se encuentra estrechamente relacionado con el crecimiento económico y el efecto que tiene sobre este es positivo. Al aplicar la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) verificamos la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las dos variables. Posteriormente, para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países y de manera individual se estimó un modelo DOLS y PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente. En general, los resultados muestran que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. Finalmente, la prueba de causalidad muestra la existencia de una causalidad

unidireccional que va desde el gasto público al crecimiento económico para PIA, PIMA y PIMB, a excepción de PIB Y PIEB que presentan una causalidad bidireccional.

Las implicaciones de las políticas derivadas de los resultados de esta investigación sugieren que las medidas destinadas a incrementar el crecimiento económico deberían centrarse a incrementar la inversión en gasto público en los países de ingresos bajo y extremadamente bajos. Además, en la reducción de la contaminación ambiental deberían centrarse aquellos países que dependen principalmente de este tipo de inversión para fomentar el crecimiento económico, esto debido al bajo nivel de desarrollo que presentan dichos países y a su gran dependencia en el Estado para dinamizar la economía. Así mismo, se debe fomentar la investigación y desarrollo que ayude al aumento de la producción con el uso eficiente de recursos, logrando que estos países sean cada vez mejores y más competitivos; una manera de lograrlo es aplicar políticas que ayuden un acceso al internet de manera gratuita tal como lo realizó Australia que logro efectos favorable en el crecimiento económico según el estudio de Salahuddin et al. (2016). Para el sector privado y empresarial es necesario que se brinden incentivos a nuevas innovaciones mediante la financiación de la investigación total o parcial, o mediante la reducción de impuestos a este tipo de pequeñas empresas, que logren generar nuevos empleos y en el largo plazo pueden llegar a competir en el mercado internacional.

Referencias bibliográficas

- [1] Acosta-Ormaechea, S., & Morozumi, A. (2017). Public Spending Reallocations and Economic Growth Across Different Income Levels. *Economic Inquiry*, 55(1), 98-114.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [3] Awaworyi Churchill, S., & Yew, S. L. (2017). Are government transfers harmful to economic growth? A meta-analysis. *Economic Modelling*, 64(March), 270-287.
- [4] Baldwin JN, Borrelli SA, & New MJ (2011) State educational expenditures and economic growth in the United States: A path analysis. *Social Science Quarterly* 92: 226-245
- [5] Banco Mundial (Ed.) (2016). *Indicadores de Desarrollo Mundial: 2015*. Washington DC. <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
- [6] Bayraktar, N., & Moreno-Dodson, B. (2015). How can public spending help you grow? An empirical analysis for developing countries. *Bulletin of Economic Research* (Vol. 67).
- [7] Bowen, W. M., & Qian, H. (2017). State spending for higher education: Does it improve economic performance? *Regional Science Policy Practice*, 9(1), 7-23.
- [8] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [9] Bucci, A., Florio, M., & La Torre, D. (2012). Government spending and growth in second-best economies. *Economic Modelling*, 29(3), 654-663.
- [10] Chaudhary AR, Asim I, & Gillani SYM (2009) The nexus between higher education and economic growth: An empirical investigation for Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences* 3: 124-140.
- [11] Ciarreta A, & Zarraga A (2010) Economic growth-electricity consumption causality in 12 European countries: A dynamic panel data approach. *Energy Policy* 38: 3790-3796.
- [12] Clements, B., & Faircloth, C. (2007). eficiente En pos de, 50-52.
- [13] Da Veiga, J. A. L., Ferreira-Lopes, A., & Sequeira, T. N. (2016). Public debt, economic growth and inflation in African economies. *South African Journal of Economics*, 84(2), 294-322.
- [14] Desli, E., Gkoulgkoutsika, A., & Katrakilidis, C. (2017). Investigating the Dynamic Interaction between Military Spending and Economic Growth. *Review of Development Economics*, 21(3), 511-526.
- [15] Dissou, Y., Didic, S., & Yakautsava, T. (2016). Government spending on education, human capital accumulation, and growth. *Economic Modelling*, 58, 9-21.
- [16] Dickey, D., Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [17] Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [18] Drucker J, & Goldstein H (2007) Assessing the regional economic development impacts of universities: A review of current approaches. *International Regional Science Review* 30: 20-46
- [19] Enders, W., (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley Sons, Inc., U.S.A.
- [20] Erdem E, & Tugcu CT (2012) Higher education and unemployment: A cointegration and causality analysis of the case of Turkey. *European Journal of Education* 47: 299-309
- [21] Escobar-Posada, R. A., & Monteiro, G. (2015). Long-run growth and welfare in a two sector endogenous growth model with productive and non-productive government expenditure. *Journal of Macroeconomics*, 46, 218-234.
- [22] Facchini, F., & Seghezza, E. (2018). Public spending structure, minimal state and economic growth in France (1870-2010). *Economic Modelling*, 72(January), 151-164.
- [23] Fleisher, B., Li, H., & Zhao, M. Q. (2010). Human capital, economic growth, and regional inequality in China. *Journal of Development Economics*, 92(2), 215-231.
- [24] Hajamini, M., & Falahi, M. A. (2018). Economic growth and government size in developed European countries: A panel threshold approach. *Economic Analysis and Policy*, 58, 1-13.
- [25] Granger, C. W. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.

- [26] Halter, D., Oechslin, M., & Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: The neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1), 81–104.
- [27] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [28] Henriques, I., W. Husted, B., & Montiel, I. (2013). Spillover Effects of Voluntary Environmental Programs on Greenhouse Gas Emissions: Lessons from Mexico. *Journal of Policy Analysis and Management*, 32(2), 296–322.
- [29] Ifa, A., & Guetat, I. (2018). Does public expenditure on education promote Tunisian and Moroccan GDP per capita? ARDL approach. *The Journal of Finance and Data Science*.
- [30] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- [31] Jaoul-Grammare, M., & Guironnet, J.-P. (2009). Does over-education influence French economic growth? *Econ. Bull.* 29 (2), 1190–1200.
- [32] Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- [33] Justino, P., & Martorano, B. (2018). Welfare spending and political conflict in Latin America, 1970–2010. *World Development*, 107, 98–110.
- [34] Keynes, J. M. (1930). *Treatise on money: Pure theory of money* Vol. I.
- [35] Kim, D. H., Wu, Y. C., & Lin, S. C. (2018). Heterogeneity in the effects of government size and governance on economic growth. *Economic Modelling*, 68(October 2016), 205–216.
- [36] Krause, G. A., Lewis, D. E. & Douglas, J. W. (2013). Politics can limit policy opportunism in fiscal institutions: Evidence from Official General Fund Revenue Forecasts in the American States. *Journal of Policy Analysis and Management*, 32, 271–295.
- [37] Laboure, M., & Taugourdeau, E. (2018). Does Government Expenditure Matter for Economic Growth? *Global Policy*, 9(2), 203–215.
- [38] Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- [39] Llamas, R. V., & Bernal, G. H. (2010). Determinantes de los ingresos salariales en México: una perspectiva de capital humano Introducción, (1870–3925).
- [40] Madsen, J. B., & Murtin, F. (2017). British economic growth since 1270: the role of education. *Journal of Economic Growth*, 22(3), 229–272.
- [41] Mendoza, Henry. Campo, J. (2018). Gasto público y crecimiento económico: un análisis regional para Colombia. 2018, (88), 1984–2012.
- [42] Midtbø, T. (1999). The impact of parties, economic growth, and public sector expansion: A comparison of long-term dynamics in the Scandinavian and Anglo-American democracies. *European Journal of Political Research*, 35(2), 199–223.
- [43] Moral-Benito, E., 2012. Determinants of economic growth: a bayesian panel data approach. *Rev. Econ. Stat.* 94 (2), 566–579.
- [44] Morozumi, A., & Veiga, F. J. (2016). Public spending and growth: The role of government accountability. *European Economic Review*, 89, 148–171.
- [45] Nakibullah, A., & Islam, F. (2007). Effect of government spending on non-oil GDP of Bahrain. *Journal of Asian Economics*, 18(5), 760–774.
- [46] Ojede, A., Atems, B., & Yamarik, S. (2018). The Direct and Indirect (Spillover) Effects of Productive Government Spending on State Economic Growth. *Growth and Change*, 49(1), 122–141.
- [47] Osgood JL, Opp SM, Bernotsky RL (2012) Yesterday's gains versus today's realities: Lessons from 10 years of economic development practice. *Economic Development Quarterly* 26: 334–350.
- [48] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- [49] Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.
- [50] Pesaran M.H. and Shin, Y. (1998). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis." in *Econometrics and Economic Theory: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. S. Strom. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 371-413.

- [51] Pesaran M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- [52] Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [53] Pinilla, D., Jimenez, J., & Montero, R. (2013). Gasto público y crecimiento económico: Un estudio empírico en América Latina. *Cuadernos de Economía*, 32, 181-210.
- [54] Ruch, W., & Geyer, H. S. (2017). Public capital investment, economic growth and poverty reduction in South African Municipalities. *Regional Science Policy Practice*, 9(4), 269-284.
- [55] Salahuddin, M., Tisdell, C., Burton, L., & Alam, K. (2016). Does internet stimulate the accumulation of social capital? A macro-perspective from Australia. *Economic Analysis and Policy*, 49, 43-55.
- [56] Segura, J. III. 2017. The effect of state and local taxes on economic growth: A spatial dynamic panel approach. *Papers in Regional Science* 96(3): 627-645.
- [57] Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy*, 45(8), 1636-1648.
- [58] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- [59] Wooldridge, J. M. (1991). On the application of robust, regression-based diagnostics to models of conditional means and conditional variances. *Journal of econometrics*, 47(1), 5-46.
- [60] Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Booksgooglecom, 58(2), 752.

Un análisis de cointegración con datos de panel entre exportaciones, densidad demográfica, crecimiento económico y emisiones de CO2

A cointegration analysis with panel data between exports, population density, economic growth and CO2 emissions

Jéssica Guamán¹ | Wilfrido Torres-Ontaneda²

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

²Centroe Investigación Social y Económica CISE
Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Jessica Armijos, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: jessica.armijos@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Julio 2021

Fecha de aceptación

Diciembre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es analizar la relación de cointegración entre exportaciones, crecimiento económico y densidad demográfica con emisiones de CO2 a nivel mundial y por grupos de países. Utilizando datos de panel en 90 países para el periodo 1961-2015. Esta investigación se sustenta con la hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (1955) y evidencia empírica. Utilizando pruebas de cointegración y causalidad para datos en panel los resultados indican que existe equilibrio a largo y a corto plazo entre las variables a nivel mundial y por grupos de países. La fuerza del vector de cointegración en las variables es fuerte, y principalmente la densidad poblacional es contundente en todos los grupos de países. No se encontró existencia de causalidad ni a nivel mundial ni por grupos de países. Las políticas económicas estarían dirigidas a la estabilización poblacional, políticas comerciales y sobre todo políticas ambientales estrictas. Cada gobierno debe aplicar las políticas eficientemente, implementando la tecnología actualizada, potenciando a cada país económicamente y logre disminuir la contaminación ambiental.

Palabras clave: Exportaciones, Densidad Demográfica, Crecimiento económico, Emisiones de CO2, Datos de panel.

Códigos JEL: E23. H23. Q53.

ABSTRACT

The objective of this research is to analyze the cointegration relationship between exports, economic growth and population density with CO2 emissions globally and by country groups. Using panel data in 90 countries for the period 1961-2015. This research is supported by the Kuznets Environmental Curve (1955) hypothesis and empirical evidence. Using cointegration and causality tests for panel data the results indicate that there is long-run and short-run equilibrium between variables at the global level and by country groups. The strength of the cointegrating vector in the variables is strong, and mainly population density is strong in all country groups. No causality was found either at the world level or by country group. Economic policies would be aimed at population stabilization, trade policies and, above all, strict environmental policies. Each government should apply the policies efficiently, implementing updated technology, empowering each country economically and managing to reduce environmental pollution.

Keywords: Exports. Population density. Economic growth. CO2 emissions. Dashboard data.

JEL codes: E23. H23. Q53.

1 | INTRODUCCIÓN

Las Directrices de la Organización Mundial de la Salud (OMS) sobre la calidad del aire, ofrecen una evaluación de los efectos sanitarios derivados de la contaminación del aire, así como de los niveles de contaminación perjudiciales para la salud. Según estimaciones de la OMS (2016) la contaminación atmosférica de todo el mundo provoca cada año 4,20 millones de defunciones prematuras. El 91% de esas defunciones se producen en países de bajos y medianos ingresos, registrando las mayores tasas de morbilidad en las regiones de Asia Sudoriental y el Pacífico Occidental. La aplicación de políticas ambientales estrictas, eficientes y viables en cada país permitiría reducir importantes fuentes de contaminación del aire a corto y largo plazo. El enfoque de desarrollo sustentable concentra una abundante trayectoria de planteamientos y consensos internacionales, principalmente a la necesidad de lograr desarrollos que integren positivamente los objetivos económicos, sociales y ambientales en todos los países del mundo. La contaminación del aire representa un importante riesgo medioambiental para la salud y el desarrollo económico de las diferentes sociedades, mediante la disminución de los niveles de contaminación del aire, los países pueden reducir la carga de morbilidad, aumentar el crecimiento económico y las exportaciones, a través de métodos sustentables y amigables con el medio ambiente, utilizando nuevas tecnologías y garantizando la seguridad ambiental.

Para explicar el modelo de la presente investigación, se consideran los planteamiento de Ohlan (2015) y Rahman (2017) quienes estudiaron variables similares al de la presente investigación. Para ratificar el modelo se utiliza tanto evidencia empírica como teórica, dividiendo al modelo en tres relaciones. La primera relación entre las exportaciones y emisiones de CO₂, manifiesta que el efecto del libre comercio sobre la contaminación no es incuestionable, porque cada país tiene acceso al mercado internacional; aumentando la competencia y eficiencia, entonces, los países importan tecnologías limpias para reducir las emisiones de CO₂. Sin embargo, un aumento en el comercio internacional agotaría los recursos naturales, aumentando las emisiones de CO₂ y degradaría la calidad ambiental. En este contexto, Helpman (1998) reveló la necesidad de una teoría comercial orientada a la tecnología y enfatizada en la dinámica para comprender los desarrollos en el comercio internacional.

La segunda relación basada en la hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (CAK) donde la relación entre el crecimiento económico y las emisiones de CO₂ (proxy para la calidad ambiental) es una curva no lineal en forma de U invertida. En la etapa temprana del desarrollo, el crecimiento y las emisiones de CO₂ mantienen una tendencia de crecimiento y después de un cierto nivel de desarrollo, cuando una economía madura y tiene la capacidad de utilizar tecnologías eficientes en CO₂, la contaminación disminuye con el aumento del crecimiento económico. En la tercera relación entre densidad demográfica y emisiones de CO₂, Engelman (1994) mostró cómo un acuerdo internacional estabilizaría los niveles atmosféricos de CO₂. Igualmente, Constant et al. (2014) mostraron un impacto en la productividad, asociado a la innovación tecnológica, crecimiento de la población y una disminución de la productividad.

El objetivo de esta investigación es analizar la relación de cointegración entre exportaciones, crecimiento económico y densidad demográfica con emisiones de CO₂, tanto a nivel mundial como por grupos de países en el periodo 1961-2015. La investigación comprende datos para 90 países en el periodo de estudio, permitiendo estructurar un panel perfectamente equilibrado. La hipótesis es que existe relación de cointegración entre exportaciones, crecimiento económico y densidad demográfica con emisiones de CO₂ a nivel mundial y por grupos de países en el periodo 1961-2015. Esta hipótesis se verificará aplicando modelos y técnicas econométricas de datos de panel. Previamente a la estimación y aplicación de técnicas econométricas, con el propósito de reducir la heterogeneidad

por ingresos, se agrupó a los países de la siguiente manera: Países de Ingresos Extremadamente Altos (PIEA), Países de Ingresos Altos (PIA), Países de Ingresos Medio Altos (PIMA), Países de Ingresos Medio Bajos (PIMB), Países de Ingresos bajos (PIB) y Países de Ingresos Extremadamente Bajos (PIEB). Esta clasificación permite plantear implicaciones políticas para cada grupo de países de acuerdo a los resultados obtenidos.

En cuanto a la metodología, primero, valoramos un modelo de GLS para estimar tanto la dirección como la fuerza de la correlación entre las variables. Seguidamente, verificamos que el modelo no presentaba el problema de raíz unitaria mediante las pruebas cointegración como: Dickey y Fuller (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Breitung (2000), Lin y Chu (2002) y Im, Pesaran y Shin (2003). Para determinar la presencia de vectores de equilibrio a largo se aplicó la técnica de cointegración de Pedroni (1999); y para el corto plazo, los modelos de corrección de errores de Westerlund (2007). Además de la determinación de la fuerza del vector de cointegración mediante la aplicación de los modelos DOLS y PDOLS de Pedroni (2001). Finalmente, se aplica el test de causalidad tipo Granger (1988) propuesto por Dumitrescu y Hurlin (2012). Los resultados indicaron la existencia de equilibrio a largo y a corto plazo entre las variables a nivel mundial y por grupos de países. La fuerza del vector de cointegración en todas las variables del modelo es fuerte, sin embargo, la variable de densidad poblacional es contundente en todos los grupos de países. Finalmente, no se encontró existencia de causalidad entre variables.

La principal contribución de la presente investigación está determinada por cuatro aspectos. Primero, la determinación del modelo econométrico haciendo uso de dos bases empíricas y una teórica de emisiones de CO₂. Segundo, el proceso para establecer la clasificación de los países por grupos, según el nivel de ingresos per cápita y a nivel global. Tercero, la metodología empleada para determinar la relación de cointegración entre variables, utilizando datos de panel para 90 países al rededor del mundo y para el periodo de 1961-2105. Y cuarto, se profundiza y amplía la evidencia para la relación entre densidad demográfica y emisiones de CO₂. Por tanto, esta investigación puede considerarse un aporte para futuras investigaciones, al no existir amplia evidencia empírica que aborde este tema. Los resultados obtenidos, pueden ser útiles para la aplicación de políticas económicas. Las políticas económicas que cada gobierno debería aplicar estarían dirigidas a la estabilización poblacional, políticas comerciales y para disminuir las emisiones de CO₂, políticas ambientales estrictas. Estas políticas resultarían eficientes al implementar la tecnología para potenciar económica y ambientalmente a cada país.

El resto de esta investigación tiene la siguiente estructura. La segunda sección muestra una revisión de investigaciones previas relacionadas con el tema. La tercera sección, presenta los datos y planteamiento de la estrategia econométrica. La cuarta sección indica la discusión de los resultados encontrados con la teoría y la evidencia empírica. La quinta sección contiene las conclusiones e implicaciones de política.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PRE-VIA

Las elevadas emisiones de CO₂ han sido las responsables de la contaminación ambiental. Se pronostica la intensificación de los impactos en los próximos años, constituyendo riesgos para la humanidad y el desarrollo económico. La sociedad debe tomar medidas para adaptarse a estos impactos y para reducir las emisiones de gases. En este sentido, existen investigaciones que estudian el impacto de diversas variables sobre las emisiones de CO₂ como: Ohlan (2015) y Rahman (2017) quienes utilizaron variables similares a las

de la presente investigación, donde Ohlan (2015) indicó la existencia de una relación a largo plazo entre emisiones de CO₂ y factores socioeconómicos. Por otra parte, Rahman (2017) determinó que el uso de energía, exportaciones y densidad de población afectan adversamente la calidad ambiental a largo plazo. Entonces, se dividió en tres grupos la evidencia empírica.

2.1 | 2.1 Relación entre exportaciones y emisiones de CO₂

El efecto del libre comercio sobre la contaminación es cuestionable, porque cada país tiene acceso al mercado internacional; aumentando la competencia y eficiencia. Entonces, los países importan tecnologías limpias para reducir las emisiones de CO₂. Sin embargo, un aumento en el comercio internacional agotaría los recursos naturales, aumentando emisiones de CO₂ y degradaría la calidad ambiental. En este contexto, Helpman (1998) manifestó la necesidad de una teoría comercial orientada a la tecnología y enfatizada en el comercio internacional. Existen varios estudios para Asia, por ser un área con mayor producción, comercio y contaminación. En ese sentido, Mongelli et al. (2006) manifiestan que los países en desarrollo pueden convertirse en un refugio para la producción de productos básicos no ecológicos. Además, Wu et al., (2016) mostraron que China fue un exportador de emisiones de CO₂. Adicionalmente, autores como: Arce et al. (2016), Liu et al. (2017), Liu et al. (2016), Tang et al. (2017), Tian y Lin (2017) y Zhu et al. (2018) aplicaron un análisis de entrada y salida.

Por otra parte, Al-Mulali y Sheau-Ting (2014) revelaron una relación positiva entre variables comerciales, consumo de energía y emisiones de CO₂; cuando la participación del comercio en el PIB es significativa y en países de alto nivel de desarrollo. En América Latina, Zaman y Abd-el Moemen (2017) confirmaron una relación a largo plazo. Igualmente, Richter y Schiersch (2017) sugieren una relación positiva entre la exportación y la productividad de CO₂. Y Machado (2000) evaluó la energía y el carbono en el comercio exterior no energético. Además, Solilová y Nerudová (2014) debaten sobre el Sistema de Comercio de Emisiones (Emissions Trading System –ETS) de la Unión Europea (UE), su desarrollo e impacto en el CO₂.

Zhao et al. (2016) manifiestan que cambios en las estructuras industriales y comerciales para equilibrar las ganancias económicas y las pérdidas ambientales. Los autores, Ali et al. (2017); Yu y Chen (2017) y Gilbert y Sovacool (2017) proponen el estudio de las actividades de industrias responsables de las emisiones de CO₂. Además, Andersson (2018) mostró que la liberalización del comercio, instituciones ambientales débiles, política cambiaria y derechos legales y de propiedad afectan a las emisiones. En contraste, Xu, Li y Huang (2017) señalan que la estructura financiera de China y la UE y los datos de emisiones de CO₂ muestran cierta correlación negativa. Mutascu (2018) revela que no hay un comovimiento entre la apertura comercial y las emisiones de gases; la inexistencia de reglas ambientales; y la interacción entre el comercio y las emisiones de CO₂ está impulsada por el ciclo económico.

Este grupo incluye una relación entre exportaciones, PIB y emisiones de CO₂. En este contexto, la aplicación de pruebas de límites a la cointegración y causalidad de Granger en investigaciones de Ali et al. (2017), Halicioglu (2009) y Hossain (2011). Además, Inglesi-Lotz y Dogan (2018) confirmaron una relación a largo plazo entre variables. Por otro lado, Zilio (2012), Farhani et al. (2014), Olale et al. (2018) confirman la hipótesis de la CAK. Otros trabajos aplicaron diversos métodos para verificar la existencia de CAK dentro de los cuales están Shahbaz et al. (2012), Kasman y Duman (2015). Asimismo, Tiwari et al. (2013) ratificaron la cointegración a largo plazo entre PIB, apertura comercial y emisiones de CO₂.

2.2 | 2.2 Relación entre crecimiento económico y emisiones de CO₂

Esta relación se sustenta con la hipótesis de la CAK, donde la relación entre el crecimiento económico o Producto Interno Bruto (PIB) y las emisiones de CO₂ es una curva no lineal en forma de U invertida. Implicando que al inicio del desarrollo, el PIB y las emisiones de CO₂ tienden a ser crecientes, y después de un cierto nivel, cuando una economía madura y tiene la capacidad de utilizar tecnologías eficientes en carbono, las emisiones de CO₂ disminuyen con el aumento del PIB. Esta hipótesis ha sido estudiada desde la década de 1990, aún se sigue tomando en consideración para estudios actuales como Narayan y Narayan (2010) quienes determinaron que la emisión de CO₂ ha disminuido con un aumento en los ingresos. Apergis (2016), Kais y Sami (2016), Atasoy (2017), Jardon et al. (2017), Talbi (2017) y Ozcan (2013) confirmaron la existencia de CAK. Por su parte, Al Mamuny (2014) sugieren que la transformación de diferentes economías hacia una economía de servicios ha producido aumento contaminación en países de altos ingresos.

Además, Alvarado et al. (2018) encontraron existencia de relación en forma de U en los países de ingresos medios altos y bajos. Catalán (2014) mostró curva en forma de N, indicando que la disminución de emisiones de CO₂ por un mayor PIB es transitorias. Por su lado, Mercan y Karakaya (2015), Zakarya et al. (2015), Bekhet et al. (2017), Cherni y Jouini (2017), Cai et al. (2018); Alshehry y Belloumi (2015), Ozturk (2017) determinaron cointegración y causalidad de acuerdo a cada país y periodo de estudio. Asimismo, Dogan y Aslan (2017) prueban una relación a largo plazo entre las variables. Para Kang et al. (2016) la urbanización y la combustión de carbón son los factores principales en el aumento de las emisiones de CO₂. Para Ito (2017) los incentivos a la producción deben enfocarse en el uso de tecnologías ambientales para limitar el daño de la contaminación.

En contraste, para Azam (2016); Xu (2018), Robalino-López, Mena-Nieto, García-Ramos y Golpe (2015) la CAK no es válida. CAK. Por su parte, Zoundi (2017) encontró que las emisiones de CO₂ aumentan con el ingreso y Rashid Gill, Viswanathan y Hassan (2017) concluyeron que el crecimiento de CAK requiere demasiados recursos y tiene un enorme costo ambiental. Por su parte, Akalpler y Shingil (2017) y Saidi y Hammami (2015) estimaron que las emisiones de CO₂ tienen un impacto negativo en el PIB. Por su lado, Marjanović, Milovančević y Mladenović (2016) demuestran que Extreme Learning Machine se puede utilizar de manera efectiva en las aplicaciones de pronóstico del PIB. Por su parte, Kahouli (2017) confirma la existencia de efectos de retroalimentación entre variables. Finalmente, Heidari, Turan Katircioğlu y Saeidpour (2015) mostraron que el consumo de energía conduce a un aumento de CO₂.

2.3 | 2.3 Relación entre densidad demográfica y emisiones de CO₂

Esta relación no cuenta con abundante evidencia empírica. Sin embargo, mencionamos estudios relacionados como Engelman (1994) mostrando cómo un acuerdo internacional puede diseñarse para estabilizar los niveles atmosféricos de CO₂ en base a los principios de igualdad de acceso a la atmósfera y cómo la dinámica de la población y el consumo. Posteriormente, Engelman (1998) ilustra el impacto de las políticas de población en los esfuerzos mundiales para frenar el cambio climático. Finalmente, Constant, Nourry y Seegmuller (2014) mostraron un impacto en la productividad, asociado con una innovación tecnológica.

Este grupo incluye una relación entre el PIB, densidad demográfica y emisiones de CO₂. Existen investigaciones que probaron la CAK mediante diferentes técnicas econométricas como: Apergis y Ozturk (2015) y Wang et al. (2015). Finalmente, Hanif y Gago de

Santos (2017) proporcionan evidencia que el PIB en economías en desarrollo ha tenido un impacto en la degradación ambiental. Además, controlar el tamaño de la población podría minimizar la posibilidad de un impacto adverso para el ambiente. En contraste para Begum et al. (2015), Lin et al. (2016) la teoría CAK no es válida. Finalmente, Alam et al. (2016) demostraron que la relación entre emisiones de CO₂ y el crecimiento de la población fue estadísticamente significativa para India y Brasil.

Entonces, se sugiere que cada gobierno proponga y aplique políticas sustentables, principalmente políticas de control poblacional, considerando sus recursos. Si la población supera la cantidad de recursos que disponen, entonces, los recursos serán escasos para satisfacer las necesidades de una abundante población. Implicando que el gobierno se encargue de solventar y apaciguar las necesidades insatisfechas y carencias de la población mediante deuda, subsidios, importaciones, etc. Por tanto, un crecimiento económico amigable con el medio ambiente y sustentable, direccionado al comercio y exportaciones eficientes, para llegar a un desarrollo económico y principalmente un crecimiento poblacional adecuado, impulsado por el gobierno, evitaría problemas económicos, sociales, ambientales y políticos en el futuro de cada país.

Para terminar, el establecimiento del modelo econométrico de la presente investigación se relaciona dos teorías empíricas que re-

lacionan las exportaciones, densidad demográfica con emisiones de CO₂ respectivamente y una base teórica como la hipótesis de la CAK. Existe una variedad de estudios que muestran diferentes resultados sobre las tres relaciones entre las variables. Sin embargo, existe escasa información acerca de la relación densidad demográfica y emisiones de CO₂. Asimismo, información de otras investigaciones que relacionen las cuatro variables en una misma relación es insuficiente, siendo estas variables indispensables para determinar y sugerir políticas económicas enfocadas en disminuir las emisiones de CO₂ a nivel global para alcanzar un desarrollo sustentable y amigable con el medio ambiente.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

La presente investigación fue elaborada utilizando la base de datos del World Development Indicator (WDI) del Banco Mundial (BM) para 90 países. Las variables aplicadas son de panel durante el periodo 1961-2015. La Tabla 1 resume las variables utilizadas en el presente modelo.

Tabla 1. Descripción de Variables

Variable	Descripción	Unidad de medida
<i>Dependiente</i>		
CO ₂	Emisiones de CO ₂	Kilotoneladas (Kt)
<i>Independiente</i>		
Exportaciones	Exportaciones de bienes y servicios	US \$ constantes de 2010
PIB	PIB a precios de mercado	US \$ constantes de 2010
PIB ²	PIB a precios de mercado al cuadrado	Captura la forma cuadrática del EKC
Densidad demográfica	Densidad de población	Personas por Km ² de área de tierra

La Figura 1 muestra la correlación de las variables utilizadas en el presente modelo econométrico a nivel global. En la parte superior la relación entre el PIB y CO₂ a la izquierda y la relación PIB² y CO₂ a la derecha. Las dos figuras son positivas y presentan una tendencia ascendente, es decir, mientras aumenta el PIB también aumentan las emisiones de CO₂ perjudicando al medio ambiente, debido a que previo o durante el proceso de producción ya sea por las técnicas o herramientas que aplique cada país las emisiones de CO₂ se hacen presente. Sin embargo en la parte derecha existe una pequeña tendencia negativa. En la parte inferior de la figura podemos observar dos relaciones, en la parte inferior izquierda la relación entre exportaciones y emisiones de CO₂, donde a mayor exportaciones mayor es la cantidad de emisiones de CO₂, debido a la utilización de diferentes métodos, técnicas de producción, además de los diversos medios de transporte para trasladar la producción de los países, generando un aumento en los niveles de contaminación a nivel mundial.

Finalmente, en la parte inferior derecha de la Figura 1, tenemos una relación entre la densidad demográfica y las emisiones de CO₂, donde presenta una forma de U invertida, es decir, va aumentando tanto la densidad demográfica como las emisiones de CO₂ hasta un punto en el que se igualan las dos variables, y a partir de este punto la densidad demográfica sigue aumentando mientras que las emisiones de CO₂ van disminuyendo, esto se explica porque los seres humanos emitimos CO₂ con solo respirar y además somos los prin-

cipales entes de contaminación al crear máquinas que emiten CO₂, aunque, por las diferentes amenazas de destrucción ambiental, se han ejecutado diversas campañas y se han difundido prácticas de conservación del medioambiente.

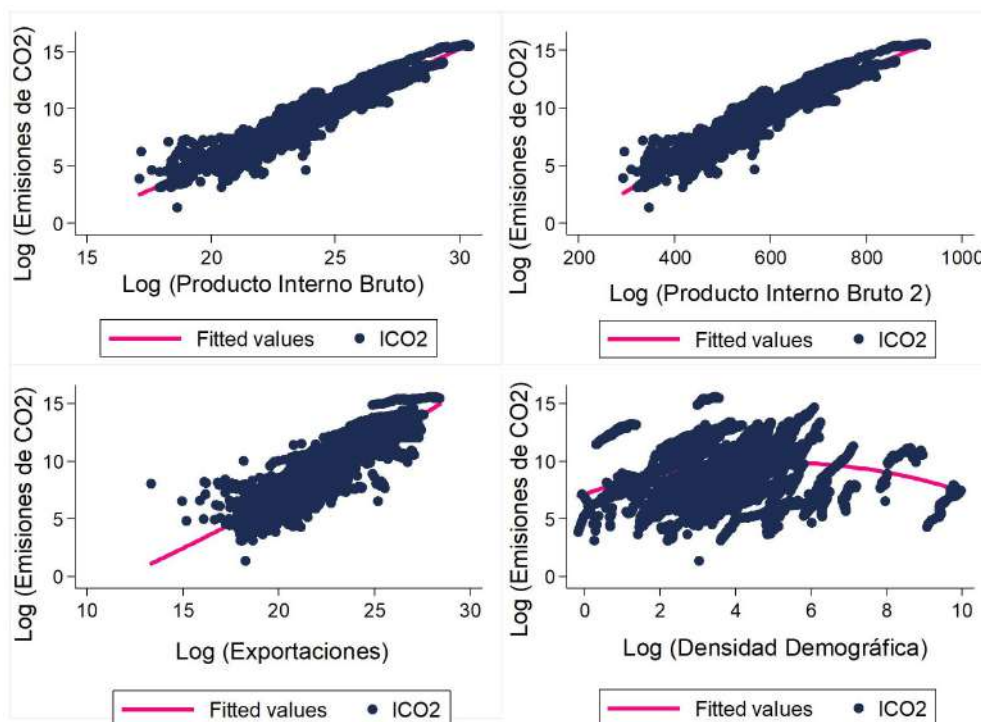


Figura 1. Correlación entre CO2 y variables utilizadas en el modelo econométrico.

La Tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de los logaritmos de las variables del modelo, la media (Mean), desviación estándar (Des. Est.), valores mínimos (Min) y máximos (Max), y el número de observaciones en el tiempo y entre países. Considerando la Des.

Est de cada variable, existió más variación entre los países que dentro de los países. En lo referente a las observaciones, se afirma que los parámetros se generalizan en el tiempo y entre países.

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos

Variable	Mean	Des. Est	Min.	Max.	Observaciones
Overall		2,40	1,29	15,57	N= 4949
Log CO2	Between	9,44	2,29	5,01	n= 90
	Within		0,74	4,58	12,84
Overall		2,25	13,35	28,42	N= 4950
Log EX	Between	22, 84	2,03	18,95	n= 90
	Within		0,99	16,62	26,30
Overall		2,31	17,13	30,44	N= 4950
Log PIB	Between	24,26	2,21	19,81	n= 90
	Within		0,71	19,77	27,47
Overall		1,62	-0,15	9,98	N= 4950
Log POB	Between	3,88	1,60	0,62	n= 90
	Within		0,32	2,69	4,79

La metodología de ésta investigación se compone de la aplicación de varios test que verifican que las variables son estacionarias. Primero, la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1981). Segundo, la aplicación de la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (1988). Tercero, el test de Levin, Lin y Chu (2002). Cuarto, el test de Im, Pesaran y Shin (2003) y quinto el test de Breitung. Finalmente, la aplicación del test de cointegración de Pedroni (1999).

3.2 | Metodología

En el planeamiento del modelo y análisis de la presente investigación, resulta necesario aclarar que al no encontrar una teoría exacta que relacionara las variables del presente modelo y para plantear la función correspondiente, se trabajó con una combinación de rela-

ciones tanto empíricas como teóricas. Para las relaciones empíricas, primero se menciona la relación exportaciones y emisiones de CO₂, aunque en términos del comercio Rahman (2017) manifestó que el efecto neto del libre comercio de las contaminaciones es concluyente, porque cada país tiene un acceso fácil al mercado internacional; esto aumenta la competencia y la eficiencia del país y como resultado, los países pueden importar tecnologías más limpias para reducir las emisiones de CO₂. Por otro lado, un aumento en el comercio internacional agotaría los recursos naturales, lo que aumentaría las emisiones de CO₂ y degradaría la calidad ambiental.

La segunda relación empírica es escasa, sin embargo, el impacto en el aumento de la densidad poblacional en la calidad ambiental resulta evidente. Finalmente la relación con base teórica es sustentada con la hipótesis de Kuznets (1955) estableciendo que la relación entre el PIB y las emisiones de CO₂ es una curva en forma de U invertida, implicando que primero el PIB y las emisiones de CO₂ son crecientes, y después de un cierto nivel cuando una economía prospera y utiliza tecnologías eficientes, las emisiones de CO₂ disminuyen con el aumento del PIB. Entonces, la hipótesis de CAK se puede representar de la siguiente manera:

$$\log(CO_{2i,t}) = Y_0 + Y_1 \log(PIB_{i,t}) + Y_2 \log(PIB_{i,t}^2) + \Theta_{i,t} \quad (1)$$

Donde $\log(CO_{2i,t})$ es logaritmo de emisiones de CO₂ en Kilotoneladas, $\log(PIB_{i,t})$ es el logaritmo del PIB, y $\log(PIB_{i,t}^2)$ es el logaritmo del PIB al cuadrado. El subíndice it , indica el valor del país i en el período t , donde $i = 1, \dots, 90$ y $t = 1961, \dots, 2015$; $\Theta_{i,t}$ indica el error estocástico. Los parámetros cumplen las dos condiciones y son evidencia de la validez del CAK.

El método econométrico a nivel mundial planteado para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre las variables de este modelo, está compuesta por cinco etapas. Primero, estimamos un modelo de regresión básico de datos de panel, este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (2) determina la relación entre las variables:

$$\log(CO_{2i,t}) = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \log(EX_{i,t}) + \gamma_2 \log(PIB_{i,t}) + \gamma_3 \log(PIB_{i,t}^2) + \gamma_4 \log(POB_{i,t}) + \theta_{i,t} \quad (2)$$

En la ecuación (2) $\log(CO_{2i,t})$ es la variable dependiente que representa el logaritmo de las emisiones de CO₂; y las variables independientes son: $\log(EX_{i,t})$ el logaritmo de exportaciones de bienes y servicios; $\log(PIB_{i,t})$ el logaritmo de PIB; $\log(PIB_{i,t}^2)$ el logaritmo del PIB al cuadrado y $\log(POB_{i,t})$ logaritmo de densidad de población; mientras que, los parámetros $\gamma_0 + \delta_0$ capturan la variabilidad en tiempo y sección transversal; $\gamma_1 \log(EX_{i,t})$ es el logaritmo de las exportaciones del país $i = 1, \dots, 90$ del período $t = 1961, \dots, 2015$; $\gamma_2 \log(PIB_{i,t})$ es el PIB del país $i = 1, \dots, 90$ del período $t = 1961, \dots, 2015$; $\gamma_3 \log(PIB_{i,t}^2)$ es la densidad poblacional del país $i = 1, \dots, 90$ del período $t = 1961, \dots, 2015$; $\gamma_4 \log(POB_{i,t})$ es el término de error estocástico.

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo planteado en la Ecuación (2) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, muestra presencia de heterocedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores por la autocorrelación y la heterocedasticidad, utilizamos el modelo GLS como

los trabajos de Begum, Sohag, Abdullah y Jaafar (2015); y Hanif y Gago de Santos (2017). Las series temporales tienen un componente tendencial que hace imposible medir eficientemente la relación entre ellas. Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, utilizamos las pruebas de: Dickey y Fuller Augmented (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y Breitung (2002) que podemos estimar a partir de:

$$y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde y_t es la serie que contiene al menos una raíz unitaria; α_0 es la intersección y α_1 captura el efecto de tendencia del tiempo t ; ε_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del desfase. En la Ecuación (3), cuando el parámetro es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. Al aplicar cinco pruebas diferentes asegura que las series utilizadas en las estimaciones no tienen el problema de la raíz de la unidad. La segunda etapa, determina el equilibrio a corto y largo plazo entre variables, utilizando la prueba de cointegración de Pedroni (1999). El equilibrio a largo plazo se determina con base en la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} X_{it-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} y_{i,t-j} + \pi_i ECT_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $y_{i,t}$ representa la variable dependiente del país i en el período t . Los parámetros α_i y β_{ij} son los parámetros a estimar, y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración de equilibrio a largo plazo. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y j es la longitud del desfase y se determinada con el criterio de información de Akaike (1974). El equilibrio a corto plazo se determina con la prueba de Westerlund (2007) en base a:

$$y_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} y_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Donde $t = 1, \dots, T$ los períodos de tiempo y en $i = 1, \dots, N$ los países. El término d_t es el componente determinista. Confiamos en la suposición de que el vector k -dimensional de X_{it} es aleatorio e independiente de (i, t) , por lo que se supone que estos errores son independientes a través de i y t . La hipótesis nula sugiere que no hay cointegración a corto plazo. La prueba de cointegración de Pedroni (1999) se ha utilizado para verificar la relación entre variables socio-económicas y emisiones de CO₂ en diferentes períodos y países (Al-Mulali y Sheau-Ting, 2014; Kasman y Duman, 2015; Zoundi, 2017; Inglesi-Lotz y Dogan, 2018). Sin embargo, la prueba de cointegración a corto y largo plazo solo indica la existencia o no de un vector que se relaciona con las variables en cuestión. Entonces, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001). Esta estrategia permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre emisiones de CO₂ y las otras variables de la presente investigación. Concretamente, la fortaleza de la relación entre las variables en cada país se estimó utilizando un modelo DOLS (Apergis y Ozturk, 2015; Begum et al., 2015; Shahbaz et al., 2015; Apergis, 2016; Dogan y Aslan, 2017; Personal et al., 2017; Rahman, 2017; Zoundi, 2017, Inglesi-Lotz y Dogan, 2018.) y para los grupos de países a través de PDOLS. La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i X_{i,t} + j = -p Y_{i,t} \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

Dónde $y_{i,t}$ están las emisiones de gases contaminantes, $i = 1, 2, \dots, 160$ países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de rezagos en la regresión DOLS, mientras que δ_i mide el cambio en las emisiones de CO2 cuando cambia las inversiones y $\gamma_{i,t}$ mide el cambio en las emisiones de CO2 cuando cambia el desarrollo financiero. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), y la hipótesis nula establece que $\beta_i = \beta_0$. Finalmente, en la cuarta etapa usamos la prueba formalizada por Dumitrescu y Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las tres variables usando la siguiente expresión:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k x_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

En la ecuación (7), suponemos que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)}$, y que el término α_i se fija en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^k , el coeficiente de regresión β_i^k y varía entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no hay relación causal para ninguna de las secciones transversales del panel $H_0: \beta_i = 0$.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

La Tabla 3 reporta los resultados de la estimación de exportaciones, PIB, densidad demográfica y emisiones de CO2 nivel mundial y por grupos de países. Los países están clasificados según su nivel de ingresos. En el modelo se aplicaron pruebas para detectar y corregir la correlación serial, heterocedasticidad y determinar efectos fijos o aleatorios. Para determinar los efectos del modelo a nivel global y por grupos de países, se aplicó la prueba de Hausman (1978).

Tabla 3. Relación entre exportaciones, PIB, densidad demográfica y emisiones de CO2

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Log EX	0,01 (0,67)	-0,36*** (3,37)	-0,06* (-2,46)	0,05* (1,24)	0,02 (1,57)	-0,02 (-0,82)	0,04 (1,76)
Log PIB	-0,92*** (-8,64)	31,83*** (6,50)	-2,40*** (-16,82)	-2,76*** (-10,94)	-0,36 (-1,43)	0,55 (1,44)	-1,29*** (-4,05)
Log PIB²	0,04*** (17,25)	-0,61*** (-6,38)	0,06*** (20,36)	0,07*** (13,70)	0,03*** (4,99)	0,01 (1,56)	0,05*** (7,02)
Log POB	-0,01 (-0,76)	-0,04 (-1,66)	-0,11*** (-4,23)	-0,23*** (-5,49)	0,10*** (4,00)	-0,09* (-2,54)	0,26*** (6,51)
Constante	9,56*** (7,24)	-415,9*** (-6,44)	32,06*** (16,83)	32,21*** (11,23)	2,64 (0,83)	-1019* (-2,22)	10,34** (2,71)
Prueba de Hausman (valor-p)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,30	0,00
Prueba de correlación serial (valor-p)	0,94	0,70	0,98	0,92	0,92	0,93	0,91
Efectos fijos (tiempo)	No	No	No	No	No	No	No
Efectos fijos (países)	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	4950	110	1100	495	1210	1045	990

Todos los paneles a excepción de PIA, presentaron Efectos Fijos. Entre la evidencia empírica varias investigaciones aplicaron la prueba de Hausman (1978) como Wang et al. (2015); Alvarado et al. (2018). Además, los resultados indican una fuerte relación y significancia estadística. Posteriormente, se aplicó la prueba de Wooldridge (2002) y de Wald para detectar la correlación y heterocedasticidad respectivamente. Además, no fue necesario incluir efectos del tiempo ni efectos de países para corregir la correlación y la heterocedasticidad. Por otro lado, la CAK solo se cumple en PIEA. La Tabla 4 muestra los resultados de la prueba de raíz unitaria entre las variables del modelo a nivel global y por grupos de país. Las variables están expresadas en logaritmos y los resultados expresados sin efectos del tiempo y con efectos del tiempo. Para verificar la estacionariedad de las variables utilizadas en el modelo, se aplicaron cinco

pruebas independientes. Estas pruebas se dividen en paramétricas Levine et al. (2002), Im et al. (2003) y Breitung (2002); y pruebas no paramétricas: Fisher de Dickey y Fuller Augmented (1981), Phillips y Perron (1988).

Los resultados de estas pruebas permitieron aseverar un alto grado de consistencia y corrobora que las primeras diferencias en las series no tienen problema de raíz unitaria en las variables, excepto densidad poblacional, debido a que la población crece a un ritmo lento y depende de otras variables. En general, los resultados sugieren que las series son estacionarias y presentan un orden de integración I(0) al 1% de significancia, a excepción de densidad demográfica cuyas series son no estacionarias. Adicionalmente, se utilizó el Criterio de Información de Akaike (1974) para determinar la duración del retraso, es decir, la longitud de los rezagos.

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

Grupos Variable	Sin efectos del tiempo					Con efectos del tiempo					
	LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP	
GLOBAL	EX	-47,98*	-10,84*	-49,67*	-25,84*	-50,33*	-48,21*	-8,83*	-52,15*	-26,51*	-51,08*
	PIB	-36,11*	-10,14*	-37,47*	-20,38*	-39,61*	-38,15*	-9,81*	-39,59*	-21,57*	-40,11*
	POB	0,03	6,88	-0,14	0,94	-1,94*	-8,17*	-4,46*	-9,80*	-10,00*	-3,39*
	CO2	-46,47*	-8,89*	-51,92*	-25,43*	-59,48*	-54,91*	-10,74*	-60,44*	-27,15*	-61,75*
PIEA	EX	-0,37	-1,55	-4,36*	-3,26*	-7,53*	9,18	-2,87*	-2,13*	-1,46	-7,38*
	PIB	-5,70*	-2,71*	-4,90*	-4,54*	-5,21*	-3,87*	-3,75*	-3,77*	-3,23*	-3,94*
	POB	0,80	-0,91	0,004	0,31	-0,46	-0,60	-0,63	-2,71*	-1,61	-2,82*
	CO2	-12,64*	-3,53*	-11,42*	-4,32*	-10,14*	-15,38*	-3,09*	-13,84*	-5,47*	-11,32*
PIA	EX	-18,15*	-6,10*	-18,90*	-9,69*	-21,63*	-10,39*	-5,41*	-14,05*	-6,59*	-19,94*
	PIB	-14,86*	-3,60*	-14,19*	-9,20*	-17,06*	-20,42*	-4,98*	-19,79*	-11,22*	-19,78*
	POB	3,91	1,70	-4,01*	-1,98*	-5,27*	-5,76*	-5,38*	-10,39*	-5,05*	-10,71*
	CO2	-19,25*	-4,66*	-21,68*	-10,19*	-27,29*	-32,50*	-9,39*	-33,88*	-13,51*	-30,80*
PIMA	EX	-20,19*	-2,20*	-19,72*	-9,78*	-16,38*	-18,40*	-1,15	-18,18*	-11,99*	-17,18*
	PIB	-10,32*	-2,18*	-12,28*	-7,75*	-11,53*	-16,09*	-0,98	-17,02*	-15,28*	-14,55*
	POB	-1,12	2,27	-0,48	0,22	-0,43	-2,32*	-1,36	-2,40*	-0,06	-0,56
	CO2	-10,50*	-1,75*	-16,66*	-8,48*	-19,64*	-17,84*	-1,82*	-22,35*	-7,43*	-20,77*
PIMB	EX	-22,09*	-5,64*	-24,23*	-12,43*	-24,17*	-21,80*	-3,84*	-25,85*	-13,41*	-27,12*
	PIB	-18,55*	-5,48*	-18,87*	-9,67*	-18,83*	-19,90*	-6,53*	-20,78*	-11,02*	-19,06*
	POB	-2,18*	5,80	0,50	0,56	-0,26	-3,48*	-5,18*	-6,25*	-4,09*	-2,11*
	CO2	-20,85*	-5,78*	-21,20*	-11,87*	-28,82*	-26,84*	-7,98*	-26,52*	-12,97*	-28,99*
PIB	EX	-23,10*	-3,98	-23,28*	-13,73*	-23,73*	-27,18*	-3,77*	-25,99*	-13,38*	-23,85*
	PIB	-14,45*	-5,20*	-14,41*	-7,63*	-17,47*	-17,15*	-5,39*	-17,23*	-8,08*	-18,22*
	POB	1,88	2,73	3,93	2,63	0,97	-4,03*	-2,14*	-2,78*	-3,94*	1,48
	CO2	-24,93*	-3,87*	-28,62*	-14,27*	-29,34*	-28,53*	-6,59*	-33,77*	-14,70*	-30,80*
PIEB	EX	-25,78*	-7,19*	-25,05*	-11,72*	-24,56*	-25,81*	-7,47*	-26,37*	-12,85*	-25,54*
	PIB	-21,29*	-7,11*	-22,88*	-10,34*	-21,92*	-18,90*	-6,90*	-21,07*	-9,97*	-21,07*
	POB	1,32	1,55	-0,36	0,61	0,98	2,79	0,03	-1,47	0,004	0,27
	CO2	-23,66*	-3,79*	-24,84*	-10,88*	-24,94*	-23,46*	-3,42*	-27,31*	-13,49*	-25,52*

Nota: *significancia al 1%.

La Tabla 5 reporta los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni, misma que permite probar la relación de cointegración en paneles. Para ello, calcula siete estadísticos de prueba bajo la hipótesis nula de no cointegración. Estas estadísticas de prueba son: panel-v, panel-rho, panel PP, panel ADF, panel-p, grupo-PP y grupo-ADF. El primero es no paramétrico y se fundamenta en la relación de varianzas. En la prueba de cointegración de paneles heterogéneos de Pedroni (1999) se muestra la existencia de una relación de equilibrio a nivel global entre las series.

Los estadísticos revelan un resultado coherente, es decir, las series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo y en la

sección transversal. A nivel global y en los grupos de países todos los estadísticos dentro y entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativos. Únicamente el estadístico panel-v difiere a los resultados de los otros seis estadísticos que indican existencia de cointegración. Sin embargo, en todos los grupos de países se evidencia la existencia de equilibrio a largo plazo entre variables. Cuando los resultados son controversiales, las estadísticas del ADF podrían ser el punto de referencia. En base a esto y utilizando el panel y el grupo ADF, podemos concluir que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, es decir, existe una relación de cointegración a largo plazo entre las variables.

Tabla 5. Resultados del test de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión							
Estadístico Panel v	3,85*	0,38	1,41	1,73	1,54	2,95*	1,59
Estadístico Panel rho	-43,32***	-7,44**	-21,01***	-15,19**	-20,16***	-20,74***	-17,13**
Estadístico Panel PP	-70,51***	-18,03***	-34,05***	-24,84***	-31,45***	-36,86***	-26,14***
Estadístico Panel ADF	-50,56***	-3,54*	-25,75***	-18,44***	-25,87***	-25,27***	-19,98***
Entre las estadísticas de prueba de dimensión							
Estadístico Panel p	-40,6***	-6,98*	-19,7***	-14,16**	-18,51***	-19,8***	-15,71**
Estadístico Grupo PP	-79,25***	-19,77***	-37,46***	-27,13***	-34,05***	-42,2***	-28,52***
Estadístico Grupo ADF	-48,11***	-3,56*	-24,89***	-12,61**	-27,44***	-24,4***	-19,35***

Los resultados obtenidos se refutan con las siguientes investigaciones: Apergis (2016), Apergis y Ozturk (2015), Farhani et al. (2014), Jardon et al. (2017), Kasman y Duman (2015), Narayan y Narayan (2010), Ozcan (2013), Rahman (2017), Atasoy (2017), Zakarya et al. (2015), Zaman y Abd-el Moemen (2017), Zoundi (2017). En contraste Ozturk (2017) concluyó que su modelo no tiene una relación de cointegración entre las variables. Entonces, los resultados muestran la relevancia y el poder de las pruebas de cointegración en el panel en comparación con las pruebas de series de tiempo. Y la existencia de una relación a largo plazo, implica que las variables se muevan conjunta y simultáneamente porque existe un vector que las equilibra a lo largo del tiempo. Es posible que los cambios en la cantidad de emisiones de CO2 presenten variaciones por variaciones en el resto de variables.

La Tabla 6 presenta los resultados del modelo de error vectorial de los datos del panel propuesto por Westerlund (2007). La prueba de Westerlund (2007) proporciona cuatro alternativas, Gt, Ga, Pt y Pa. La prueba utiliza un modelo de corrección de errores para analizar la existencia o ausencia de cointegración para cada país o grupo de países. El rechazo de la hipótesis nula de Ga y Gt implica la existencia de cointegración en al menos una de las secciones transversales, ya que estas dos estadísticas usan el proceso promedio

ponderado individual y la estadística t individual, respectivamente. Por el contrario, Pa y Pt usan un proceso de agrupamiento sobre la sección transversal y la hipótesis nula de rechazo implica la existencia de cointegración entre variables en el panel. Esta prueba se basa en que las series no son estacionarias. Las pruebas previas evidenciaron que el modelo no presenta el problema de raíz unitaria, y fue posible estimar la prueba de cointegración de Westerlund (2007), por tanto, el número de rezagos es uno.

Los resultados permiten aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las series, es decir, la existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables a nivel global y en todos los grupos de países, porque las estadísticas son significativas al 0,1%, es decir, todas las variables están cointegradas a corto plazo. Implicando que variaciones en las variables dependientes ocasionan cambios en las emisiones de CO2. En sentido, las investigaciones de Al Mamun et al. (2014), Kasman y Duman (2015), Mercan y Karakaya (2015), Ozcan (2013), Atasoy (2017), Xu (2018) y Zoundi (2017) reportan una relación de equilibrio a corto plazo, utilizando la misma prueba. Por el contrario, Jardon et al. (2017) no rechaza la hipótesis nula de no cointegración para todas las estadísticas, concluyendo que no existe una relación de equilibrio a corto plazo entre las variables.

Tabla 6. Resultados de VECM de Westerland

	CO2-EX				CO2-PIB				CO2-POB			
	Estad.	Valor	Valor-Z	Valor-P	Estad.	Valor	Valor-Z	Valor-P	Estad.	Valor	Valor-Z	Valor-P
GLOBAL	Gt	-6,12	-44,43	0,00	Gt	-6,45	-48,30	0,00	Gt	-6,34	-47,09	0,00
	Ga	-56,04	-62,95	0,00	Ga	-60,35	-69,10	0,00	Ga	-54,55	-60,83	0,00
	Pt	-62,56	-49,52	0,00	Pt	-64,82	-52,16	0,00	Pt	-62,10	-48,99	0,00
	Pa	62,42	-84,91	0,00	Pa	-64,32	-87,94	0,00	Pa	-59,24	-79,87	0,00
PIEA	Gt	-8,00	-9,94	0,00	Gt	-7,35	-8,79	0,00	Gt	-7,48	-9,02	0,00
	Ga	-78,18	-14,09	0,00	Ga	-68,44	-12,02	0,00	Ga	-71,60	-12,69	0,00
	Pt	-10,24	-8,45	0,00	Pt	-10,09	-8,27	0,00	Pt	-10,03	-8,20	0,00
	Pa	-77,47	-16,22	0,00	Pa	-69,27	-14,28	0,00	Pa	-70,89	-14,66	0,00
PIA	Gt	-5,85	-19,46	0,00	Gt	-6,21	-21,44	0,00	Gt	-5,95	-20,03	0,00
	Ga	-52,54	-27,32	0,00	Ga	-56,08	-29,70	0,00	Ga	-50,20	-25,75	0,00
	Pt	-28,30	-21,96	0,00	Pt	-34,85	-29,58	0,00	Pt	-28,10	-21,73	0,00
	Pa	-57,06	-36,02	0,00	Pa	-66,94	-43,41	0,00	Pa	-56,37	-35,50	0,00
PIMA	Gt	-6,95	-17,18	0,00	Gt	-7,50	-19,23	0,00	Gt	-7,77	-20,21	0,00
	Ga	-68,49	-25,52	0,00	Ga	-76,80	-29,27	0,00	Ga	-71,69	-26,97	0,00
	Pt	-24,30	-20,92	0,00	Pt	-26,36	-23,32	0,00	Pt	-25,60	-22,43	0,00
	Pa	-73,15	-32,24	0,00	Pa	-84,21	-37,80	0,00	Pa	-76,82	-34,08	0,00
PIMB	Gt	-5,80	-20,13	0,00	Gt	-6,31	-23,12	0,00	Gt	-6,05	-21,59	0,00
	Ga	-52,92	-28,92	0,00	Ga	-58,66	-32,97	0,00	Ga	-49,82	-26,74	0,00
	Pt	-26,61	-19,45	0,00	Pt	-25,17	-17,77	0,00	Pt	-23,87	-16,03	0,00
	Pa	-58,49	-38,89	0,00	Pa	-48,89	-31,36	0,00	Pa	-44,42	-27,85	0,00
PIB	Gt	-6,54	-22,70	0,00	Gt	-6,75	-23,85	0,00	Gt	-6,68	-23,49	0,00
	Ga	-61,55	-32,54	0,00	Ga	-66,19	-35,58	0,00	Ga	-59,68	-31,31	0,00
	Pt	-28,93	-22,97	0,00	Pt	-30,42	-24,71	0,00	Pt	-29,74	-23,92	0,00
	Pa	-59,87	-37,15	0,00	Pa	-65,17	-41,02	0,00	Pa	-59,02	-36,54	0,00
PIEB	Gt	-5,73	-17,81	0,00	Gt	-5,92	-18,83	0,00	Gt	-5,93	-18,89	0,00
	Ga	-49,24	-23,82	0,00	Ga	-51,87	-25,49	0,00	Ga	-49,28	-23,84	0,00
	Pt	-27,96	-22,13	0,00	Pt	-27,87	-22,02	0,00	Pt	-28,01	-22,18	0,00
	Pa	-63,56	-38,79	0,00	Pa	-64,56	-39,49	0,00	Pa	-63,61	-38,82	0,00

Los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni y Westerland tienen limitaciones; solo muestra la existencia de un vector de cointegración pero no informa sobre la fuerza del vector o el efecto individual en cada país. Por tanto, la Tabla 7 muestra los resultados encontrados al aplicar el modelo DOLS que considera la integración de orden mixto de integración de variables respectivas en el marco cointegrado en los datos. Este estimador resolvió dos limitaciones: un posible problema de endogeneidad y un pequeño sesgo de muestra. Estimamos la fortaleza del vector de cointegración de Pedroni (2001) formalizado en la Ecuación 6. Primero, informamos los estimadores obtenidos por DOLS para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WT) y sin efecto de tiempo (WOT). Los países que tienen un coeficiente positivo entre las variables y si el coeficiente tiende o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es contundente. Los resultados reflejan que en PIEA (Noruega y Suiza); PIA (Guam); PIMA (Antigua y Barbuda, Chile, Portugal, Trinidad y Tobago); PIMB (Botswana, Colombia y Costa Rica); PIB (Camerún, Congo, Rep., Indonesia, Mauritana, Sri Lanka y Zambia) y PIEB (Benín, Burkina Faso y Congo, Dem. Rep). Tienen un vector de cointegración mayor a 1 para PIB y POB. Adicionalmente, en PIA (Suecia), PIMA (Gabón) y PIB (Nicaragua) son los únicos países que presentan un vector de cointegración superior a uno en las tres variables. Finalmente, en la mayor parte de países en la variable POB tienen un orden de cointegración superior a 1. Entonces, la densidad poblacional es determinante para el nivel de emisiones de CO2 en todos los países.

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS por grupos de países

Grupos	Con tiempo dummy			Sin tiempo dummy	
		Estadístico t		Estadístico t	
GLOBAL	EX	-0,04	0,58	0,01	2,90*
	PIB	0,84	11,56**	1,25	16,7**
	POB	1,03	3,84*	2,1	6,38*
PIEA	EX	-0,78	-3,00*	0,09	0,92
	PIB	2,12*	3,14*	1,65	2,19*
	POB	5,93*	2,67*	5,88*	2,88*
PIA	EX	0,03	0,65	0,21	4,22*
	PIB	0,44	3,58*	1,11	10,56**
	POB	1,04	2,93*	0,78	2,64*
PIMA	EX	0,13	0,49	0,33	2,00*
	PIB	1,14	5,94*	1,06	5,15*
	POB	-0,53	-0,43	-1,38	1,68
PIMB	EX	0,14	3,68*	-0,09	0,91
	PIB	0,51	3,95*	1,47	11,63**
	POB	0,81	0,30	0,77	4,27*
PIB	EX	-0,03	0,57	0,03	0,67
	PIB	1,26	6,10*	0,78	4,37*
	POB	0,91	1,41	0,67	3,13*
PIEB	EX	-0,26	0,21	-0,26	-1,38
	PIB	-0,19	-0,44	1,67	4,50*
	POB	2,61*	2,60*	8,03**	1,40

Nota: *, **, *** indican rechazo de la hipótesis nula en el nivel de 5 %, 10 % y 1 % respectivamente para $H_0 : \beta_i = 1$

La prueba de Pedroni (2001) estima la fuerza del vector de cointegración por grupos de países. La Tabla 8 trata de asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, estimamos un modelo con tiempo ficticio y otro sin tiempo. Los resultados obtenidos determinan que en la gran mayoría de grupos de países el vector es estadísticamente significativo, aunque EX es la variable que no presenta mucha significancia. En PIEA la significancia de las tres variables en las emisiones de CO2 es significativa y positiva, solo en EX es negativa, entonces, estos países tienen mayores posibilidades para reducir las emisiones de CO2. Mientras que en PIB la única variable que resulta ser estadísticamente significativa y positiva es la variable PIB, es decir, en países con ingresos bajos la reducción de

las emisiones de CO2 están condicionadas por el crecimiento económico. Y en PIEB la variable que resulta estadísticamente significativa pero negativa es POB, en otras palabras, en los países con ingresos extremadamente bajos, la densidad de la población es una variable determinante para una mejor calidad ambiental, pero estos países reducirían las emisiones de CO2 al aplicar políticas de estabilización de la población prudente de acuerdo a cada país. Por otro lado, los resultados sin tiempo ficticio, a nivel GLOBAL y PIA todas las variables son estadísticamente significativas y positivas. Además, la fuerza del vector de cointegración varía de acuerdo al grupo de países.

Tabla 9. Resultados de el test de causalidad basado en Dumitrescu y Hurlin

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-bar	Valor-p
EX → CO ₂	GLOBAL	1,44	2,92	2,46
	PIEA	1,59	0,59	0,51
	PIA	1,93	2,93	2,60
	PIMA	0,73	-0,58	-0,62
	PIMB	1,21	0,70	0,52
	PIB	1,81	2,49	2,20
	PIEB	1,11	0,33	0,19
EX ← CO ₂	GLOBAL	2,90	12,73	11,59
	PIEA	2,29	1,29	1,16
	PIA	3,41	7,61	6,95
	PIMA	0,75	-0,52	-0,57
	PIMB	5,86	16,13	14,87
	PIB	1,61	1,87	1,62
	PIEB	1,22	0,65	0,49
PIB → CO ₂	GLOBAL	1,55	3,66	3,14
	PIEA	0,06	-0,94	-0,91
	PIA	2,20	3,79	3,40
	PIMA	1,61	1,29	1,11
	PIMB	0,87	-0,42	-0,52
	PIB	1,25	0,78	0,60
	PIEB	2,09	3,26	2,91
PIB ← CO ₂	GLOBAL	2,72	11,53	10,46
	PIEA	2,79	1,79	1,63
	PIA	3,60	8,22	7,52
	PIMA	3,59	5,49	5,03
	PIMB	2,79	5,95	5,40
	PIB	2,71	5,28	4,79
	PIEB	1,21	0,63	0,47
POB → CO ₂	GLOBAL	1,26	1,74	1,36
	PIEA	1,40	0,40	0,33
	PIA	2,30	4,12	3,71
	PIMA	0,69	-0,64	-0,68
	PIMB	1,13	0,44	0,28
	PIB	1,19	0,59	0,43
	PIEB	0,59	-1,23	-1,26
POB ← CO ₂	GLOBAL	2,15	7,72	6,92
	PIEA	2,68	1,68	1,52
	PIA	1,77	2,43	2,14
	PIMA	1,66	1,40	1,22
	PIMB	3,76	9,16	8,39
	PIB	1,81	2,51	2,21
	PIEB	1,15	0,45	0,30

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

Esta investigación analiza la relación de cointegración entre exportaciones, crecimiento económico y densidad demográfica con emisiones de CO₂ a nivel mundial y por grupos de países. Utilizando datos de panel del BM en 90 países para el periodo 1961-2015. Esta investigación se sustenta con la hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (1955) y evidencia empírica. Aplicando modelos econométricos de panel como: un modelo de GLS; pruebas de raíz unitaria: Dickey y Fuller (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Breitung (2000), Lin y Chu (2002) y Im et al. (2003); cointegración de Pedroni (1999); se aplicó la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y el modelo de corrección de errores de Westerlund (2007) para encontrar la relación de equilibrio a largo y corto plazo respectivamente; y para identificar causalidad se utilizó la prueba de causalidad propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012). Además, estimamos la fuerza del vector de cointegración para cada país individualmente con el modelo DOLS y para los grupos de países se aplicó un modelo PDOLS. Los resultados indican que existe equilibrio a largo y a corto plazo entre las variables a nivel mundial y por grupos de países. La fuerza del vector de cointegración en las variables es fuerte, y principalmente la densidad poblacional es contundente en todos los países, sin embargo, en no se encontró existencia de causalidad. Además, en cuanto a la CAK se cumple únicamente para PIEA. La principal limitación de esta investigación reside en que existen diversas variables que intervienen en las emisiones de CO₂ y el grupo de países que se estime; y no están considerados en esta investigación. Como posible investigación a futuro se sugiere una estimación para economías latinas y para economías desarrolladas.

Las posibles implicaciones de política que los diferentes gobiernos de cada país deberían aplicar estarían dirigidas a la estabilización poblacional prudente como lo menciona Ohlan, R (2015) que ayudaría a reducir las emisiones de CO₂. La densidad de la población es una variable relevante en la mayoría de países en forma individual y por grupos de países. Además, el gobierno también debería aplicar políticas comerciales y de mercado eficientes como mencionan Shahbaz et al. (2012) mismas que se reflejen en mejoras en las exportaciones y en el crecimiento económico. Priorizando el propósito de disminuir las emisiones de CO₂, se deberían aplicar políticas ambientales estrictas en todos los países, éstas políticas serían totalmente eficientes si se implementa la tecnología como lo señalan Olale et al. (2018), Tian y Lin (2017) como un recurso valioso para potenciar la producción en todos los sectores económicos; aumentar las exportaciones como resultado del aumento de la producción, abriendo un abanico de nuevos mercados y mercancías a comercializar; estabilizar la población, debido a que los seres humanos somos entes contaminantes, productivos, consumidores, entre otros características.

Por tanto, la participación activa del gobierno con gasto público eficiente e inversiones en tecnología limpia, podría ser crucial para evitar problemas económicos, políticos, sociales y ambientales insostenibles y costosos, entonces, se podrían aplicar acciones gubernamentales. Por tanto, la incidencia en la economía y en el estado del medio ambiente; podría disminuir la contaminación ambiental siendo el propósito fundamental a nivel mundial porque en el medio ambiente encontramos todos los recursos para producir, satisfacer necesidades, y sobre todo vivir. Entonces, la conservación del medio ambiente y el control de las tasas de contaminación ambiental, aumentaría el bienestar y desarrollo económico sustentable y sostenible. Las implicaciones de política de la presente investigación coinciden con Engelman, R. (1994), Helpman, E. (1998), Lin et al. (2016), Halicioglu, F. (2009), Zaman y Abdel Moemen, (2017), Hanif y Gago-de-Santos (2017), entre otros.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identifications. *IEEE transactions on Automatic Control*, 19, 716-723.
- [3] Alam, M. M., Murad, M. W., Noman, A. H. M., Ozturk, I. (2016). Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. *Ecological Indicators*, 70, 466-479.
- [4] Al Mamun, M., Sohag, K., Mia, M. A. H., Uddin, G. S., Ozturk, I. (2014). Regional differences in the dynamic linkage between CO₂ emissions, sectoral output and economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 38, 1-11.
- [5] Al-Malali, U., Sheau-Ting, L. (2014). Econometric analysis of trade, exports, imports, energy consumption and CO₂ emission in six regions. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 33, 484-498.
- [6] Ali, W., Abdullah, A., Azam, M. (2017). Re-visiting the environmental Kuznets curve hypothesis for Malaysia: Fresh evidence from ARDL bounds testing approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 990-1000.
- [7] Ali, Y., Ciaschini, M., Socci, C., Pretaroli, R., Severini, F. (2017). An analysis of CO₂ emissions in Italy through the Macro Multiplier (MM) approach. *Journal of Cleaner Production*, 149, 238-250.
- [8] Akalpler, E., Shingil, M. E. (2017). Statistical reasoning the link between energy demand, CO₂ emissions and growth: Evidence from China. *Procedia Computer Science*, 120, 182-188.
- [9] Alvarado, R., Ponce, P., Criollo, A., Córdova, K., Khan, M. K. (2018). Environmental degradation and real per capita output: New evidence at the global level grouping countries by income levels. *Journal of Cleaner Production*, 189, 13-20.
- [10] Alshehry, A. S., Belloumi, M. (2015). Energy consumption, carbon dioxide emissions and economic growth: The case of Saudi Arabia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 237-247.

- [11] Andersson, F. N. (2018). International trade and carbon emissions: The role of Chinese institutional and policy reforms. *Journal of environmental management*, 205, 29-39.
- [12] Apergis, N., Ozturk, I. (2015). Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Asian countries. *Ecological Indicators*, 52, 16-22.
- [13] Apergis, N. (2016). Environmental Kuznets curves: New evidence on both panel and country-level CO2 emissions. *Energy Economics*, 54, 263-271.
- [14] Arce, G., López, L. A., Guan, D. (2016). Carbon emissions embodied in international trade: The post-China era. *Applied energy*, 184, 1063-1072.
- [15] Atasoy, B. S. (2017). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis across the US: Evidence from panel mean group estimators. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 731-747.
- [16] Azam, M. (2016). Does environmental degradation shackle economic growth? A panel data investigation on 11 Asian countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 175-182.
- [17] Begum, R. A., Sohag, K., Abdullah, S. M. S., Jaafar, M. (2015). CO2 emissions, energy consumption, economic and population growth in Malaysia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 594-601.
- [18] Bekhet, H. A., Matar, A., Yasmin, T. (2017). CO2 emissions, energy consumption, economic growth, and financial development in GCC countries: Dynamic simultaneous equation models. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 117-132.
- [19] Cai, Y., Sam, C. Y., Chang, T. (2018). Nexus between clean energy consumption, economic growth and CO2 emissions. *Journal of Cleaner Production*, 182, 1001-1011.
- [20] Catalán, H. (2014). Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable. *Economía Informa*, 389, 19-37.
- [21] Cherni, A., Jouini, S. E. (2017). An ARDL approach to the CO2 emissions, renewable energy and economic growth nexus: Tunisian evidence. *International Journal of Hydrogen Energy*, 42(48), 29056-29066.
- [22] Constant, K., Nourry, C., Seegmuller, T. (2014). Population growth in polluting industrialization. *Resource and Energy Economics*, 36(1), 229-247.
- [23] Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- [24] Dogan, E., Aslan, A. (2017). Exploring the relationship among CO2 emissions, real GDP, energy consumption and tourism in the EU and candidate countries: Evidence from panel models robust to heterogeneity and cross-sectional dependence. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 239-245.
- [25] Engelman, R. (1994). Stabilizing the atmosphere: population consumption and greenhouse gases.
- [26] Engelman, R. (1998). Profiles in carbon: an update on population consumption and carbon dioxide emissions.
- [27] Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- [28] Farhani, S., Mrizak, S., Chaibi, A., Rault, C. (2014). The environmental Kuznets curve and sustainability: A panel data analysis. *Energy Policy*, 71, 189-198.
- [29] Gilbert, A. Q., Sovacool, B. K. (2017). US liquefied natural gas (LNG) exports: Boom or bust for the global climate?. *Energy*, 141, 1671-1680.
- [30] Gill, A. R., Viswanathan, K. K., Hassan, S. (2017). The environmental Kuznets curve (EKC) and the environmental problem of the day. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*.
- [31] Granger, C. W. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- [32] Haifeng, X. U., Yang, L. I., HUANG, H. (2017). Spatial Research on the Effect of Financial Structure on CO2 Emission. *Energy Procedia*, 118, 179-183.
- [33] Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- [34] Hanif, I., Gago-de-Santos, P. (2017). The importance of population control and macroeconomic stability to reducing environmental degradation: An empirical test of the environmental Kuznets curve for developing countries. *Environmental Development*, 23, 1-9.
- [35] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.

- [36] Heidari, H., Katircioğlu, S. T., Saeidpour, L. (2015). Economic growth, CO2 emissions, and energy consumption in the five ASEAN countries. *International Journal of Electrical Power Energy Systems*, 64, 785-791.
- [37] Helpman, E. (1998). Explaining the structure of foreign trade: Where do we stand?. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 134(4), 573-589.
- [38] Hossain, M. S. (2011). Panel estimation for CO2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. *Energy Policy*, 39(11), 6991-6999.
- [39] Inglesi-Lotz, R., Dogan, E. (2018). The role of renewable versus non-renewable energy to the level of CO2 emissions a panel analysis of sub-Saharan Africa's 10 electricity generators. *Renewable Energy*, 123, 36-43.
- [40] Ito, K. (2017). CO2 emissions, renewable and non-renewable energy consumption, and economic growth: Evidence from panel data for developing countries. *International Economics*, 151, 1-6.
- [41] Jardón, A., Kuik, O., Tol, R. S. (2017). Economic growth and carbon dioxide emissions: An analysis of Latin America and the Caribbean. *Atmósfera*, 30(2), 87-100.
- [42] Kahouli, B. (2017). The Causality Link between Energy Electricity Consumption, CO2 emissions, RD Stocks and Economic Growth in Mediterranean Countries (MCs). *Energy*.
- [43] Kais, S., Sami, H. (2016). An econometric study of the impact of economic growth and energy use on carbon emissions: panel data evidence from fifty eight countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 59, 1101-1110.
- [44] Kang, Y. Q., Zhao, T., Yang, Y. Y. (2016). Environmental Kuznets curve for CO2 emissions in China: A spatial panel data approach. *Ecological indicators*, 63, 231-239.
- [45] Kasman, A., Duman, Y. S. (2015). CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic Modelling*, 44, 97-103.
- [46] Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- [47] Lin, B., Omoju, O. E., Nwakeze, N. M., Okonkwo, J. U., Megbowon, E. T. (2016). Is the environmental Kuznets curve hypothesis a sound basis for environmental policy in Africa?. *Journal of Cleaner Production*, 133, 712-724.
- [48] Liu, Y., Meng, B., Hubacek, K., Xue, J., Feng, K., Gao, Y. (2016). 'Made in China': A reevaluation of embodied CO2 emissions in Chinese exports using firm heterogeneity information. *Applied energy*, 184, 1106-1113.
- [49] Liu, Y., Chen, S., Chen, B., Yang, W. (2017). Analysis of CO2 emissions embodied in China's bilateral trade: a non-competitive import input-output approach. *Journal of Cleaner Production*, 163, S410-S419.
- [50] Machado, G. V. (2000, August). Energy use, CO2 emissions and foreign trade: an IO approach applied to the Brazilian case. In *Thirteenth international conference on input-output techniques*, Macerata, Italy (pp. 21-25).
- [51] Marjanović, V., Milovančević, M., Mladenović, I. (2016). Prediction of GDP growth rate based on carbon dioxide (CO2) emissions. *Journal of CO2 Utilization*, 16, 212-217.
- [52] Mercan, M., Karakaya, E. (2015). Energy consumption, economic growth and carbon emission: Dynamic panel cointegration analysis for selected OECD countries. *Procedia Economics and Finance*, 23, 587-592.
- [53] Mongelli, I., Tassielli, G., Notarnicola, B. (2006). Global warming agreements, international trade and energy/carbon embodiments: an input-output approach to the Italian case. *Energy policy*, 34(1), 88-100.
- [54] Mutascu, M. (2018). A time-frequency analysis of trade openness and CO 2 emissions in France. *Energy Policy*, 115, 443-455.
- [55] Narayan, P. K., Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries. *Energy policy*, 38(1), 661-666.
- [56] Ohlan, R. (2015). The impact of population density, energy consumption, economic growth and trade openness on CO2 emissions in India. *Natural Hazards*, 79(2), 1409-1428.
- [57] Olale, E., Ochuodho, T. O., Lantz, V., El Armali, J. (2018). The environmental Kuznets curve model for greenhouse gas emissions in Canada. *Journal of Cleaner Production*, 184, 859-868.
- [58] Organización Mundial de la Salud (2018). Departamento de Salud Pública, Medio Ambiente y Determinantes Sociales de la Salud: Calidad del aire y salud.
- [59] Ozcan, B. (2013). The nexus between carbon emissions, energy consumption and economic growth in Middle East countries: a panel data analysis. *Energy Policy*, 62, 1138-1147.

- [60] Ozturk, I. (2017). Measuring the impact of alternative and nuclear energy consumption, carbon dioxide emissions and oil rents on specific growth factors in the panel of Latin American countries. *Progress in Nuclear Energy*, 100, 71-81.
- [61] Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- [62] Rahman, M. M. (2017). Do population density, economic growth, energy use and exports adversely affect environmental quality in Asian populous countries?. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 506-514.
- [63] Richter, P. M., Schiersch, A. (2017). CO2 emission intensity and exporting: Evidence from firm-level data. *European Economic Review*, 98, 373-391.
- [64] Robalino-López, A., Mena-Nieto, Á., García-Ramos, J. E., Golpe, A. A. (2015). Studying the relationship between economic growth, CO2 emissions, and the environmental Kuznets curve in Venezuela (1980–2025). *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 602-614
- [65] Saidi, K., Hammami, S. (2015). The impact of energy consumption and CO2 emissions on economic growth: Fresh evidence from dynamic simultaneous-equations models. *Sustainable Cities and Society*, 14, 178-186
- [66] Shahbaz, M., Lean, H. H., Shabbir, M. S. (2012). Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5), 2947-2953.
- [67] Solilová, V., Nerudová, D. (2014). Overall approach of the EU in the question of emissions: EU emissions trading system and CO2 taxation. *Procedia Economics and Finance*, 12, 616-625.
- [68] Talbi, B. (2017). CO2 emissions reduction in road transport sector in Tunisia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 69, 232-238.
- [69] Tang, X., Jin, Y., Wang, X., Wang, J., McLellan, B. C. (2017). Will China's trade restructuring reduce CO2 emissions embodied in international exports?. *Journal of Cleaner Production*, 161, 1094-1103.
- [70] Tian, P., Lin, B. (2017). Promoting green productivity growth for China's industrial exports: Evidence from a hybrid input-output model. *Energy Policy*, 111, 394-402.
- [71] Tiwari, A. K., Shahbaz, M., Hye, Q. M. A. (2013). The environmental Kuznets curve and the role of coal consumption in India: cointegration and causality analysis in an open economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 18, 519-527.
- [72] Wang, S. X., Fu, Y. B., Zhang, Z. G. (2015). Population growth and the environmental Kuznets curve. *China Economic Review*, 36, 146-165.
- [73] World Bank (2018). *World Development Indicators*. Washington D.C. Available on <https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
- [74] Wu, R., Geng, Y., Dong, H., Fujita, T., Tian, X. (2016). Changes of CO2 emissions embodied in China-Japan trade: drivers and implications. *Journal of Cleaner Production*, 112, 4151-4158.
- [75] Xu, T. (2018). Investigating Environmental Kuznets Curve in China-Aggregation bias and policy implications. *Energy Policy*, 114, 315-322.
- [76] Yu, Y., Chen, F. (2017). Research on carbon emissions embodied in trade between China and South Korea. *Atmospheric Pollution Research*, 8(1), 56-63.
- [77] Zakarya, G. Y., Mostefa, B. E. L. M. O. K. A. D. D. E. M., Abbes, S. M., Seghir, G. M. (2015). Factors affecting CO2 emissions in the BRICS countries: a panel data analysis. *Procedia Economics and Finance*, 26, 114-125.
- [78] Zaman, K., Abd-el Moemen, M. (2017). The influence of electricity production, permanent cropland, high technology exports, and health expenditures on air pollution in Latin America and the Caribbean Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76, 1004-1010.
- [79] Zhao, H., Zhang, Q., Huo, H., Lin, J., Liu, Z., Wang, H., ... He, K. (2016). Environment-economy tradeoff for Beijing-Tianjin-Hebei's exports. *Applied energy*, 184, 926-935.
- [80] Zhu, Y., Shi, Y., Wu, J., Wu, L., Xiong, W. (2018). Exploring the Characteristics of CO2 Emissions Embodied in International Trade and the Fair Share of Responsibility. *Ecological Economics*, 146, 574-587.
- [81] Zilio, M. I. (2012). Curva de Kuznets ambiental: La validez de sus fundamentos en países en desarrollo. *Cuadernos de economía*, 35(97), 43-54.
- [82] Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1067-1075.

Desigualdad y crecimiento económico a nivel mundial y por grupos de países en función de su nivel de ingresos, con técnicas de cointegración

Inequality and economic growth at the world level and by groups of countries according to their income level, using cointegration techniques

Karina Córdova¹ | Elizabeth Lozano¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Karina Córdova, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: karina.cordova@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Abril 2021

Fecha de aceptación

Octubre 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

Esta investigación tiene como objetivo examinar la existencia de un equilibrio a corto y largo plazo entre la desigualdad de ingresos y el producto interno bruto per cápita a nivel mundial y por grupos de países de acuerdo al nivel de ingresos en el periodo 1980-2015, con datos obtenidos del Banco Mundial (2010). Se ha aplicado el test de cointegración de Pedroni (1999) y de Westerlund (2007) para determinar el equilibrio a largo y corto plazo respectivamente. A nivel global y en todos los grupos de países existe una relación a largo plazo entre la desigualdad de ingresos y el producto interno bruto per cápita. De acuerdo al test de Westerlund (2007), existe una relación a corto plazo entre las variables, a nivel global, países de ingresos extremadamente altos, altos, medios altos, bajos y extremadamente bajos. Los resultados de la prueba de causalidad de Granger basada en la prueba de Dumitrescu y Hurlin (2012) indican que, a nivel global, en los países de ingresos medios altos y bajos existe causalidad unidireccional, que va desde el producto interno bruto per cápita hacia la desigualdad de ingresos.

Palabras clave: Desigualdad; Crecimiento; Cointegración; Datos de panel.

Códigos JEL: D63. E23. C23.

ABSTRACT

This research examines the existence of a short and long-run equilibrium between income inequality and per capita gross domestic product at the global level and by country groups according to income level in the period 1980-2015, with data obtained from the World Bank (2010). The Pedroni (1999) and Westerlund (2007) cointegration test has been applied to determine the long-run and short-run equilibrium respectively. Globally and in all country groups there is a long-run relationship between income inequality and per capita gross domestic product. According to the Westerlund (2007) test, there is a short-run relationship between the variables, at the aggregate level, extremely high, high, upper middle, low, low and extremely low income countries. The results of the Granger causality test based on the Dumitrescu and Hurlin (2012) test indicate that, at the global level, in upper middle and lower middle income countries there is unidirectional causality, running from gross domestic product per capita to income inequality.

Keywords: Inequality; Growth; Cointegration; Panel data.

JEL codes: D63. E23. C23.

1 | INTRODUCCIÓN

En algunos países, el alto crecimiento económico ha venido acompañado de mayor desigualdad, es decir, el ingreso de los no pobres creció más que el ingreso de los pobres. En otros países, el crecimiento ha disminuido la desigualdad, por tanto, es importante realizar un estudio sobre cómo afecta el crecimiento económico (PIB per cápita) en la desigualdad de ingresos a nivel mundial y por grupos de países. El problema de la desigualdad de ingresos, se puede resolver a través del estado, es decir, el estado es el que debe intervenir en la economía, basándose en el pensamiento económico Keynesiano.

Esta investigación se basó en un estudio realizado por Kuznets (1955) que desarrolló su hipótesis sobre la curva de Kuznets que era la ley más conocida acerca del impacto redistributivo: en las fases iniciales de desarrollo se produce un trasvase de trabajadores desde sectores de baja productividad y baja desigualdad a sectores de alta productividad y desigualdad media, generándose así un aumento en la desigualdad global. Este proceso desaparece con el mayor crecimiento, por lo que incrementos adicionales de renta reducen entonces la desigualdad. El resultado final es que la desigualdad aumenta inicialmente con el crecimiento, reduciéndose posteriormente a partir de niveles suficientemente altos de renta. El resultado de que la desigualdad se ve afectada por el crecimiento económico es respaldado también por el estudio realizado por Lewis (1954) y el estudio realizado por Kaldor (1995).

La evidencia empírica más relevante que verifica la relación a largo plazo entre la desigualdad y el PIB per cápita es la realizada por Rubin y Segal (2015), que indican que, el ingreso de los grupos de mayores ingresos es más sensible al crecimiento, definido ampliamente como crecimiento actual y cambios en las expectativas de crecimiento futuro, en comparación con los ingresos de los grupos de menores ingresos. Esta mayor sensibilidad surge por dos razones: (a) los grupos de mayores ingresos reciben una gran parte de sus ingresos de la riqueza, que es más sensible al crecimiento que los ingresos laborales y (b) los grupos de mayores ingresos reciben una gran parte de sus ingresos laborales en forma de remuneración por rendimiento. En consecuencia, concluyen que el crecimiento y la desigualdad de ingresos están asociados positivamente.

En cuanto a al segundo grupo de evidencias se destaca la realizada por Mehic (2018), que relaciona el empleo industrial con la desigualdad, su estudio fue realizado a 27 países de ingresos altos y medios en el periodo 1991 a 2014. El análisis muestra que el empleo industrial está significativamente asociado negativamente con la desigualdad de ingresos. Además, los resultados sugieren que son los asalariados medios los que han soportado la mayor carga en términos de aumento de la desigualdad.

Los estudios del tercer grupo de investigaciones que relaciona la desigualdad con otras variables, prevalece el realizado por Jau-motte, Lall y Papageorgiou (2013), estudio realizado para 51 países para el periodo 1981-2003, el documento informa estimaciones que apoyan un mayor impacto del progreso tecnológico que la globalización en la desigualdad. El impacto general limitado de la globalización refleja dos tendencias compensatorias: mientras que la globalización comercial se asocia con una reducción de la desigualdad, la globalización financiera y, en particular, la inversión extranjera directa se asocia con un aumento de la desigualdad.

Esta investigación tiene como objetivo determinar la existencia de equilibrio a largo y corto plazo de la desigualdad de ingresos y el PIB per cápita a nivel mundial y por grupos de países de acuerdo al nivel de ingresos, en el periodo 1980-2015 y comprobar la hipótesis de que el PIB per cápita influye tanto a largo como a corto plazo en la desigualdad, además de comprobar la hipótesis de la curva de Kuznets entre estas variables, la cual se cumple a nivel global y para los países de ingresos medios bajos y extremadamente bajos

-PIMB y PIEB-, pero, en estos dos últimos grupos los resultados no son significativos. Se encontró tanto un equilibrio a largo plazo a nivel mundial y en todos los grupos de países de acuerdo al nivel de ingresos. En el caso del equilibrio a corto plazo, este existe a nivel global, en los países de ingresos extremadamente altos, altos, medios altos, bajos y extremadamente bajos -PIEA, PIA, PIMA, PIBJ y PIEB-. La contribución de esta investigación a la literatura se basa en la metodología utilizada para determinar el equilibrio a largo y corto plazo entre las variables, se emplea datos de panel mediante el test de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007), respectivamente. En los artículos tomados como evidencia empírica son pocos en los que utiliza el mismo o similar tipo de metodología, por lo tanto, este artículo representa un aporte a la literatura.

El resto de la investigación tiene la siguiente estructura: en la segunda sección se expone una revisión de las investigaciones previas sobre el tema. En la tercera sección, se presentan los datos y la estrategia econométrica. En la cuarta sección se discuten los resultados encontrados, con la teoría y la evidencia empírica. La quinta sección contiene las conclusiones.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PRE-VIA

Kuznets (1955) desarrolló su hipótesis sobre la curva de Kuznets que era la ley más conocida acerca del impacto redistributivo: en las fases iniciales de desarrollo se produce un trasvase de trabajadores desde sectores de baja productividad y baja desigualdad a sectores de alta productividad y desigualdad media, generándose así un aumento en la desigualdad global. Este proceso desaparece con un mayor crecimiento, por lo que incrementos adicionales de renta reducen entonces la desigualdad.

La desigualdad de ingresos es un problema que no se podrá resolver desde el punto de vista privado, debido a que los grupos más ricos, buscan simplemente aumentar sus ingresos, por tanto el estado es el que debe intervenir en la economía, basándose la teoría de Keynes quien afirmó que el deber de ordenar el volumen actual de inversión no puede dejarse con garantías de seguridad en manos de los particulares, además la intervención del Estado, que propone Keynes, es mediante el manejo del gasto público. Así, el Estado puede compensar la caída en la inversión privada con inversión pública, especialmente obras de infraestructura (Keynes, 1992). Así también Keynes señalaba que, dado que para el capitalismo es mejor pagar salarios e impuestos bajos, ante las posibilidades de incrementar los salarios o los impuestos empresariales, Keynes se queda con la segunda, ya que "la imposición sobre beneficio no discrimina en contra de la utilización de un factor de producción particular"(Keynes, 1982).

La evidencia empírica expuesta se divide en tres grupos de acuerdo a la influencia de algunas variables, incluida el PIB per cápita, sobre la desigualdad de ingresos, con el fin de dar a una mayor argumentación a los resultados de la presente investigación. El primer grupo verifica la existencia de una relación entre la desigualdad y el PIB per cápita, incluida la hipótesis de la curva de Kuznets, el segundo grupo comprueba la existencia de una relación entre la desigualdad y variables macroeconómicas como la inflación, empleo, comercio, inversión, entre otras, y el tercer grupo indica los estudios que verifican una relación entre la desigualdad y variables como la integración política y económica, globalización, educación, capital humano, entre otras.

En el primer grupo de investigaciones, se encuentran los estudios que verifican el equilibrio a largo y corto plazo entre la desigualdad y el PIB per cápita, entre estos estudios se destacan los más actuales y antiguos realizados por Rubin y Segal (2015); Iniguez

Montiel (2014); Weinhold, Killick y Go (2013); Galbraith (2008) y Banerjee y Dufo (2003). García-Peñalosa (2010) señala que el crecimiento afecta la desigualdad a través del impacto de la educación y el cambio tecnológico en los salarios relativos, mientras que, Pieters (2010) indica que solo el crecimiento agrícola reduce la desigualdad y el crecimiento en los sectores de fabricación y servicios pesados aumenta la desigualdad. Panizza (2002) indica que no encuentra evidencia de una relación positiva entre desigualdad y crecimiento, pero encuentra alguna evidencia que respalde una relación negativa entre dichas variables, sin embargo, muestra que la relación entre desigualdad y crecimiento no es sólida y que pequeñas diferencias en el método utilizado para medir la desigualdad pueden dar lugar a grandes diferencias en la relación estimada entre la desigualdad y el crecimiento. Por otro lado, Vanhoudt (1997) concluye que, los fundamentos económicos explican aproximadamente las tres cuartas partes de la variación en diversas medidas de desigualdad para los países de la OCDE. Ram (1988) indica que los resultados basados en el coeficiente de Gini parecen menos favorables a la hipótesis que los derivados de las participaciones en los ingresos de los hogares.

En el segundo grupo de investigaciones se verifica el equilibrio a largo y corto plazo entre el la desigualdad y variables macroeconómicas, entre estos estudios se encuentra el realizado por Mehic (2018) que indica que el empleo industrial está significativamente asociado negativamente con la desigualdad de ingresos. En tanto que, Bulir (2014) concluye que las tasas de inflación más bajas, además del nivel de desarrollo y la redistribución fiscal, mejoran la igualdad de ingresos y su impacto es uniforme para todos los niveles de PIB per cápita. Lee y Roemer (1998) indican que en general, la inversión privada y la desigualdad no muestran una relación monótona negativa. Por otro lado, Lin y Fu (2016) indican que el principal hallazgo de su investigación es que el comercio conduce a una reducción (aumento) significativa en la desigualdad del ingreso en las autocracias (democracias).

En el tercer grupo se encuentran artículos que relacionan la desigualdad con otras variables, entre los cuales están los realizados por Jaumotte, Lall y Papageorgiou (2013) y Nissanke y Thorbecke (2010) que indican una relación entre desigualdad y globalización. Busemeyer y Tober (2015) concluyen en su estudio realizado para la Unión Europea que existe una asociación positiva entre la integración política y la desigualdad, y no asociación entre la integración económica y la desigualdad, por el contrario, Ezcurra y Rodríguez-Pose (2013) afirman que los países con un mayor grado de integración económica con el resto del mundo tienden a registrar niveles más altos de desigualdad regional. Hartmann, Guevara, Jara-figueroa, Aristara e Hidalgo (2017) indican que la complejidad económica es un predictor significativo y negativo de la desigualdad del ingreso. Por su parte, Afesorbor y Mahadevan (2016) encuentran evidencia empírica sólida de que la imposición de sanciones tiene un efecto perjudicial sobre la desigualdad de ingresos. En estudios distintitos sobre desigualdad y educación y desigualdad y capital humano realizados por Bourguignon, Ferreira y Leite (2008) y Belhaj (2015) respectivamente, la mayor parte de la desigualdad excesiva de Brasil se explica por las desigualdades subyacentes en la distribución de la educación y de los ingresos no laborales, especialmente las pensiones, en tanto que, la desigualdad entre las regiones

metropolitanas y no metropolitanas se debe principalmente a las diferencias en los rendimientos del capital humano.

Esta investigación constituye un aporte para la literatura debido a que se realiza el estudio de la desigualdad de ingresos y el PIB per cápita a nivel mundial y por grupos de países de acuerdo al nivel de ingresos, además, que en muchos estudios no se toma en cuenta la hipótesis de la curva de Kuznets como base para la relación entre variables, la metodología utilizada para determinar el equilibrio a largo y corto plazo entre las variables se emplea datos de panel, mediante el test de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007), respectivamente. En los artículos tomados como evidencia empírica pocos utilizan este tipo de metodología. Para el desarrollo de esta investigación se utilizaron datos de panel, tomados del World Development Indicator (2010).

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Los datos utilizados en la presente investigación son datos de panel obtenidos de la base del World Development Indicator y de la Inequality Database del Banco Mundial (2010), para países a nivel mundial, para el periodo 1980-2015. Se aplicó logaritmo al PIB per cápita, el mismo que también fue elevado al cuadrado con el fin de comprobar la hipótesis de Kuznets, la variable desigualdad está medida en tasa por lo que no fue necesario aplicar logaritmo. En los países donde no se encontró algunos datos para las variables se interpoló y extrapoló los mismos. La Tabla 1, que se muestra más adelante, resume las variables utilizadas en el modelo econométrico de este artículo.

Así mismo, en la Figura 1, se muestra la correlación entre la desigualdad y el PIB per cápita a nivel global y por grupo de ingresos de acuerdo a sus ingresos, en la figura A existe una tendencia lineal entre desigualdad y PIB per cápita. En las figuras B, E, F, G, que representan PIEA, PIMB, PIBJ, PIEB; respectivamente, se cumple la hipótesis de la curva de Kuznets, es decir, al inicio del periodo cuando el PIB per cápita es bajo la desigualdad también es baja, sin embargo a medida que aumenta el PIB per cápita, aumenta de igual forma la desigualdad en la distribución del ingreso; esto hasta que el PIB per cápita llega a un umbral donde aumenta el desarrollo, por lo que la desigualdad empieza a disminuir.

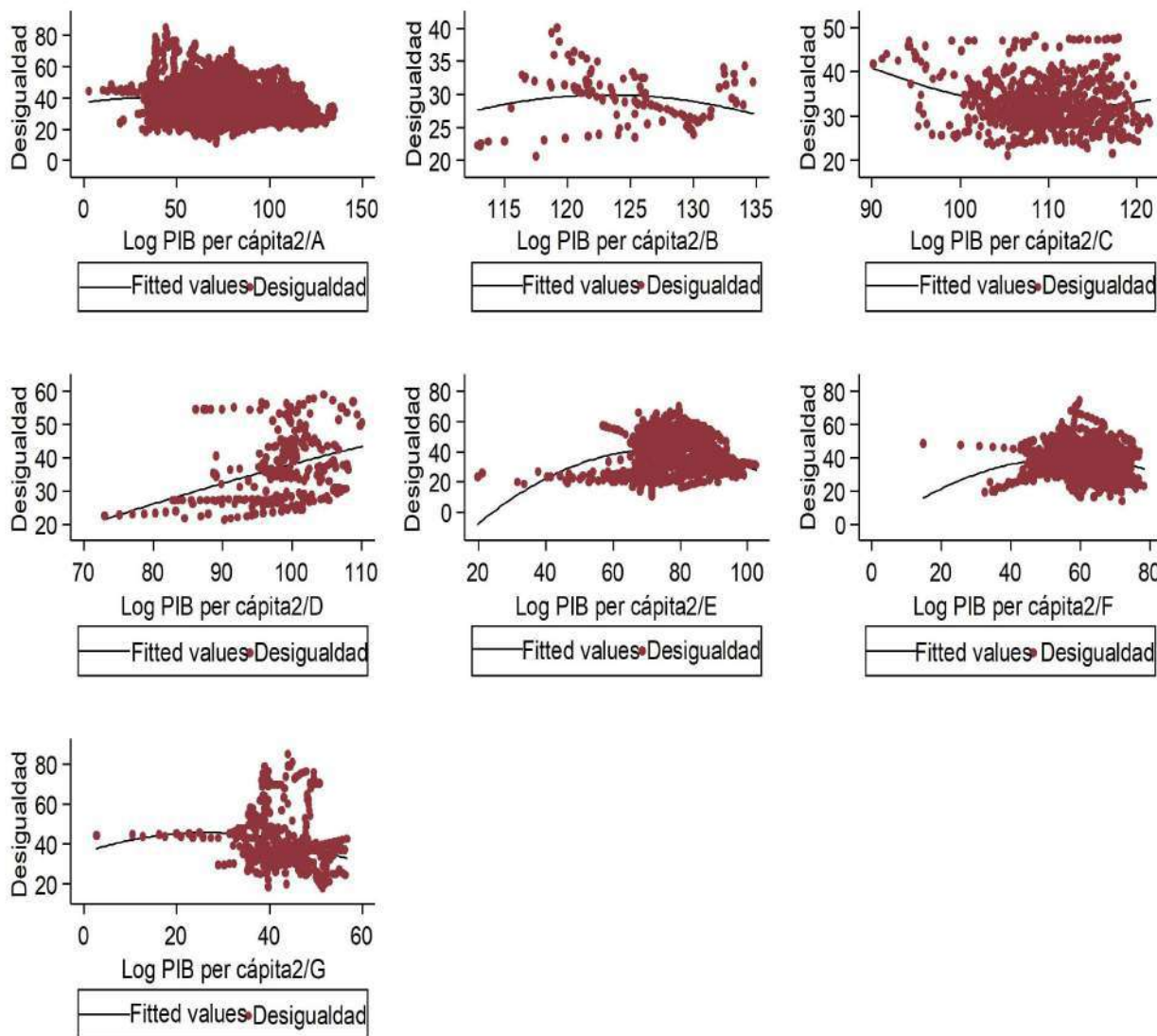
En la figura C, que representa los PIA, la correlación entre desigualdad y PIB per cápita muestra una forma de U invertida; mientras que en la figura D que representa los PIMA la correlación entre desigualdad y PIB per cápita tiene una tendencia lineal creciente.

Por su parte, la Tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de la desigualdad y el PIB per cápita a nivel mundial para los 103 países y para los grupos de países en función a su nivel de ingresos. De acuerdo a la desviación estándar, los resultados son relevantes debido a que ésta es mayor entre países que dentro de países. El panel de datos está estrictamente equilibrado en tiempo ($T=1, \dots, 36$) y en la sección transversal ($i=1, \dots, 103$).

Tabla 1. Definición de variables

Variable	Descripción	Unidad de medida
Dependiente Desigualdad	Desigualdad por ingresos	Índice de Gini
Independiente PIB per cápita	Producto interno bruto per cápita	Dólares, constantes de 2010

Figura 1. Correlación entre la desigualdad y el PIB per cápita)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial (2016)

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

Variable	Clasificación	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.	Obs
Desigualdad	Global	37,91	10,77	10,91	84,78	N= 3708
	Entre países		9,36	24,02	68,02	i= 103
	Dentro del país		5,39	-1,42	72,81	T= 36
Log PIB per cápita	Global	8,63	1,43	1,65	11,60	N= 3708
	Entre países		1,39	5,60	11,22	i= 103
	Dentro del país		0,39	4,67	10,10	T= 36

3.2 | Metodología

Kuznets en 1955 formuló una hipótesis en la que se relaciona la distribución del ingreso a través del crecimiento económico, en 1971, obtuvo el premio Nobel de economía como reconocimiento a la formulación de esta teoría, que explica el comportamiento a largo plazo de la distribución del ingreso en los países a través de su proceso de desarrollo, denominada hipótesis de la curva de Kuznets. Esta relación se presenta en la siguiente ecuación:

$$IG = \beta_0 + \beta_1 PIB + \beta_2 PIB^2 + \epsilon \quad (1)$$

donde IG es el coeficiente de Gini que representa la desigualdad, PIB es el crecimiento económico per cápita, PIB^2 es el crecimiento económico per cápita al cuadrado, y ϵ es el término de error.

En la primera etapa, estimamos un modelo de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es la desigualdad ($IG_{i,t}$) y la variable independiente es el logaritmo del PIB per cápita ($\log PIB_{i,t}$) del país $i=1, \dots, 103$ del período $t=1980, \dots, 2015$, se utiliza la variable logaritmo de PIB per cápita al cuadrado ($\log PIB_{i,t}^2$), con el fin de demostrar la hipótesis de la curva de Kuznets, cuyo signo del coeficiente debe ser negativo. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (2) formaliza la relación entre las dos variables:

$$IG_{i,t} = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \log PIB_{i,t} + \gamma_2 \log PIB_{i,t}^2 + \theta_{i,t} \quad (2)$$

La prueba de Hausman (1978) se empleó para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo propuesto en la Ecuación (2) tiene dos problemas estructurales. La prueba de Wooldridge (2002) sugiere la presencia de autocorrelación y la prueba del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, muestra que el modelo tiene heterocedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores causados por la autocorrelación y la heterocedasticidad, se utilizó un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Generalizados (GLS). Los parámetros capturan la variabilidad en tiempo y sección transversal. Finalmente, el parámetro es el término de error estocástico.

Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, se utilizó un conjunto de pruebas, que coinciden en que la primera diferencia elimina el efecto de tendencia de las dos variables. Las pruebas utilizadas fueron: Dickey&Fuller Aumentada (1981), Phillips y Perron (1988), Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y Breitung (2002), que se pueden estimar a partir de la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

Donde, y_t es la serie que se supone que contiene al menos una raíz unitaria, α_0 es la intersección y α_1 captura el efecto de tendencia del tiempo, ϵ_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del

desfase. En la Ecuación (3), cuando el parámetro λ es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. El uso de cinco pruebas diferentes asegura que las series utilizadas en las estimaciones posteriores no tienen el problema de la raíz unitaria. La segunda etapa de la estrategia econométrica determina el equilibrio a corto y largo plazo entre las dos variables utilizando la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), el equilibrio a largo plazo se determina con base en la siguiente ecuación:

$$IG_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} \log PIB_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} \log IG_{i,t-j} + \pi_i ECT_{t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $IG_{i,t}$ representa la desigualdad del país i en el período t . Los parámetros β , ω y π son los parámetros a estimar, y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración de equilibrio a largo plazo.

Finalmente, $\epsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y es la longitud del desfase determinada con el criterio de información de Akaike (1974). Además, el equilibrio a corto plazo se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la siguiente ecuación:

$$IG_{i,t} = \delta_i d_i + \alpha_i (IG_{i,t-1} - \beta_i \log PIB_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} IG_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \log PIB_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

Donde $t=1, \dots, T$ periodos de tiempo y en $i=1, \dots, N$ países. El término d_t es el componente determinista. La hipótesis nula sugiere que no hay cointegración a corto plazo. Sin embargo, la prueba de cointegración a corto y largo plazo solo indica la existencia o no de un vector entre las variables de estudio. Además, los modelos con datos de panel ofrecen resultados que son demasiado agregados. En consecuencia, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001), aplicado por Neal (2014). Esta estrategia permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre la desigualdad y el PIB per cápita. Específicamente, la fortaleza de la relación entre las dos variables, en cada país se estimó utilizando un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para grupos de países a través de una dinámica ordinaria del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$IG_{i,t} = \alpha_i + \delta_i \log PIB_{i,t} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij} \Delta \log PIB_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

Donde $IG_{i,t}$ es la desigualdad, $i=1,\dots,103$ países, $t=1980,\dots,2015$ es el tiempo, $p=1,\dots,P$ es el número de retrasos y avances en la regresión DOLS, mientras que $\delta IG_{i,t}/\delta_i \log PIB_{i,t} = \delta_i$ mide el cambio en la desigualdad cuando cambia el PIB per cápita. Los coeficientes δ y los valores t se obtienen de los valores promedio en todo el panel utilizando el método de los promedios grupales. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), y la hipótesis nula establece que $\beta_1 = \beta_0$. Finalmente, en la cuarta etapa usamos la prueba formalizada por Dumitrescu y Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables usando la siguiente expresión:

$$IG_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k IG_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k \Delta \log PIB_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

En la ecuación (7), suponemos que $\beta_1 = \beta_1^1, \dots, \beta_1^k$, y que el término α_i se fija en la dimensión de tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^k y el coeficiente de regresión β_i^k varían entre las secciones transversales. La hipótesis nula plantea que no hay relación causal para ninguna de las secciones transversales del panel $H_0 : \beta_1 = 0$.

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación de la desigualdad y el PIB per cápita a nivel mundial y por grupos de países. De

acuerdo con la prueba de Hausman (1978), los paneles Global, PIEA y PIA se estimaron con Efectos Fijos y los paneles de PIMA, PIMB, PIBJ y PIEB con Efectos Aleatorios.

Los resultados obtenidos indican una relación positiva y estadísticamente significativa entre la desigualdad y PIB per cápita a nivel global, mientras que en los PIEA y PIA existe una relación negativa y significativa entre las variables; en el resto de grupos de países los resultados no son significativos. Además, los resultados confirman el cumplimiento de la hipótesis de la curva de Kuznets a nivel global, sin embargo, para los PIMB y PIEB, los resultados no son significativos.

Estos resultados son importantes debido a que solo en un estudio se relacionó estas variables a través de la hipótesis de la CK, pero Barro (2000) indica que no solo el PIB per cápita influye en la desigualdad, sino que también la adopción de cada tipo de nueva tecnología tiene un efecto transitorio de tipo Kuznets sobre la distribución del ingreso. En el primer grupo de evidencia empírica se verifica la existencia de una relación entre la desigualdad y el PIB per cápita, como se demuestra en los estudios realizados por Rubin y Segal (2015); Iniguez-Montiel (2014); Weinhold, Killick y Go (2013); Galbraith (2008) y Banerjee y Duflo (2003).

Herzer y Vollmer (2012) por su parte, indican que la desigualdad tiene un efecto negativo a largo plazo en el ingreso, tanto para la muestra en general como para países desarrollados, en desarrollo, democracias y no democracias.

Tabla 3. Regresión básica

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIBJ	PIEB
Log PIB per cápita	4.099*** (4.21)	-290.3* (-2.27)	-143.4* (-2.22)	-19.74 (-0.39)	2.304 (0.94)	-3.191 (-0.77)	4.116 (1.93)
Log (PIB per cápita) ²	-0.327*** (-5.80)	13.12* (2.28)	6.810* (2.20)	1.406 (0.53)	-0.134 (-0.78)	0.233 (0.80)	-0.732** (-3.22)
Constant	25.42*** (6.06)	1635.2* (2.29)	786.4* (2.34)	90.93 (0.37)	28.43** (3.13)	47.38** (3.18)	41.22*** (6.85)
Hausman test (p-value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,6709	0,066	0,3456	0,2367
Serial correlation test (p-value)	0,8564	0,2943	0,7148	0,8595	0,8967	0,8518	0,8248
Fixed effects (time)	No	No	No	No	No	No	No
Fixed effects (country groups)	No	No	No	No	No	No	No
Observations	3708	108	648	288	1116	1044	504

Nota: t estadísticos en paréntesis *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

En la prueba de raíz unitaria se utilizó cinco pruebas independientes, las pruebas Fisher, de Dickey & Fuller Augmentada (1981), Phillips y Perron (1988). Los resultados de estas pruebas se muestran en la Tabla 4 obtenidos con efectos del tiempo y sin efectos del

tiempo, cuyos resultados confirman que las primeras diferencias de ambas series no tienen el problema de raíz unitaria. En general, la evidencia encontrada sugiere que las dos series tienen un orden de integración I (1).

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en primeras diferencias

Grupos	Var	PP	ADF	LLC	UB	IPS	PP	ADF	LLC	UB	IPS
Sin efectos del tiempo						Con efectos del tiempo					
GLOBAL	IG	-72,04*	-29,86*	-52,48*	-12,49*	-62,03*	-72,44*	-29,92*	-51,56*	-12,37*	-61,23*
	PIB	-30,47*	-14,42*	-6,64*	-8,94*	-28,88*	-31,82*	-11,55*	-21,98*	-8,55*	-26,93*
PIEA	IG	-10,85*	-1,39	-7,34*	-0,24	-9,39*	-13,79*	-4,96*	-12,20*	0,02	-13,61*
	PIB	-4,31*	-3,00*	-3,35*	-2,90*	-4,36*	-5,68*	-1,25	-1,93*	-2,40*	-3,96*
PIA	IG	-28,75*	-13,70*	-16,95*	-5,37*	-25,08*	-29,95*	-14,03*	-18,00*	-6,18*	-25,45*
	PIB	-11,04*	-6,13*	-11,51*	-5,18*	-11,51*	-11,42*	-4,94	-9,29*	-4,06*	-11,69*
PIMA	IG	-20,11*	-9,45*	-18,67*	-10,13*	-18,04*	-19,09*	-9,28*	-10,68*	-9,90*	-15,19*
	PIB	-7,80*	-3,40*	-3,36*	-3,03*	-5,43*	-7,96*	-2,63*	-5,01*	-2,01*	-6,78*
PIMB	IG	-38,48*	-15,08*	-33,50*	-6,61*	-35,50*	-38,78*	-15,15*	-36,63*	-6,82*	-37,93*
	PIB	-18,47*	-9,35*	-20,66*	-4,85*	-20,32*	-21,15*	-8,60*	-18,74*	-4,83*	-20,57*
PIBJ	IG	-39,30*	-15,47*	-29,08*	-7,07*	-34,79*	-39,18*	-14,58*	-28,38*	-6,99*	-33,07*
	PIB	-15,57*	-6,88*	-10,64*	-3,40*	-13,18*	-14,82*	-5,84*	-9,67*	-4,64*	-13,82*
PIEB	IG	-28,72*	-13,02*	-13,05*	-7,22*	-18,97*	-29,65*	-13,44*	-14,22*	-8,23*	-21,20*
	PIB	-12,33*	-4,39*	-8,44*	-4,07*	-10,00*	-12,40*	-5,05*	-14,14*	-5,15*	-12,60*

Nota: *significancia al 1%. Var= Variables, IG= Desigualdad de ingresos, PIB= Producto Interno Bruto per cápita

Al estar las series cointegradas, existe una fuerza que lleva a la serie al equilibrio en el largo plazo. La Tabla 5 informa los resultados de la prueba de cointegración entre las dos variables globales para 103 países y para los seis grupos de países, con las siguientes estadísticas: una estadística de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF. Las estadísticas v, p, PP y ADF, dentro de las dimensiones de los paneles a nivel global muestran un resultado coherente entre ellas, mien-

tras que en los grupos de países no hay significancia en el estadístico v, y entre las dimensiones de los paneles todos los estadísticos son significativos, por lo que, se puede decir que las dos series se mueven juntas, simultáneamente en el tiempo y en la sección transversal, existiendo un equilibrio a largo plazo entre las variables, teniendo al menos un vector de cointegración.

Tabla 5. Resultados del test de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIBJ	PIEB
<i>Dentro de las estadísticas de prueba de dimensión</i>							
Panel estadístico-v	2,05*	0,70	1,57	-0,05	1,17	1,20	0,58
Panel estadístico-p	-53,46***	-9,92**	-22,02***	-12,81**	-29,68***	-29,09***	-19,16***
Panel estadístico-PP	-96,61***	-19,27***	-41,45***	-25,76***	-48,46***	-55,07***	-44,57***
Panel estadístico-ADF	-54,00***	-13,16***	-16,47***	-13,69***	-34,06***	-30,59***	-14,18***
<i>Entre las estadísticas de prueba de dimensión</i>							
Grupo estadístico-p	-43,16***	-7,97**	-17,72***	-10,17**	-23,99***	-23,46***	-15,67***
Grupo estadístico-PP	-110,10***	-22,15***	-45,58***	-28,72***	-53,36***	-63,73***	-48,88***
Grupo estadístico-ADF	-52,96***	-10,8**	-11,22**	-14,71***	-31,34***	-28,47***	-15,42***

Nota: * significancia al 5%, **significancia al 1%, ***significancia al 0,1%.

Sin embargo, es muy posible que los cambios en la desigualdad de ingresos varíen inmediatamente como resultado de los cambios en el PIB per cápita. Para evaluar esta relación, se utiliza el modelo de error vectorial de los datos del panel VECM propuesto por Westlund (2007).

Este modelo verifica la ausencia o presencia de cointegración que determina la existencia de errores de vectores para cada país y para los grupos de países. En la Tabla 6 se muestran los resultados del test de Westlund, cuyos resultados nos permiten aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las dos series analizadas, a nivel global, para los PIEA, PIA, PIMA, PIBJ y PIEB. Esto significa que un cambio en el PIB per cápita genera cambios inmediatos en la

desigualdad de ingresos. La existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables se cumple a nivel global y en los grupos de países mencionados porque las estadísticas son significativas.

En otros estudios se muestra el efecto que va del PIB per cápita hacia la desigualdad: Forbes (2000) y Voitchovsky (2005) indican que la desigualdad en el extremo superior de la distribución está asociada positivamente con el crecimiento, mientras que la desigualdad más baja, la distribución se relaciona negativamente con el crecimiento posterior. Por el contrario Deininger y Squire (1998); Wan, Lu, y Chen (2006); Knowles (2010), indican una relación negativa entre las variables.

Tabla 6. Test de Westerlund VECM

	Estadístico	Valor	Valor Z	Valor P
GLOBAL	Gt	-3,02	-8,42	0,00
	Ga	-24,23	-18,81	0,00
	Pt	-25,93	-5,23	0,00
	Pa	-12,54	-6,09	0,00
PIEA	Gt	-2,84	-1,05	0,15
	Ga	-37,87	-6,76	0,00
	Pt	-5,10	-1,68	0,04
	Pa	-16,12	-2,08	0,02
PIA	Gt	-3,77	-7,47	0,00
	Ga	-25,57	-8,72	0,00
	Pt	-16,33	-8,58	0,00
	Pa	-24,04	-10,71	0,00
PIMA	Gt	-3,43	-3,78	0,00
	Ga	-23,42	-4,90	0,00
	Pt	-9,59	-4,21	0,00
	Pa	-20,08	-5,27	0,00
PIMB	Gt	-2,42	-0,45	0,33
	Ga	-14,35	-2,06	0,02
	Pt	-12,20	-0,51	0,31
	Pa	-9,97	-0,95	0,17
PIBJ	Gt	-2,90	-3,70	0,00
	Ga	-28,48	-13,42	0,00
	Pt	-12,29	-1,06	0,14
	Pa	-10,37	-1,28	0,10
PIEB	Gt	-3,43	-5,02	0,00
	Ga	-33,09	-11,92	0,00
	Pt	-10,93	-3,52	0,00
	Pa	-15,85	-4,32	0,00

Los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni solo muestra la existencia de un vector de cointegración, pero no informa sobre la fuerza del vector o el efecto individual en cada país. Las Tablas 7 y 8 muestran los resultados encontrados en esta etapa de la estimación. El panel DOLS es paramétrico y constituye una opción alternativa para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips & Moon (1999) y Pedroni (2001).

Se estima la fuerza del vector de cointegración de Pedroni (2001) formalizado en la Ecuación (6) y en la Tabla 7 se muestran los estimadores individuales obtenidos por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países con efectos de tiempo fijo (WD) y sin efecto de tiempo (WOD). La desigualdad de ingresos y el PIB per cápita se expresaron en logaritmos, por lo tanto, los estimadores se pueden interpretar como elasticidad de una manera directa.

Los países con coeficiente positivo, muestran que la relación entre desigualdad de ingresos y el PIB per cápita es positiva, y si el coeficiente tiende a 1 o es mayor que 1, la fuerza del vector de cointegración es contundente.

Cuando la elasticidad es negativa, la relación entre las dos variables es negativa. Los países que presentan un vector de cointegración menor que 1, con efectos del tiempo y según su clasificación son: En los PIMA Honduras; en los PIMB, Colombia, Latvia, Lithuania; en los PIBJ Armenia, El Salvador y Perú, y en los PIEB, Cambodia. Esto denota que los cambios en los niveles de producción no tienen un fuerte impacto en la desigualdad de ingresos.

De la prueba de Pedroni (2001), estimamos la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, que se informa en la Tabla 9. Para asegurar la consistencia de los parámetros obtenidos, estimamos un modelo con efecto de tiempo y otro sin efecto de tiempo. A nivel global, en los PIMB y PIBJ el vector es estadísticamente significativo, tanto con efecto y sin efecto de tiempo, y mantienen una relación negativa entre la desigualdad de ingresos y el PIB per cápita, lo que significa que a medida que aumenta el PIB per cápita, la desigualdad de ingresos disminuye. En los PIA y PIMA el vector es estadísticamente significativo sin efecto del tiempo, teniendo una relación positiva entre variables.

Tabla 7. Resultados del modelo DOLS para países individuales, PIEA, PIA Y PIMA

País	PIEA			PIA			PIMA		
	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD	País
Luxemborug	3,86	2,74	Australia	-97,04	-38,97	Bahamas	-13,51	-15,93	
Norway	-24,32	-1,11*	Austria	-35,27	46,54	Cyprus	-11,79	-2,12	
Switzerland	3,33	55,2	Canada	23,27	27,53*	Greece	10,82	17,77*	
			Denmark	-64,76	25,91	Honduras	-0,48	-1,25	
			Finland	13,92	19,71	Israel	-29,3	44,2	
			France	-179,7*	-21,21	Malta	-7,62	1,7	
			Germany	-30,36	-78,38	Portugal	-56,4	25,41	
			Iceland	12,57	10,1	Slovenia	22,66	15,54	
			Ireland	-1,61	5,98				
			Italy	39,53	20,15				
			Japan	-8,39	5,14				
			Netherlands	-66,55*	7,44				
			New Zealand	-29,05	-33,99				
			Singapore	-11,76	-0,62				
			Spain	72,49	52,95				
			Sweden	-15,31	-1,36				
			United Kingdom	166*	63,91				
			United States	39,38	-25,01				

Nota: *indica el rechazo de la hipótesis nula en el nivel del 5% para H0: = 1

Tabla 8. Resultados del modelo DOLS para países individuales, PIMB, PIBJ Y PIEB

País	PIMB		PIBJ		PIEB	
	WD	WOD	País	WD	País	WD
Argentina	-14,35*	-19,96*	Armenia	-0,35	Bangladesh	17,94
Barbados	-11,23	-1,26	Azerbaijan	-15,6	Cambodia	-0,35
Botswana	-30,44	-20,72	Belarus	-1,69	Gambia, The	53,12
Brazil	3,92	-29,51*	Belize	-10,08*	Guatemala	15,49
Bulgaria	-18,66	-34,17*	Bolivia	-14,19	India	35,88
Chile	13,11	-2,43	China	-5,35	Kyrgyz	-17,35
Colombia	5,47	0,13	Costa de Marfil	7,42	Lesotho	26,42
Costa Rica	9,8	-17,12	Dominican Republic	-6,23	Mauritania	-18,14
Croatia	-8,3	-5,31	Egypt,	53,44	Pakistan	12,7
Czech Republic	5,23	24,41	El Salvador	0,15	Tajikistan	-11*
Ecuador	-6,11	-63,11*	Fiji	-26,84*	Tanzania	-230,4
Estonia	2,39	7,09	Georgia	-3,04	Uganda	31,86
Hungary	11,05	15,75	Ghana	-28,93	Uzbekistan	-4,99
Iran, Islamic	-13,28	-7,15	Indonesia	-18,21	Vietnam	-3,43
Jamaica	-52,93	-21,35	Jordan	-15,54		
Kazakhstan	-20,39*	-23,81*	Kosovo	-8,72		
Korea, Rep.	-6,76	2,6	Macedonia,	-37,84		
Latvia	-0,54	-0,11	Moldova	-8,8		
Lithuania	0,26	0,59	Mongolia	-6,64		
Malaysia	22,71	32,09*	Morocco	184,8*		
Mexico	-25,11	-24,64	Nigeria	1,73		
Montenegro	-0,86	-7,82*	Paraguay	1,05		
Panama	3,78	-5,02	Peru	0,16		
Poland	-8,05	-3,59	Serbia	-7,37		
Romania	-8,22	-16,39*	Sri Lanka	19,65		
Russian Federation	-5,44	-7,66	Thailand	-8,54		
Slovak	-4,53	2,78	Turkmenistan	9,38		
South Africa	-4,83	-12,38	Ukraine	-17,2		
Turkey	-32,62*	-48,51	West Bank and Gaza	-6,75*		
Uruguay	-16,68	-11,9				
Venezuela	-25,87	-38,31*				

Nota: * indica el rechazo de la hipótesis nula en el nivel del 5 % para H0: = 1

Tabla 9. Resultados del modelo PDOLS por grupos de países

Grupos	Con efecto de tiempo		Sin efecto de tiempo	
	β_i	Estadístico-t	β_i	Estadístico-t
GLOBAL	-2,53*	-5,87	-1,71*	-2,66
PIEA	-5,71	-0,37	18,94	-0,96
PIA	-9,59	-0,28	4,77*	2,09
PIMA	-10,67	-0,78	10,67*	2,26
PIMB	-7,66*	-3,14	-10,83*	-4
PIBJ	1,02*	-3,96	-2,07*	-3,19
PIEB	-6,59	-0,01	-0,56	-0,29

Nota: * indica el rechazo de la hipótesis nula en el nivel del 5 % para $H_0: = 1$

Los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger basada en la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012) se presentan en la Tabla 10. A nivel global, en los países de ingresos medios altos y en los países de ingresos bajo existe causalidad unidireccional, que va desde el PIB per cápita hacia la desigualdad de ingresos.

Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que, a nivel global, en los países de ingreso medios altos y en los países de ingresos bajos, el PIB per cápita puede aumentar mediante cambios en la desigualdad de ingresos. Mientras que, en los países de ingresos extremadamente altos ingresos altos, ingresos medios bajos y extremadamente bajos, las políticas a favor de la reducción de la desigualdad de ingresos pueden limitar la expansión del producto, y así, mismo el crecimiento del PIB per cápita puede incrementar la desigualdad de ingresos. Lundberg y Squire (2003) indican que el examen simultáneo del crecimiento y la desigualdad produce resultados significativamente diferentes.

De acuerdo a los resultados obtenidos, se pueden aplicar políticas con enfoque ideológico estatal, es decir, que el estado debe intervenir, en este caso, con políticas que tiendan a reducir la desigualdad. Esto coincide con las implicaciones de política propuestas por Iñiguez-Montiel (2014) y Shin (2012); el primero señala que para una economía de ingresos medios que exhibe tasas de crecimiento bastante bajas y altos niveles de desigualdad, la mejora en su distribución de ingresos y activos es esencial para que la economía tenga éxito en reducir la desigualdad y por ende la pobreza.

En el segundo artículo se señala que la desigualdad de ingresos puede reducirse mediante un mayor impuesto a la renta en un estado casi estable, pero no puede reducirse en la etapa inicial del desarrollo económico, dos políticas gubernamentales -crecimiento económico rápido y baja desigualdad de ingresos- pueden lograrse en la etapa inicial del desarrollo económico, pero ambos no pueden lograrse simultáneamente en un estado casi estable.

Tabla 10. Resultados del test de causalidad basado en Dimitrescu y Hurlin

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-bar	Valor-p
Desigualdad → PIB per cápita	GLOBAL	1,03	0,21	0,84
	PIEA	1,79	0,97	0,33
	PIA	0,78	-0,65	0,52
	PIMA	1,25	0,49	0,62
	PIMB	1,08	0,30	0,77
	PIBJ	1,12	0,44	0,66
	PIEB	0,77	-0,61	0,54
Desigualdad ← PIB per cápita	GLOBAL	1,32	2,27	0,02
	PIEA	1,83	1,01	0,31
	PIA	0,89	-0,34	0,74
	PIMA	2,52	3,04	0,00
	PIMB	1,03	0,10	0,92
	PIBJ	1,66	2,53	0,01
	PIEB	0,99	-0,01	0,98

5 | CONCLUSIONES

En esta investigación se analizó la existencia de equilibrio a largo y corto plazo entre la desigualdad de ingresos y el PIB per cápita a nivel mundial y por grupos de países de acuerdo a su nivel de ingresos, en el período 1980-2015, para la regresión básica se basó en la hipó-

tesis de Curva de Kuznets (1955). Esta relación se pudo determinar mediante técnicas de datos de panel con cointegración, utilizando el test de cointegración de Pedroni (1999) para la relación a largo plazo, y el test de Westerlund (2007) para la relación a corto.

De acuerdo a la regresión básica la hipótesis de la Curva de Kuznets solo se cumple a nivel global y para los PIMB y PIEB, sin embargo,

en estos dos últimos grupos los resultados no son significativos. Se encontró un equilibrio a largo plazo a nivel mundial y en todos los grupos de países de acuerdo al nivel de ingresos. En el caso del equilibrio a corto plazo, este existe a nivel global en los PIEA, PIA, PIMA, PIBJ y PIEB. Para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada país individual y para cada grupo de países, se estimó un modelo DOLS y PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente.

En general, los resultados muestran que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en la mayoría de países la relación es negativa. A nivel global, en los PIMB y PIBJ el vector es estadísticamente significativo, tanto con efecto y sin efecto de tiempo, y mantienen una relación negativa entre la desigualdad de ingresos y el PIB per cápita, lo cual es importante ya que significa que a medida que aumenta el PIB per cápita, la desigualdad de ingresos disminuye. En los PIA y PIMA el vector es estadísticamente significativo sin efecto del tiempo, teniendo una relación positiva entre las variables.

Finalmente, la prueba de causalidad muestra la existencia de una causalidad unidireccional que va del PIB per cápita hasta la desigualdad de ingresos, a nivel global, en los PIMA y PIB. Según estos resultados se pueden aplicar políticas, primero incremento del impuesto a la renta de manera que las personas con mayores ingresos aporten más al estado, y este pueda otorgar una retribución de la renta más equitativa, disminuyendo la desigualdad.

Segundo, incrementar la inversión en educación, que permita dar mayor igualdad de oportunidades a las personas y así puedan generar mayores ingresos que conlleve a la reducción de la desigualdad de ingresos; y tercero, crear mayores fuentes de empleo, que les permita a las personas una mayor remuneración y así tener acceso a una buena calidad de vida.

Referencias bibliográficas

- [1] Afesorgbor, S. K., & Mahadevan, R. (2016). The Impact of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States. *World Development*, 83(January 2015), 1-11.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [3] Atems, B. (2018). The Journal of Economic Asymmetries Regional heterogeneity in the relationship between inequality and growth: Evidence from panel vector autoregressions. *The Journal of Economic Asymmetries*, (January), 1-7.
- [4] Banerjee, A. V, & Duflo, E. (2003). *Inequality and Growth: What Can the Data Say?*, (1998), 267-299.
- [5] Belhaj, N. (2015). Economic Inequality in the Arab Region. *WORLD DEVELOPMENT*, 66, 532-556.
- [6] Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries, 32(March), 5-32.
- [7] Benjamin, D., Brandt, L., & Giles, J. (2011). DID HIGHER INEQUALITY IMPEDE GROWTH IN RURAL, 121, 1281-1309.
- [8] Biswas, S., Chakraborty, I., & Hai, R. (2017). INCOME INEQUALITY , TAX POLICY , AND ECONOMIC GROWTH *, 127(2000), 688-727.
- [9] Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Leite, P. G. (2008). Beyond Oaxaca - Blinder: Accounting for differences in household income distributions, 117-148.
- [10] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [11] Brueckner, M., & Lederman, D. (2018). Inequality and economic growth: the role of initial income. *Journal of Economic Growth*.
- [12] Bussemeyer, M. R., & Tober, T. (2015). European integration and the political economy of inequality.
- [13] Castello, A., & Domenech, R. (2008). HUMAN CAPITAL INEQUALITY , LIFE EXPECTANCY AND ECONOMIC GROWTH *, 118, 653-677.
- [14] Castello-Climent, A. (2010). Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation, (October 2007), 293-321.
- [15] Castello, A., & Domenech, R. (2002). Human Capital, Inequality and Economic Growth: some new evidence*, 112(1996), 187-200.
- [16] Chambers, D., & Krause, A. (2010). Is the relationship between inequality and growth affected by physical and human capital accumulation?, 153-172.
- [17] Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth, 57.
- [18] Dickey, D., & Fuller, W. A., (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [19] Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [20] Ezcurra, R., & Rodríguez-Pose, A. (2013). Does Economic Globalization affect Regional Inequality? A Cross-country Analysis, 52, 92-103.

- [21] Fishman, A. (2002). The Division of Labor , Inequality and Growth, 117–136.
- [22] Forbes, K. (2000). A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth, (1995).
- [23] Frank, M. (2009). Inequality and growth in the United States: evidence from a new state-level panel of income inequality measures.
- [24] Galbraith, J. K. (2009). Inequality , unemployment and growth: New measures for old controversies, 189–206.
- [25] García-Peñalosa, C. (2010). Income distribution , economic growth and European integration, 277–292.
- [26] Halter, D., Oechlin, M., & Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: the neglected time dimension, (December 2013), 81–104.
- [27] Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-figueroa, C., & Aristara, M. (2017). Linking Economic Complexity , Institutions , and Income Inequality, 93, 75–93.
- [28] Herzer, D., & Vollmer, S. (2012). Inequality and growth: evidence from panel cointegration, 489–503.
- [29] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [30] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [31] Iniguez-Montiel, A. J. (2014). Growth with Equity for the Development of Mexico: Poverty , Inequality , and Economic Growth (1992 – 2008). *WORLD DEVELOPMENT*, 59, 313–326.
- [32] Jaumotte, F., Lall, S., & Papageorgiou, C. (2013). Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalizationquest;, 61(2), 271–309.
- [33] Kaldor, N. (1955). Alternative theories of distribution. *The review of economic studies*, 23(2), 83-100.
- [34] Kennedy, T., Smyth, R., Valadkhani, A., & Chen, G. (2017). Does income inequality hinder economic growth? New evidence using Australian taxation statistics. *Economic Modelling*, (May), 1–9.
- [35] Keynes, J. M. (1982). *Activities 1929-1931: rethinking employment and unemployment policies*. Cambridge University Press for the Royal Economic Society.
- [36] Keynes, J. M. (1992). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. Fondo de cultura económica.
- [37] Knowles, S. (2010). *The Journal of Development Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data*, (February 2014), 37–41.
- [38] Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- [39] Lee, W., & Roemer, J. E. (1998). *Income Distribution , Redistributive Politics , and Economic Growth*, 240(September), 217–240.
- [40] Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [41] Lewis, A. (1994). *Economics of Development with unlimited supplies of Labour, The Economics of under development*. Ed: Agrawal, AN. And Singh, SP.
- [42] Lin, F., & Fu, D. (2016). Trade , Institution Quality and Income Inequality. *WORLD DEVELOPMENT*, 77(9144034), 129–142.
- [43] Lundberg, M., & Squire, L. (2003). *THE SIMULTANEOUS EVOLUTION OF GROWTH AND INEQUALITY **, 113(1994), 326–344.
- [44] Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- [45] Madsen, J. B., Islam, R., & Doucouliagos, H. (2017). *PT. European Economic Review*.
- [46] Mehic, A. (2018). Accepted cr t. *Structural Change and Economic Dynamics*.
- [47] Nissanke, M., & Thorbecke, E. (2010). *Globalization , Poverty , and Inequality in Latin America: Findings from Case Studies*. *World Development*, 38(6), 797–802.
- [48] Ortiz, I., & Cummins, M. (2012). *DESIGUALDAD GLOBAL: La distribución del ingreso en 141 países*. New York: United Nations Children’s Fund (UNICEF).
- [49] Panizza, U. G. O. (2002). *Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data*, 25–41.
- [50] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.

- [51] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [52] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [53] Pieters, J. (2010). Growth and Inequality in India: Analysis of an Extended Social Accounting Matrix. *World Development*, 38(3), 270-281.
- [54] Ram, R. A. T. (1988). Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U-Curve Hypothesis, (11), 1371-1376.
- [55] Rubin, A., & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *JOURNAL OF MACROECONOMICS*, (May).
- [56] Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 29(5), 2049-2057.
- [57] UNU-WIDER (2018). World Income Inequality Database (WIID).
- [58] Vanhoudt, P. (1997). Do Labor Market Policies and Growth Fundamentals Matter for Income in OECD Countries? *Inequality*, 44(3), 356-373.
- [59] Voitchovsky, S. (2005). Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?: of the Income Distribution, 273-296. Wan, G., Lu, M., & Chen, Z. (2006). The inequality - growth nexus in the short and long run: Empirical evidence from China, 34, 654-667.
- [60] Weinhold, D., Killick, E., & Go, S. (2013). Soybeans , Poverty and Inequality in the Brazilian Amazon, 52, 132-143.
- [61] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [62] Wooldridge, J.M., (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [63] World Bank, 2018. *World Development Indicators*. Washington D.C.
- [64] Yang, Y., & Greaney, T. M. (2016). Accepted us t. *Journal of Asian Economics*.

Deuda económica y su impacto en el producto per cápita: un análisis econométrico con datos de panel

Economic debt and its impact on per capita product: an econometric analysis with panel data

Mishel Piña¹ | Pablo Ponce¹

¹Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Correspondencia

Mishel Piña, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: misjel.pina@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Enero 2021

Fecha de aceptación

Junio 2021

Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es estudiar el efecto de la deuda externa total en relación al producto per cápita a nivel global y por grupo de países. Utilizamos datos del World Development Indicators durante 1990 - 2016. Aplicamos, el test de Hausman (1978) para elegir entre modelo de efectos fijos o aleatorios, una serie de pruebas para determinar la estacionariedad de los datos, además, estimamos la fuerza del vector de cointegración con el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS). Los resultados encontrados indican la existencia de un equilibrio en el corto y largo plazo. La fuerza del vector es débil en los PIEA y PIA, sin embargo, la relación de las dos variables, es positiva y estadísticamente significativa en la mayoría de los países. Nuestras implicaciones de política van encaminadas a establecer un órgano oficial para que estime e informe constantemente sobre el coeficiente promedio deuda/PIB para cada economía de acuerdo a los factores propios de cada país para que estos logren tener una sostenibilidad fiscal. Además, de realizar un seguimiento de la política fiscal que implementa cada país y analizar su consistencia temporal.

Palabras clave: Deuda externa; PIB; Cointegración; Datos de panel.

Códigos JEL: C23. H63. P44.

ABSTRACT

The objective of this research is to study the effect of the total external debt in relation to the per capita product at a global level and by group of countries. We use data from the World Development Indicators during 1990 - 2016. We apply the Hausman test (1978) to choose between a fixed or random effects model, a series of tests to determine the stationarity of the data, in addition, we estimate the strength of the vector of cointegration with the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) model and a Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) model. The results found indicate the existence of a balance in the short and long term. The force of the vector is weak in the PIEA and PIA, however, the relationship between the two variables is positive and statistically significant in most of the countries. Our policy implications are aimed at establishing an official body to constantly estimate and report on the average debt/GDP ratio for each economy according to the factors specific to each country so that they achieve fiscal sustainability. In addition, to monitor the fiscal policy implemented by each country and analyze its temporal consistency.

Keywords: External debt; GDP; Cointegration; Panel data, DOLS, Econometrics.

JEL codes: C23. H63. P44.

1 | INTRODUCCIÓN

La dinámica de la deuda externa es un determinante importante del entorno macroeconómico de una economía puesto que es un elemento principal para el progreso de muchos países en desarrollo. Sin embargo, hoy el endeudamiento es un problema grave y visible para varios países debido al incremento en los niveles de deuda. Según el Fondo Monetario Internacional (FMI, 2017), estimó que la deuda mundial asciende a *US164billones, monto que equivale a 125*

Los impactos generados por la deuda externa guardan estrecha relación con vínculos históricos generados en varios países y por las diferentes políticas aplicadas. Por tal motivo, resulta indispensable abordar la estructura de la deuda externa total a nivel global y por grupos de países en relación al producto per cápita. Estos impactos pueden ser positivos o negativos de acuerdo al manejo de la situación económica de cada país. Por ejemplo, Baum et al. (2012) y Zubaidi et al. (2016) encuentran que la deuda es sostenible y tiene efectos beneficiosos para el crecimiento económico cuando el nivel de deuda está por debajo de cierto umbral. Pasado cierto umbral la relación entre deuda y el crecimiento es negativamente correlacionado y la deuda podría volverse insostenible en el largo plazo. Ante ambas situaciones, está dado que cada país debe aplicar políticas apropiadas que les permita enfrentar las problemáticas que trae consigo la deuda, teniendo presente los hallazgos de Eberhardt y Presbitero (2015), quienes establecen que las políticas apropiadas para un país pueden ser equivocadas para otro.

Este artículo estudia el impacto económico de la deuda externa en relación al PIB a nivel global durante el periodo 1990 – 2016. Las variables tomadas han sido la deuda externa total que comprende la deuda a largo plazo pública, con garantía pública, y privada no garantizada, el uso del crédito del FMI y la deuda a corto plazo. Y, el Producto Bruto Interno per cápita, que es la relación entre el valor total de todos los bienes y servicios finales generados durante un año por la economía de cada país y el número de sus habitantes en ese año. Los resultados encontrados indican la existencia de un equilibrio en el corto y largo plazo. La fuerza del vector es débil en los PIEA y PIA, sin embargo, la relación de las dos variables, es positiva y estadísticamente significativa en la mayoría de los países. La estrategia econométrica utilizada fue la siguiente: primero aplicamos el test de Hausman (1978) para elegir entre un modelo de efectos fijos y aleatorios. Para determinar la estacionariedad de los datos se realiza un análisis usando los test de Dickey-Fuller (1979), la prueba de Phillips Perron (1988), Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y la prueba de Breitung (2002) que se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria. Para determinar la existencia de largo plazo y los vectores de equilibrio a corto plazo se estimaron utilizando las técnicas de cointegración de Pedroni (1999) y modelos de corrección de errores de Westerland (2007), respectivamente. Finalmente se aplicó la prueba de causalidad de Granger. Los resultados contribuyen a la convicción de que la sostenibilidad del endeudamiento público depende en gran medida de las políticas fiscales que maneja cada país. Además, esta investigación intenta plantear una política que le permita a los diferentes gobiernos tomar medidas para que mantengan una posición financiera solvente.

El presente estudio está organizado en cinco secciones. La primera sección contiene la introducción, la segunda contiene la revisión de la literatura previa. La tercera sección presenta los datos y la metodología econométrica aplicada. La cuarta sección discute los resultados obtenidos luego de haber aplicado el modelo econométrico. Finalmente, la quinta sección presenta las conclusiones e implicaciones de política.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA

Según la teoría, la relación entre deuda y PIB es el cociente entre la deuda de un país y su producto interno bruto. Una baja relación entre deuda y PIB indica que una economía produce y vende bienes y servicios suficientes para pagar sus deudas sin incurrir en más deuda. Sin embargo, cuando los índices de endeudamiento son muy altos, su reducción tendría efectos positivos para el crecimiento económico en el largo plazo. Por otro lado, cuando hay niveles bajos de deuda, reducirla tendría un efecto perjudicial en el impacto del crecimiento económico en el corto plazo mientras que en el largo plazo puede diferir. Por lo que Baum et al. (2012) defienden el aumento de deuda con motivos de estímulo económico solo cuando la deuda inicial está por debajo de un cierto umbral.

Gran parte de la literatura ha investigado esta relación, identificando las causas que tiene la deuda sobre el PIB en los diferentes tiempos, los mismos que clasificamos en dos grupos. El primer grupo compila estudios que muestra la relación positiva y negativa entre deuda y PIB, además de la inversión gubernamental y el segundo muestra investigaciones que enfocan sus estudios para la misma relación incorporando otros agregados macroeconómicos. En este contexto, Chen et al. (2016) en su estudio sobre la inversión gubernamental óptima y deuda pública en un modelo de crecimiento económico determinan que la inversión del gobierno tiene efectos positivos en el crecimiento económico en países pobres, de ingresos medios bajos, de ingresos medios y economías de ingresos medios altos con mucha, deuda, pero los países de ingresos altos tienen un efecto negativo en su crecimiento económico. Estos resultados pueden entenderse con los encontrados por Zubaidi et al. (2016), donde menciona que si la deuda pública excede un cierto nivel de umbral (superior al 55 % del producto interno bruto), es negativamente correlacionado con la actividad económica. Por tanto, el gobierno debería reducir los déficits solo si se excede un cierto nivel, para garantizar la sostenibilidad a largo plazo. De tal forma que el gobierno obtendría resultados favorables al buscar maneras para disminuir la carga de deuda externa del país, esto requiere probablemente un crecimiento del PIB tal que la relación deuda/producto se reduzca menos del 9.63 % (Flores et al., 2017). Desde un enfoque de la literatura actual de identificar los umbrales, Greiner (2011) sugiere que la optimización del nivel de deuda pública oscila entre el 43 % y el 63 % del PIB.

Esta dado que los niveles de deuda no deben pasar cierto umbral, sin embargo, en países como China, según Cuestas, y Regis (2017) la dinámica de su deuda muestra que la relación deuda/PIB cruza el 20 % del umbral en 1999. Se situó en torno al 30 % desde principios de la década de 2000 hasta recientemente cuando subió por encima del 50 %. Esto implica que las autoridades chinas han estado acumulando deudas de una manera que podría representar un peligro para la estabilidad de las finanzas públicas. Sin embargo, puede haber subperiodos cuando las autoridades han logrado mantener la relación deuda/PIB bajo control. Vinculado a estos resultados, Minea y Parent (2012) mediante el modelo de regresión de umbral uniforme de panel encuentra que hay un efecto negativo de la deuda pública sobre el crecimiento cuando el nivel de la deuda se encuentra entre el 90 % y el 115 % del PIB. Por tanto, para algunos países con relación deuda/PIB superior al 90 % puede traer consecuencias adversas al crecimiento. Por tanto, la relación entre deuda y el producto per cápita puede ser negativa en ciertos países, tal es el caso de la India, donde una mayor deuda pública, independientemente de su origen, implica una reducción en el crecimiento económico en el largo plazo según Prasas, y Narayan (2014). Este caso no es particular en este país, donde la mayoría de los préstamos del gobierno son utilizados en el gasto de consumo y muy pocas porciones van hacia la formación de capital productivo.

Los niveles de deuda actuales según Fournier y Fall (2017), son sostenibles sin un cambio en el comportamiento del gobierno en la zona del euro. Sin embargo, las políticas que se mantienen en este país no pueden ser aplicadas en otros países porque pueden resultar equivocadas (Eberhardt y Presbitero, 2015), ya que los resultados son extremadamente sensibles a la dimensión temporal y a la cobertura de país considerada (Égert, 2015). Es por eso que Gnegne y Jawadi (2013) señala que es importante conocer que las deudas públicas varían significativamente de acuerdo con el régimen y que un régimen puede ser inducido por factores macroeconómicos específicos. Por ejemplo, entre otras medidas, las sugeridas por Baltas (2013), para Estados Unidos y las economías europeas el gobierno debe hacer mayor énfasis en la economía de la demanda y el crecimiento económico, llevando a una economía a un círculo vicioso de deuda para alcanzar su recuperación económica.

En el siguiente apartado otros países como Italia, la acumulación de la deuda pública reside en el desequilibrio fiscal extraordinario de las regiones del sur, por tanto, la descentralización sin responsabilidad fiscal es un hecho insostenible. En este sentido, las implicaciones de política según Buiatti et al. (2013) se direccionen al tipo de reformas institucionales. En otro estudio, Gogas et al. (2014), investigan la relación a largo plazo entre la deuda pública y el consumo privado con el fin de probar la validez potencial de RE, encontrando que la falta de proporcionar evidencia histórica a favor de la propuesta RE insta de equilibrar los presupuestos del gobierno y el servicio de la deuda pública al momento de la creación en lugar de atenderlos luego. Otros factores que se relacionan con la deuda son la contaminación y los impuestos ambientales, según Halkos y Papageorgiou (2018), la acumulación de la deuda pública puede producir desutilidad y la acumulación en el tiempo debe ser económicamente sostenible. Sin embargo, muestran que la condiciones bajo las cuales el conflicto es más intenso, se da en ambos casos por el precio sombra de los daños ambientales.

Según Jaramillo y Kimani (2017), los grandes picos de la deuda pública también están impulsados por ajustes de flujo de acciones considerables (ASF), en lugar de déficits primarios o disminuciones en el rendimiento. Además, de verse influenciada por la calidad de las instituciones que tiene cada país como sostienen Kortellos et al. (2013). Los países en los cuales las instituciones tienen un nivel de calidad elevado, la deuda se mantiene en un nivel neutro y hay un crecimiento significativo, mientras que si el nivel de la institución es de baja calidad la deuda lleva a un crecimiento menor. La existencia de una institución de alta calidad permitiría que el riesgo de los niveles altos de deuda pública reduzca la acumulación de capital y el crecimiento de la productividad a largo plazo como argumenta Cecchetti et al. (2011). Por otro lado, en Europa, Matesanz y Ortega (2015) estudian los efectos de la crisis financiera mundial sobre la deuda pública a nivel global y en comunidades, determinando que

la crisis es otra variable potencial que impulsa la nueva aparición de grupos organizados por niveles de deuda entre sí. La literatura teórica y empírica mencionada ha distinguido entre varias variables para describir la acumulación o disminución de la deuda, y determinan que las políticas que se implementan varían para cada economía de acuerdo sus características.

Los aportes de las diferentes teorías citadas permiten destacar la importancia de evaluar la sostenibilidad del endeudamiento público, misma que está en función de la generación de recursos, actuales y futuros, que permitan servir la deuda pública adquirida sin comprometer la situación patrimonial de la economía. Desde este punto de vista, está claro que el gobierno de cada país puede incurrir en déficit fiscales siempre y cuando este mantenga su capacidad de poder cumplir con sus obligaciones (Fernández, 2001). Además, cada país debe tener en cuenta que mientras menor sea el crecimiento económico y mayor sea el costo del endeudamiento se requerirá de un mayor esfuerzo por parte del gobierno para generar un ahorro y no poner en riesgo la estabilidad del sistema financiero.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Los datos de panel utilizados han sido obtenidos del World Development Indicators (WDI), base de datos emitida por el Banco Mundial (2017). Las variables tomadas son la deuda externa acumulada total a precios actuales y el PIB per cápita a precios actuales, durante el periodo 1990 - 2016. La variable dependiente es la deuda externa que es la suma de las deudas que tiene un país con entidades extranjeras y se compone de deuda externa (la contraída por el Estado) y deuda privada (la contraída por empresas y particulares). La variable independiente es el PIB per cápita que mide la relación existente entre el nivel de renta de un país y su población. Además, agrupamos los países por niveles de ingresos planteando nuevos niveles de umbrales los mismo que fueron modificados basándonos en los umbrales actualizados planteados por el Banco Mundial.

La Tabla 1, muestra los estadísticos descriptivos de los países a nivel global para los 120 países y para los países agrupados por regiones. Este modelo presenta un panel estrictamente balanceado de 3240 observaciones. La desviación estándar between del producto per capita es aproximadamente de 1,49, lo cual representa casi tres veces la variación within que es 0,54. Con relación a la deuda, la variación between es de 2,49 aproximadamente y la variación within es de 0,3 aproximadamente, por tanto, existe mayor variabilidad entre los países que dentro de los países.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables.

Variable		Mean	Std. Dev.	Min.	Max.	N
Log PIB (PIB per cápita)	Overall	7.66	1.58	4.17	11.68	N = 3240
	Between		1.49	5.20	11.16	n = 120
	Within		0.54	5.01	9.71	T = 27
Log Deuda (Deuda externa acumulada, total)	Overall	21.68	2.59	5.33	28.20	N = 3240
	Between		2.49	7.98	26.33	n = 120
	Within		0.73	15.60	24.26	T = 27

Previo al análisis econométrico, realizamos un análisis descriptivo y de correlación de las variables. La Figura 1, muestra la dispersión entre la deuda externa y el PIB y señala una relación negativa entre las variables. Los resultados de la Figura 2, sugieren que los países agrupados por ingresos, los países de ingresos extremadamente

altos y de ingresos altos tienen una relación negativa entre ambas variables, mientras que los países de ingresos medios altos, medios bajos, bajos y extremadamente bajos tienen una relación positiva entre las dos variables en términos per cápita.

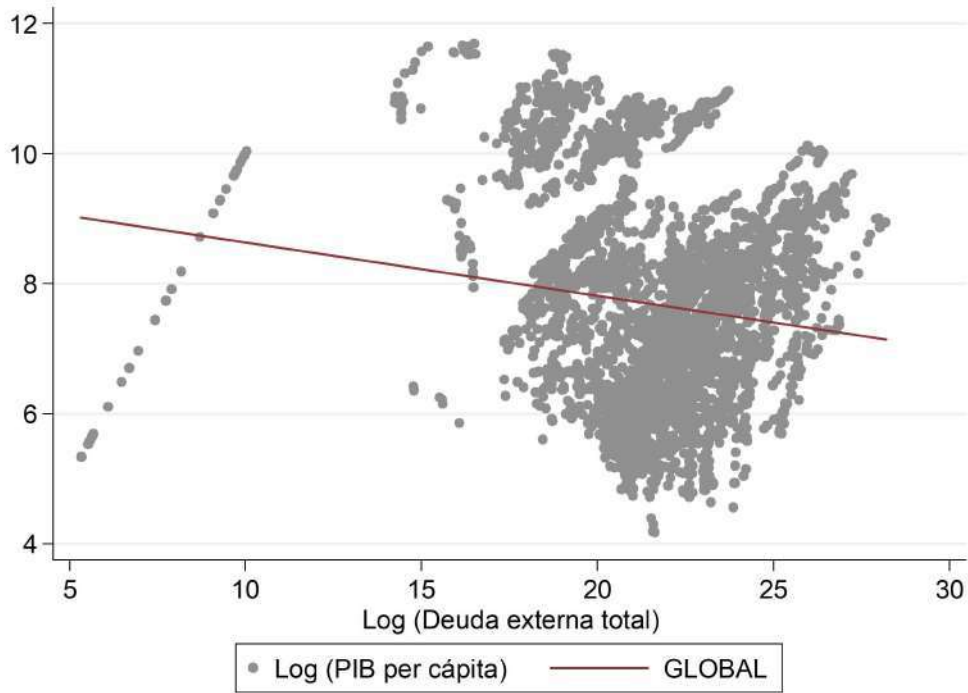


Figura 1. Correlación entre la deuda externa y el producto per cápita.

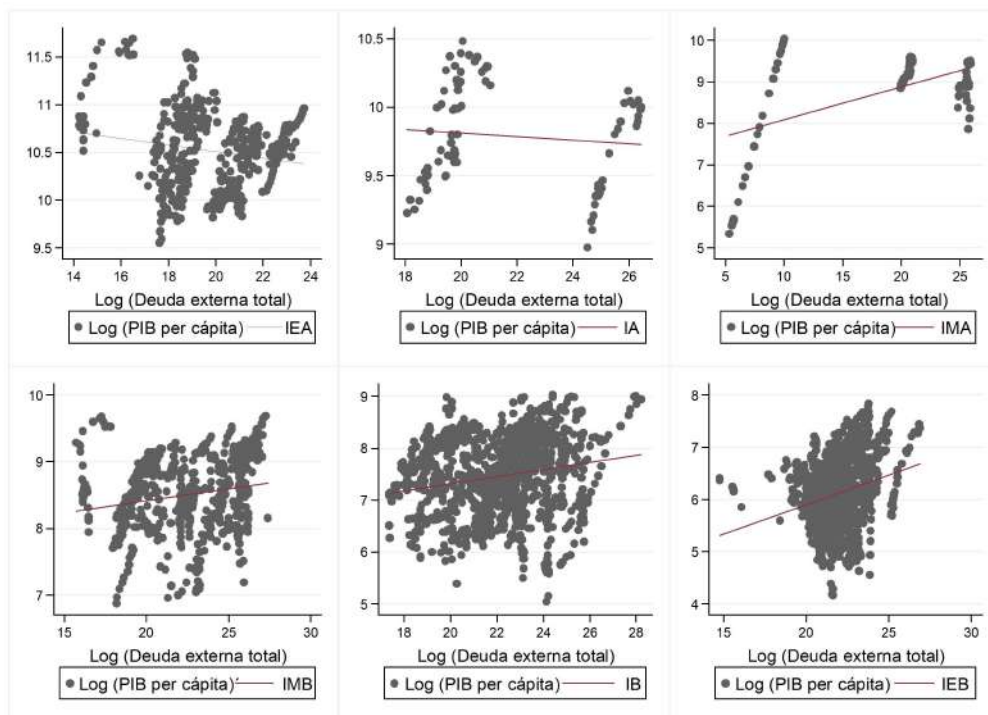


Figura 2. Correlación entre la deuda externa y el producto per cápita por grupos.

3.2 | Metodología

Los datos de panel tienen una estructura que contiene una amplia información, por tener observaciones de unidades individuales

a través del tiempo. Su estructura básica nos permite verificar la relación entre la deuda externa total y el producto per cápita a nivel global y por grupos de países. Por tanto, el modelo general de regresión lineal con datos de panel se puede representar como:

$$\text{Log}(DE_{i,t}) = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \text{Log}(GDP_{i,t}) + \theta_{i,t} \quad (1)$$

Donde DE es la deuda externa total y GDP el PIB per cápita. El subíndice i se refiere al número de países, y t se refiere a la serie de tiempo que llega hasta el periodo T . Las letras griegas representan los parámetros del modelo que recogen elementos particulares de las variables que se presumen cambian a través del tiempo. Partiendo de un análisis específico, implementamos pruebas de cointegración para el conjunto de datos de panel que permiten el uso de más observaciones y, por tanto, más grados de libertad en las estadísticas de prueba y la potencia adecuada para las pruebas correspondientes a rechazar una posible falsa hipótesis nula. Otra ventaja de un enfoque de panel puede ser la reducción de la multicolinealidad entre las variables (Hsiao, 2002). Existe una variedad de pruebas de raíz unitaria en panel que comprenden el equivalente multivariado a las pruebas de raíz unitarias univariadas estándar, como las pruebas Dickey y Fuller Augmented (1981) y Phillips y Perron (1988), sin embargo, también se ha tomado en cuenta diversas pruebas sobre raíces unitarias en panel sugeridas por Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y con extensiones y ajustes más recientes la prueba de Breitung (2002), para verificar nuestros resultados. Estas pruebas consideran como hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria (es decir, la no estacionariedad) y prueban contra la alternativa de estacionariedad. A la expresión autoregresiva le damos un enfoque básico para probar la existencia de una raíz unitaria con el siguiente modelo:

$$y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{j=2}^p \beta_j y_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

Las pruebas de Levin et al. (2002) y Breitung (2000) prueban la hipótesis nula de existencia de raíz de unidad homogénea común, mientras que Im et al. (2003) y las pruebas tipo Fisher usando pruebas ADF y PP examinan el individuo heterogéneo de la hipótesis nula. En la ecuación 2, cuando el resultado es significativo, se puede concluir que al menos uno de las series tiene el problema de raíz unitaria. Para determinar la existencia de equilibrio a corto y largo plazo entre las variables de análisis utilizamos la prueba de cointegración planteada por Pedroni (1999), quien emplea un enfoque uniecuacional donde la hipótesis es que no existe cointegración entre las variables en cuestión. Esta prueba se la estima en base a la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{n=1}^{j-1} X_{it-j} + \sum_{j=1}^{n-1} w_{ij} y_{i,t-j} + \pi ECT_{t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde, $y_{i,t}$ representa la variable dependiente del país i en el periodo t . β , w y π son los parámetros a estimar y el término ECT_{t-1} es el vector de cointegración que determina si hay o no equilibrio en el largo plazo y finalmente $\epsilon_{i,t}$ que es el término de error aleatorio estacionario con media cero. Para determinar la existencia de equilibrio en el corto plazo usamos la prueba de Westerlund (2007) a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \delta_i \delta_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{i,j} X_{i,t-j} + \epsilon_{i,j} \quad (4)$$

Donde t representa los periodos y la i el número de países. El componente determinístico está dado por d_t , el vector $X_{i,t}$ es aleatorio e independiente de $\epsilon_{i,t}$. Esta prueba nos permite ver la fuerza de equilibrio que tiene el vector entre la deuda externa total y el producto per cápita. Además, para estimar la fuerza de la relación entre las variables en estudio para cada país se estimó un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para la región en su conjunto o para grupos de países a través del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). Para los cuales se planteó la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \delta_i + \delta_i X_{i,t} + \sum_{j=-p}^p y_{i,t} \Delta X_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

En la ecuación dada (5) se muestra el procedimiento de estimación del vector de los parámetros de interés en paneles de datos para modelos homogéneos estimada por DOLPS y PDOSL como lo antes mencionado, donde y , representa el producto per cápita, i representa el número de países y t mide el tiempo. Finalmente, utilizamos la prueba de causalidad de Granger (1969) que sugiere una noción de causalidad basada en la asimetría de los esquemas de correlación. Es decir, permite determinar si la variable x causa a la variable y , o viceversa (Hugo, 1986). Para lo cual se establece la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \delta_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k + y_{i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k X_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

La investigación analiza el impacto económico que tiene la deuda externa total sobre el PIB per cápita a nivel global y en los países agrupados por niveles de ingresos durante el periodo 1990 - 2016. El conjunto de datos consiste en los logaritmos naturales de observaciones anuales reales de 1990 a 2016 sobre la deuda eterna y el producto per cápita para 120 países. Primero aplicamos el test de Hausman (1978) para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios, para determinar la estacionariedad de los datos se realiza un análisis usando los test de Dickey-Fuller (1979), la prueba de Phillips Perron (1988), The Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y la prueba de Breitung (2002) que se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria. Utilizando las técnicas de cointegración de Pedroni (1999) para estimar la existencia de los vectores de equilibrio en el corto y largo plazo, además, de los modelos de corrección de errores de Westerlund (2007). Para medir la fuerza del vector de cointegración para cada país y grupos de países se estimó los modelos DOLS y PDOLS propuestos por Pedroni (2001) y finalmente se aplicó la prueba de causalidad de Granger.

4.1 | Prueba de efectos fijos y aleatorios

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación a través de la prueba de Hausman (1978) a nivel global y por grupos de países.

Según la prueba de Hausman (1978) se estimó a nivel Global, por países de ingresos bajos, medios bajos, medios altos, de ingresos altos y por países extremadamente altos con RE y para los países de ingresos extremadamente bajos con FE. Para esta prueba los resultados están expresados en logaritmos. Los resultados indican una

relación positiva y estadísticamente significativa entre las variables tanto a nivel global como por grupo de países. Los países de ingresos medios altos, son los que mayor dependencia tienen de la deuda externa, mientras que los países de ingresos extremadamente bajos son los que mantienen una menor dependencia.

Tabla 2. Relación entre deuda externa y el PIB per capita.

	GLOBAL	PIEB	PIB	PIMB	PIMA	PIA	PIEA
Ideuda	0.423*** (39.44)	0.185*** (7.94)	0.377*** (21.93)	0.307*** (17.74)	0.583*** (10.55)	0.250*** (6.45)	0.235*** (11.57)
Constant	-1.498*** (-5.56)	2.057*** (4.03)	-0.886* (-2.29)	1.631*** (4.14)	-1.796 (-1.52)	4.408*** (5.19)	5.907*** (14.63)
Observations	3240	1053	1080	540	81	81	405

Nota: t estadísticos en paréntesis *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

4.2 | Test de raíces unitarias

La Tabla 3 muestra las pruebas de raíz unitaria en niveles y en primeras diferencias para las variables deuda externa total y producto per cápita con primeras diferencias. Ambas variables se expresan en logaritmos. Usamos cinco pruebas que aseguran una alta consistencia confirmando que las series no tienen el problema de la raíz unitaria. Estas pruebas corresponden a los tests de Levine, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003) y las pruebas paramétricas y tipo Fisher de Dickey y Fuller (1981), Phillips y Perron (1988) y finalmente la de Breitung (2002) que se basa en la homogeneidad de a raíz unitaria.

Las cinco pruebas son consistentes y señalan que las series tienen un orden de integración I (0). Al igual que el estudio presentado por Tourinho, Reis y Goulart (2013) sobre la deuda pública en Brasil, esta investigación implementa varias pruebas de raíz unitaria con la finalidad de tener resultados concisos y descartar que se trate de una regresión espuria. Además, la verificación de la estacionariedad es un factor importante para pronosticar que procesos deben adoptarse para realizar predicciones más precisas y conocer las propiedades dinámicas de las variables (Diebold y Kilian, 2000).

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria en niveles y en primeras diferencias.

		LL	UB	IPS	ADF	PP					
		Niveles					Primeras diferencias				
GLOBAL	PIB	-30.15	-8.13	-29.70	-1.71	-27.92	-31.00	-7.42	-32.66	-8.14	-33.18
	DEUDA	-42.72	-4.91	-36.20	-9.10	-30.42	-42.03	-3.57	-36.53	-8.44	-33.29
PIEA	PIB	-6.37	-3.19	-6.07	-0.68	-8.00	-10.60	-2.13	-11.64	-4.13	-12.48
	DEUDA	-8.12	-5.64	-9.59	0.42	-7.54	-8.94	-4.50	-14.87	-2.07	-15.32
PIA	PIB	-1.21	-1.51	-1.13	0.85	-3.48	-5.61	-0.88	-6.01	-1.38	-7.03
	DEUDA	-5.06	-0.95	-3.95	1.24	-3.31	-5.04	0.35	-4.16	-0.39	-4.52
PIMA	PIB	-4.53	-3.16	-4.45	-0.63	-3.85	-5.70	-2.28	-4.84	0.40	-4.60
	DEUDA	-14.14	-2.07	-4.93	-0.42	-4.46	-13.74	-2.41	-4.30	0.80	-3.84
PIMB	PIB	-12.44	-3.65	-12.83	-1.13	-11.88	-15.27	-4.16	-14.36	-2.34	-12.59
	DEUDA	-14.14	-4.20	-14.63	-3.77	-13.89	-13.74	-4.29	-15.07	-3.10	-15.33
PIB	PIB	-16.63	-4.38	-16.19	0.28	-14.79	-16.31	-4.39	-16.37	-2.95	-16.49
	DEUDA	-16.85	-3.01	-16.26	-4.00	-14.96	-16.01	-2.50	-15.61	-4.16	-15.95
PIEB	PIB	-20.95	-4.34	-21.29	-2.11	-18.48	-21.61	-3.58	-24.49	-6.87	-23.75
	DEUDA	-36.41	-0.88	-28.11	-9.70	-21.42	-31.14	0.47	-26.30	-9.00	-22.98

Note: T statistic with *p < 0.005

4.3 | Test de cointegración de Pedroni

En la Tabla 4 presentamos los resultados de la prueba de cointegración Pedroni (1999) en los datos del panel. Los hallazgos indican que las dos series se mueven juntas y simultáneamente en el tiempo. Esta categoría incluye cuatro estadísticas: panel v-estadístico, panel

estadística, panel PP-estadística y panel ADF-estadística. La segunda categoría incluye el grupo -estadística, grupo estadístico PP y grupo ADF-estadística. De los cuales solo se ha reportado en la Tabla el panel PP-estadística, panel ADF-estadística, grupo estadístico PP y grupo ADF-estadística para su respectivo análisis. Estas estadísticas se basan en los promedios de los coeficientes autoregresivos indivi-

duales de las pruebas de raíz unitarias individuales para cada país en el panel. Los cuatro estadísticos indican que existe un equilibrio de largo plazo entre el producto per cápita y la deuda externa, por tanto,

las dos series se mueven de forma conjunta y simultáneamente en el tiempo.

Tabla 4. *Tabla 4. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni.*

	GLOBAL	PIEB	PIB	PIMB	PIMA	PIA	PIEA
Panel PP	-34.01***	-25.72***	-17.36**	-12.22**	-4.89**	-8.32**	-13.56**
Panel ADF	-24.43***	-20.6***	-13.67**	-7.25**	-4.70**	-6.80**	-11.51**
Grupo PP	-35.94***	-27.97***	-17.47**	-12.57**	-4.81**	-8.47**	-13.78**
Grupo ADF	-22.25***	-17.87**	-12.12**	-7.47**	-4.61**	-6.11**	-11.04**

Note: Note: t statistics in parentheses ** p <0.01, *** p <0.001.

Estos resultados difieren de los encontrados por Panizza y Presbitero (2014) donde encuentra una correlación negativa entre la deuda y el crecimiento, sin embargo, esta relación desaparece cuando corrigen la endogeneidad. Esta correlación negativa entre las variables a veces se usa para justificar políticas que asumen que la deuda tiene un efecto negativo en el crecimiento económico.

4.4 | Modelo de error vectorial por Westerlund

La Tabla 5 indica los resultados del modelo de error vectorial del panel VECM propuesto por Westerlund (2007), que muestra la ausen-

cia o presencia de determinación de cointegración a nivel global y por niveles de ingreso. Esta categoría incluye cuatro estadísticas: panel v-estadístico, panel -estadística, panel PP-estadística y panel ADF-estadística. La segunda categoría incluye el grupo -estadística, grupo estadístico PP y grupo ADF-estadística. De los cuales solo se ha reportado en la Tabla el panel PP-estadística, panel ADF-estadística, grupo estadístico PP y grupo ADF-estadística para su respectivo análisis. Estas estadísticas se basan en los promedios de los coeficientes autoregresivos individuales de las pruebas de raíz unitarias individuales para cada país en el panel.

Tabla 4. *Tabla 4. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni.*

	Statistic	Value	Z-value	P-value
GLOBAL	Gt	-3.935	-21.543	0.000
	Ga	-21.245	-15.393	0.000
	Pt	-42.532	-22.582	0.000
	Pa	-23.125	-25.988	0.000
PIEA	Gt	-4.021	-8.029	0.000
	Ga	-19.591	-4.479	0.000
	Pt	-14.003	-6.779	0.000
	Pa	-22.457	-8.755	0.000
PIA	Gt	-3.742	-2.989	0.001
	Ga	-17.453	-1.447	0.074
	Pt	-4.210	-0.641	0.261
	Pa	-17.600	-2.507	0.006
PIMA	Gt	-3.259	-1.948	0.026
	Ga	-12.529	-0.164	0.435
	Pt	-6.253	-3.020	0.001
	Pa	-21.273	-3.572	0.000
PIMB	Gt	-4.425	-11.523	0.000
	Ga	-22.153	-6.894	0.000
	Pt	-19.071	-11.207	0.000
	Pa	-20.858	-8.913	0.000
PIB	Gt	-3.670	-10.345	0.000
	Ga	-20.480	-8.160	0.000
	Pt	-23.646	-11.978	0.000
	Pa	-21.368	-13.145	0.000
PIEB	Gt	-3.973	-12.578	0.000
	Ga	-23.163	-10.576	0.000
	Pt	-25.254	-14.046	0.000
	Pa	-26.106	-17.933	0.000

4.5 | Cointegración de Pedroni (2001) DOLS

La Tabla 6 muestra los resultados del modelo DOLS para los grupos de países de forma individual con efectos fijos del tiempo. Aunque la fuerza del vector es débil en los PIEA y PIA, la relación de las dos variables del modelo, es positiva y estadísticamente significativa en la mayoría de los países. En los PIMA, la fuerza del vector es contundente en Argentina y Guinea Ecuatorial, pero estadísticamente no significativa. En los PIMB la fuerza del vector es contundente en Federación de Rusia, Turquía, Malasia y Sudáfrica. Por otro lado, de los países de PIB, Egipto es el único país que tiene fuerza del vector estadísticamente significativa, sin embargo, al incorporar la variable dummy el efecto se vuelve negativo. De manera similar ocurre con Bangladesh y Zimbabwe, dos países de ingresos extremadamente bajos. En general, estos resultados sugieren que los incrementos de la

deuda externa tienden a tener un efecto positivo en el producto per cápita. Al incorporar una variable dummy del tiempo, los resultados de los PIEA, se mantienen. Sin embargo, algunos de los países de los PIA y PIMA, cobran significancia estadística. Razón por la cual se puede considerar que las economías son sostenibles en el corto y largo plazo de acuerdo al nivel de crecimiento económico que vayan alcanzando. Además, de respetar el nivel de umbral expuesto para no elevar el riesgo soberano a un nivel insostenible. Sin embargo, los niveles de sostenibilidad manifestados en los resultados no son iguales en todas las economías, por ejemplo, Tran (2017) en un análisis sobre economías emergentes, encuentra que para los países latinoamericanos la sostenibilidad fiscal es mucho más desafiante, pues en tiempos de gran deuda, se enfrentan a un mayor riesgo de incumplimiento debido a que su prima de riesgo soberano responde más fuerte al aumento de la deuda, por tanto, requieren fomentar medidas estrictas en sus políticas fiscales.

Tabla 6. Resultados del método DOLS para países individuales, PIEA, PIA y PIMA

PIEA					PIA					PIMA				
País	WD		WOD		País	WD		WOD		País	WD		WOD	
	Beta	T-stat	Beta	T-stat		Beta	T-stat	Beta	T-stat		Beta	T-stat	Beta	T-stat
Estados Unidos	-0,2	-1,72	1,03	2,46	España	-0,45	-1,3	0,12	0,71	Argentina	-1,27	-1,4	0,77	1,69
Canadá	0,2	0,78	0,89	1,98	Grecia	1,02	3,58	0,53	2,82	Antigua y barbuda	0,06	0,15	0,69	2,22
Luxemburgo	0,14	1,23	0,16	1,41	Portugal	0,38	1,32	-1,03	-2,11	Guinea Ecuatorial	1	5,91e+15	0,76	3,53
Italia	0,8	3,31	0,12	0,33										
Irlanda	-0,4	-2,68	-0,57	-5,14										
Dinamarca	0,3	0,81	-0,3	-0,89										
Reino unido	-0,23	-0,72	0,56	1,05										
Noruega	0,64	3,93	0,22	1,72										
Japón	0,36	2,24	0,14	0,5										
Francia	0,71	3,59	0,15	0,4										
Alemania	0,69	3,49	-0,55	-1,87										
Suecia	0,03	0,1	-0,15	-0,79										
Australia	0,09	0,63	0,19	1,62										
Finlandia	0,45	1,22	0,42	2,26										
Austria	0,64	4,75	0,57	1,52										

Tabla 7. Resultados del método DOLS para países individuales, PIEA, PIA y PIMA

PIMB	PIB				PIEB									
	Beta	T-stat	Beta	t-stat	Beta	t-stat	Beta	t-stat						
Brasil	0,08	0,18	0,17	0,6	Belice	0,06	0,92	0,28	1,74	Haiti	-0,04	-0,08	-0,09	-0,22
Costa Rica	0,23	1,23	-0,12	-0,5	Bolivia	0,51	0,81	-0,15	-0,26	Bangladesh	1,01	2,85	-1,03	-5,85
México	0,04	0,09	-0,57	-0,06	Colombia	-0,11	-0,28	0,13	0,23	India	0,45	2,38	-0,27	-2,02
Panamá	0,24	4,12	0,13	0,9	Ecuador	-0,15	-0,3	-0,06	-0,19	Kirguistán	0,79	2,07	-0,28	-1,03
Dominica	-0,05	-0,32	0,17	1,56	Guatemala	0,16	0,89	-0,38	-3,74	Camboya	-0,01	-0,04	0,12	0,91
Granada	0,13	0,89	0,12	1,04	Guyana	0,09	0,23	-0,35	-1,08	Nepal	0,62	0,52	-0,21	-0,66
Santa Lucía	0,2	1,06	0,08	0,91	Honduras	-0,1	-0,9	0,33	0,91	Pakistán	0,57	1,1	-0,25	-1,88
San Vicente	0,03	0,1	0,62	4,41	Nicaragua	-0,28	-0,83	-0,44	-1,09	Tayikistán	0,03	0,19	-0,17	-1,3
Rumania	0,7	4,74	0,51	4,47	Perú	0,94	2,06	1,02	2,38	Uzbekistán	0,46	1,5	0,87	4,45
Rusia	1,43	2,49	0,8	1,21	Paraguay	0,37	0,87	-0,26	-1,37	Viet Nam	0,22	1,62	-0,16	-1,12
Turquía	1,74	2,42	0,89	1,72	El Salvador	-0,05	-0,23	0,23	1,43	Yemen, Rep. del	0,21	0,39	0,13	0,57
Bulgaria	0,54	4,16	0,44	3,09	Rep. Dominicana	0,23	0,93	-0,18	-0,56	Burundi	-0,37	-1,32	-0,12	-0,76
Maldivas	0,23	2,09	-0,16	-0,87	Jamaica	-0,37	-1,87	-0,63	-3,42	Benin	-0,3	-1,25	0,01	0,06
Malasia	1,35	4,41	1	2,87	Albania	0,09	0,26	0,16	0,47	Burkina Faso	-0,61	-1,32	0,38	0,88
Libano	0,03	0,16	0,14	0,77	Belarus	0,61	1,9	0,32	1,22	Rep. Centroafr.	-1,01	-2,54	-0,07	-0,29
Botswana	-0,04	-0,41	-0,08	-1,32	Ucrania	0,54	1,87	0,21	1,23	Côte d'Ivoire	-0,03	-0,06	-0,14	-0,68
Gabón	-0,55	-1,59	-0,14	-0,96	Bhután	-0,29	-1,58	0	-0,02	Congo	-1,35	-1,82	-0,44	-0,69
Mauricio	-0,01	-0,3	0,05	1,94	China	0,48	1,79	0,08	0,3	Comoras	-0,13	-0,17	0,2	1,01
Sudáfrica	1,02	3,27	0,95	2,81	Indonesia	-0,16	-0,27	-0,8	-0,91	Etiopía	0,11	0,5	0,22	1,76
Chile	-0,24	-0,97	-0,17	-1,07	Sri Lanka	0,63	3,25	0,39	1,72	Ghana	-0,37	-0,77	-0,17	-0,42
					Mongolia	0,25	0,76	0,2	0,83	Gambia	-0,91	-3,09	-0,37	-1,11
					Filipinas	-0,78	-1,75	0	0,01	Guinea-Bissau	0,19	1	0,17	0,91
					Tailandia	0,14	1,14	0,15	1,1	Kenya	0,48	1,04	-0,5	-1,54
					Turkmenistán	-0,52	-13,68	-0,37	-5,49	Liberia	-0,22	-1,16	-0,09	-0,42
					Georgia	0,4	1,86	0,12	1,02	Lesotho	-1,18	-1,17	-2,34	-2,44
					Armenia	-0,41	-0,93	0,15	0,44	Madagascar	-0,17	-0,96	0,72	2,5
					Azerbaiján	-0,15	-0,63	-0,16	-0,66	Malí	-0,41	-1,4	0,41	1,09
					Jordania	-0,19	-0,67	0,33	1,58	Mozambique	0,14	0,67	-0,01	-0,04
					Angola	0,14	0,23	-0,01	-0,01	Mauritania	-0,13	-0,26	-0,08	-0,23
					Camerún	-0,4	-1,97	-0,2	-0,83	Malawi	-0,29	-0,93	0,07	0,18
					Cabo Verde	-1,14	-1,61	1,31	1,69	Níger	-0,17	-0,88	-0,01	-0,13
					Djibouti	0,31	1,27	-0,22	-1,38	Rwanda	-0,49	-1,43	-0,13	-0,41
					Egipto	2,01	2,77	-0,81	-0,77	Sudán	3,35	3,31	0,4	0,96
					Nigeria	0,1	0,34	0,42	1,69	Senegal	-0,45	-1,27	-0,1	-0,37
					Swazilandia	0,8	1,21	0,61	1,67	Sierra Leona	0,46	1,29	0,43	1,19
					Fiji	-0,19	-0,74	-0,2	-0,84	Chad	1,2	0,66	0,75	1,16
					Samoa	0,4	1	-0,05	-0,13	Tanzanía	-0,15	-0,72	-0,4	-1,32
					Vanuatu	-0,57	-4,59	0,02	0,24	Zambia	-0,32	-0,93	-0,25	-0,98
					Tonga	0,19	0,36	-0,4	-0,8	Zimbabue	1,91	2,73	-0,32	-0,48
					Nueva Guinea	0,16	0,71	0,2	1,27					

4.6 | Cointegración de Pedroni PDOLS

Con el fin de obtener la fuerza del vector de cointegración por grupos de países, estimamos el modelo de panel PDOLS. La Tabla 8 muestra los resultados de las estimaciones. Los estimadores β_i de los diferentes niveles de ingreso no se acercan a 1, por lo cual se rechaza

la hipótesis nula y se concluye que la fuerza del vector de cointegración no es contundente. En este sentido, al igual que en las pruebas de panel individuales DOLS, resulta lógico concluir que los países que adquieren una mayor deuda pública, tienen efectos negativos en su crecimiento económico.

Tabla 8. Resultados del modelo PDOLS para los países por grupos.

Grupos	With time dummy	
	Beta	t-stat
GLOBAL	0	1,24
PIEA	0,19	1,7
PIA	-0,12	0,82
PIMA	0,74	4,3
PIMB	0,26	5,26
PIB	0,02	-0,05
PIEB	-0,08	-1,4

4.7 | 4.7 Causalidad de Granger

Finalmente, la Tabla 9 muestra los resultados de causalidad tipo Granger, a partir del test formalizado por Dumitrescu y Hurlin (2012). Existe causalidad unidireccional en los PIEA y PIA que va desde la deuda externa al PIB per cápita. Para los demás grupos de países, no existe evidencia de causalidad en ninguna dirección. Este resultado

podría explicarse por los diferentes estados que pueden presentarse en cada país, donde pueden tener un crecimiento cero mostrando así inestabilidad en la deuda o un crecimiento positivo mostrando estabilidad. Según, Ueshina (2018), cuando los parámetros satisfacen una determinada condición tienen relación al ser estables de lo contrario no la tienen.

Tabla 9. Resultados de la causalidad de Granger

Causal direction	Group	W-bar	Z-bar	p-value	Causal direction	Group	W-bar	Z-bar	p-value
PIB	GLOBAL				DEUDA	GLOBAL			
causa a	PIEA	0,78	-0,57	0,56	causa a	PIEA	26,66	70,29	0
DEUDA	PIA	1,47	0,58	0,55	PIB	PIA	16,65	19,16	0
	PIMA					PIMA			
	PIMB	1,39	1,26	0,2		PIMB	1	0,02	0,98
	PIB	1,39	1,26	0,2		PIB	0,97	-0,11	0,91
	PIEB	1,39	1,26	0,2		PIEB	0,66	-1,48	0,13

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

En esta investigación estimamos el impacto económico que tiene la deuda externa total en relación al producto per cápita a nivel mundial y en países agrupados por niveles de ingresos. Utilizamos el test de Hausman (1978) para elegir entre modelo de efectos fijos o aleatorios, una serie de pruebas para determinar la estacionariedad de los datos, estimamos la fuerza del vector de cointegración con el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS) y finalmente, estimamos la causalidad de Granger (). Pruebas que permitieron determinar la existencia de un equilibrio en el

corto y largo plazo. Además, la fuerza del vector es débil en los PIEA y PIA, sin embargo, la relación de las dos variables, es positiva y estadísticamente significativa en la mayoría de los países.

La mejora sostenida y permanente de las cuentas fiscales de una economía permite mantener una mayor relación deuda/producto, sin alterar la condición de sostenibilidad. Por tanto, las emisiones de deuda no son malas, pero se requiere que el país esté en la capacidad de generar en el futuro un crecimiento económico suficiente para reembolsar las deudas pendientes de pago (FMI, 2003). Otros estudios relacionados, concluyen que es el bajo crecimiento económico el que conduce a altos niveles de deuda pública. Para su efecto, se requiere que la deuda crezca de forma gradual y heterogénea con relación al producto per cápita. En este contexto, varios autores, sugieren que las políticas fiscales que se manejan en cada economía lo hagan te-

niendo en cuenta el umbral de endeudamiento establecido (coeficiente promedio deuda/PIB) con el fin de no tener consecuencias adversas al crecimiento, este sería el determinante de si la relación deuda y producto per cápita es positiva o negativa en cada país. Por lo tanto, nuestras implicaciones de política van encaminadas a establecer un órgano oficial para que estime e informe constantemente sobre el coeficiente promedio deuda/PIB para cada economía de acuerdo a los factores propios de cada país, y logren mantener una sostenibilidad fiscal. Además, de realizar un análisis de su consistencia temporal manteniendo un ritmo de crecimiento constante.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [2] Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., Lau, E. (2017). Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?. *Journal of Policy Modeling*, 39(1), 99-113.
- [3] Bal, D. P., Rath, B. N. (2014). Public debt and economic growth in India: A reassessment. *Economic Analysis and Policy*, 44(3), 292-300.
- [4] Baltas, N. C. (2013). The Greek financial crisis and the outlook of the Greek economy. *The Journal of Economic Asymmetries*, 10(1), 32-37.
- [5] Banco Mundial (2018). Informe sobre el desarrollo mundial 2018. Washington, DC.
- [6] Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809-821.
- [7] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of econometrics*, 108(2), 343-363.
- [8] Buiatti, C., Carmeci, G., Mauro, L. (2014). The origins of the public debt of Italy: Geographically dispersed interests?. *Journal of Policy Modeling*, 36(1), 43-62.
- [9] Cecchetti, S., Mohanty, M., y Zampolli, F. (2010). El futuro de la deuda pública: perspectivas e implicaciones.
- [10] Checherita-Westphal, C., Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. *European economic review*, 56(7), 1392-1405.
- [11] Chen, C., Yao, S., Hu, P., Lin, Y. (2017). Optimal government investment and public debt in an economic growth model. *China Economic Review*, 45, 257-278.
- [12] Cuestas, J. C., Regis, P. J. (2018). On the dynamics of sovereign debt in China: Sustainability and structural change. *Economic Modelling*, 68, 356-359.
- [13] Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- [14] Diebold, F. X., Kilian, L. (2000). Unit-root tests are useful for selecting forecasting models. *Journal of Business Economic Statistics*, 18(3), 265-273.
- [15] Eberhardt, M., Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45-58.
- [16] Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and non-linear effects: Myth or reality?. *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-238.
- [17] Fernández A, G. (2001). Análisis empírico de la sostenibilidad externa: El caso de Ecuador. *El Trimestre Económico*, 68(269 (1), 135-153.
- [18] Flores Prieto, P., Fullerton Jr, T. M., Olivas Andrade, C. (2007). Evidencia empírica sobre deuda externa, inversión y crecimiento en México, 1980-2003. *Análisis Económico*, 22(50).
- [19] FMI. (2003). Fondo Moneario Internacional-Informe anual 2003.
- [20] Fournier, J. M., Fall, F. (2017). Limits to government debt sustainability in OECD countries. *Economic Modelling*, 66, 30-41.
- [21] Gnegne, Y., Jawadi, F. (2013). Boundedness and nonlinearities in public debt dynamics: A TAR assessment. *Economic Modelling*, 34, 154-160.
- [22] Gogas, P., Plakandaras, V., Papadimitriou, T. (2014). Public debt and private consumption in OECD countries. *The Journal of Economic Asymmetries*, 11, 1-7.
- [23] Greiner, A. (2011). Crecimiento económico, deuda pública y bienestar: comparación de tres reglas presupuestarias. *German Economic Review*, 12 (2), 205-222.
- [24] Halkos, G. E., Papageorgiou, G. J. (2018). Pollution, environmental taxes and public debt: A game theory setup. *Economic Analysis and Policy*, 58, 111-120.

- [25] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.
- [26] Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data* (No. 54). Cambridge university press.
- [27] Hugo, B. Algunas consideraciones sobre definición de causalidad de Granger en el análisis econométrico. *Económica, La Plata*, Vol, XXXII, Nro, 2.
- [28] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. J
- [29] Jaramillo, L., Mulas-Granados, C., Kimani, E. (2017). Debt spikes and stock flow adjustments: Emerging economies in perspective. *Journal of Economics and Business*, 94, 1-14.
- [30] Kourtellos, A., Stengos, T., Tan, C. M. (2013). The effect of public debt on growth in multiple regimes. *Journal of Macroeconomics*, 38, 35-43.
- [31] Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- [32] Matesanz, D., Ortega, G. J. (2015). Sovereign public debt crisis in Europe. A network analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 436, 756-766.
- [33] Minea, A., Parent, A. (2012). Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities.
- [34] Panizza, U., Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: is there a causal effect?. *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- [35] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- [36] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [37] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [38] Puente-Ajovín, M., Sanso-Navarro, M. (2015). Granger causality between debt and growth: Evidence from OECD countries. *International Review of Economics Finance*, 35, 66-77.
- [39] Tourinho, O. A. F., Mercês, G. M. R., Costa, J. G. (2013). Public debt in Brazil: Sustainability and its implications. *EconomiA*, 14(3-4), 233-250.
- [40] Tran, N. (2018). Debt threshold for fiscal sustainability assessment in emerging economies. *Journal of Policy Modeling*, 40(2), 375-394.
- [41] Ueshina, M. (2018). The effect of public debt on growth and welfare under the golden rule of public finance. *Journal of Macroeconomics*, 55, 1-11.
- [42] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.

Normas para elaboración de artículos científicos

Título, autor (es) y filiación institucional

El título debe ser original, sintetizador de todo el artículo y realista y su extensión no debe exceder las dos líneas. Se recomienda incluir el espacio/lugar donde se realiza la investigación pero no el tiempo, quedando a criterio de los autores la inclusión del tiempo. Se recomienda usar un nombre y un apellido, quedando a criterio el uso de los dos apellidos por el autor. Si este fuera el caso, deben estar unidos por un guion. En la filiación institucional debe ir debajo del nombre del autor (es) y la información de contacto en un pie de página solo con el autor de correspondencia. El Autor y la filiación institucional serán omitidos por el Editor cuando los documentos sean enviados para la revisión de los pares. Ejemplo:

Camila Hoffman¹. Juan Pérez
Carrera de Economía. Universidad Nacional de Loja

¹Autor de correspondencia

Resumen

El resumen debe ser un párrafo sintetizador que no exceda las 250 palabras.

Palabras clave

Las palabras clave son identificativos que direccionan la temática tratada en el artículo académico. Estas palabras deben estar separadas por un punto y deben estar relacionadas al máximo con la *Clasificación JEL*. Se debe utilizar entre 3 y 5 palabras o frases clave.

Clasificación JEL

Para organizar la gran cantidad de artículos académicos en el campo de la economía, se utiliza

una clasificación de las temáticas acorde con el sistema usado por la revista *Journal of Economic Literature (JEL)*. Esta clasificación la realiza la *American Economic Association* cada trimestre y abarca la información sobre libros y artículos que se han publicado recientemente en las disciplinas de la economía. Los autores deben agregar entre 3 y 5 códigos JEL a tres dígitos separados por un punto, los cuales deben relacionarse al máximo con las palabras clave. En el siguiente link encuentra más información sobre la clasificación JEL:

<https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>

El resumen, las palabras clave y la clasificación JEL deben estar en español e inglés deben cumplir con las mismas características. \\

Todos los artículos enviados a RVE deben tener cinco secciones. Las cinco secciones deben estar numeradas con números indo-arábigos de manera consecutiva con formato justificado. Las cinco partes son las siguientes:

1. Introducción
2. Marco teórico y evidencia empírica
3. Datos y metodología
4. Discusión de resultados
5. Conclusiones

En las secciones tres, cuatro y cinco, los autores pueden elegir otros nombres equivalentes. Por ejemplo, en lugar de *Marco teórico y evidencia empírica* se puede denominar *Teoría y revisión de la literatura previa*. En caso de que exista alguna sub-clasificación dentro de cada sección, la numeración debe iniciar en cada sección con el número de la sección. Por ejemplo, si en la sección 3 existen dos sub-clasificaciones. La primera será 3.1 y la segunda 3.2 y así en lo sucesivo, y luego la numeración continúa con el número que le corresponde a



la siguiente sección. A continuación se explica que aspectos que contiene cada sección.

Introducción

La extensión total de esta sección no debe pasar 1,5 carillas (tomando en cuenta el tipo y tamaño de letra, el espaciado y el interlineado que se detallan más adelante).

Marco teórico y/o evidencia empírica

Marco teórico y/o evidencia empírica es también denominado como revisión de la literatura, esta parte no debe exceder las 2 carillas. Para que un artículo sea citado por el Autor o autores, debe ser un artículo académico publicado en revistas científicas de las bases de datos científicas: ISI, SCOPUS, LATINDEX, etc.). A criterio de los autores del artículo, en casos excepcionales se podrán citar documentos de trabajo (working papers), cuyo número no debe exceder de tres documentos. Evitar citar a periódicos impresos o digitales, opiniones, revistas de divulgación, libros divulgativos de carácter no académico, citas de documentos de trabajo sin autor y/o sin fecha, periódicos, tesis de grado y postgrado no publicados en revistas académicas y demás documentos e ideas que no pasan por un filtro de revisión por pares (revistas académicas).

Datos y metodología

Este apartado se divide en dos secciones y no debe exceder las 3 carillas. Esta sección debe constar las fuentes estadísticas de los datos, donde debe constar la descripción del tipo de variables, el cálculo de indicadores y/o modelo econométrico. Es decir, todas las transformaciones realizadas para obtener las variables que utilizan en las estimaciones econométricas. Luego de leer esta sección, al lector le debe quedar claro de donde tomó los datos el autor (institución estadística oficial), su dispo-

nibilidad online, sus limitaciones, entre otras. La incorporación de mapas, estadísticas descriptivas, gráficos de correlación, análisis de dependencia espacial y cualquier información que ayude a la comprensión del problema de investigación es clave en un buen artículo.

En esta sección deben constar cuales con la variable (s) dependiente (s), las variables independiente (s) o las variables de forma clara. El enfoque y la forma de estructurarlo dependerán de los autores de los artículos. El número de variables de control debe ser definido entre los autores. Además, esta sección debe incluir la metodología econométrica, instrumento, medio o herramienta que utiliza para cumplir con el objetivo, verificar la hipótesis y responder a las preguntas de investigación. La metodología debe ser replicable.

Discusión de resultados

Esta sección contiene dos partes: la presentación de los resultados obtenidos, la explicación del mismo, y la discusión con los resultados de la teoría y la evidencia empírica usada en la sección previa. Además, debe tener máximo cuatro carillas, en la redacción se debe plasmar el debate académico entre los resultados encontrados en el artículo académico con los resultados encontrados en los trabajos citados en la evidencia empírica.

Las tablas de los resultados econométricos deben ser generadas en un software estadístico (recomendado programas que permiten generar la rutina todo lo realizado) de forma directa mediante comandos con el fin de asegurar la honestidad y la replicabilidad de los resultados. Las tablas deben presentarse en formato tipo papers con los estimadores y estadísticos estándar de los artículos académicos.

Conclusiones

Esta sección muestra lo que hizo el artículo,

los resultados relevantes, las limitaciones del artículo, las sugerencias de posibles investigaciones que pueden desarrollarse a partir de su investigación y las implicaciones de política.

Citas y referencias bibliográficas

Se debe citar bajo el formato APA en todo el documento, tanto para las citas como para las referencias bibliográficas. Los artículos citados deben estar publicados en las revistas académicas. En este proceso puede apoyarse en cualquier gestor de referencias.

Ejemplos de referencias de revistas:

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 65-94.

Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.

Ejemplos de referencias de libros:

LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education. India.

Anexos

Los anexos son opcionales. En caso de incluirlos, en esta sección se debe agregar solo los cuadros, tablas, mapas, descripciones estadísticas que contengan información relevante para el lector pero que no amerita ubicarlos en la segunda parte del artículo académico.

Política sobre plagio

La revista *Vista Económica* de la Carrera de Economía de la Universidad Nacional de Loja busca publicar aportes significativos a la academia que sean originales e inéditos, por lo que se evitará la publicación de contenido plagiado. Bajo esta premisa, se considera lo siguiente:

- Una vez receptados los manuscritos estos se someten a la detección automática por medio del sistema de URKUND. Este sistema se encarga de evaluar los textos y detectar posibles indicios de plagio con el material disponible en internet, así mismo se considera plagio a la copia directa de imágenes, ideas, texto o datos de otras fuentes sin la debida cita y referencia.
- En caso de que el manuscrito contenga una gran proporción de texto plagiado se procederá a informar al autor/es el rechazo del mismo.
- Si el porcentaje de plagio no supera el 15% se procederá a informar al autor/es para su corrección y así continuar con la revisión y posible publicación del manuscrito.
- Si el autor/es deciden enviar un manuscrito cuya versión previa ha sido publicada anteriormente, deberán tomar en consideración que la nueva versión sea novedosa y tenga un aporte sustancial, si el equipo revisor encontrara en el manuscrito una gran proporción de plagio este se rechazará y se notificará al autor/es.

Directrices éticas para la publicación de artículos

Introducción

La publicación de un artículo en una revista académica revisada por pares ciegos, sirve como un elemento fundamental para el desarrollo de una red de conocimientos coherente y respetada de la comunidad académica en sus respectivos campos de investigación, en donde se plasma el impacto de la labor y experiencia de investigación de sus autores y también de las instituciones que los apoyan. Por todas estas, y muchas otras razones, es importante establecer y clarificar normas de comportamiento ético esperado por todas las partes involucradas en el acto de publicar: el autor, el editor de la revista, el revisor y la editorial a la que perte-

nece la revista.

Estas directrices éticas están concebidas en mayor cuantía para las revistas de investigación primaria, pero también pueden ser pertinentes para otras publicaciones profesionales que hagan uso de la difusión de la ciencia, en donde intervienen los actores involucrados en el proceso, pero en general se rige a normas específicas de la disciplina o a órganos normativos, como el Consejo Internacional de Editores de Revistas Médicas (ICMJE) [1] y las Normas consolidadas para la presentación de informes de ensayos (CONSORT) [2] y el Comité de Ética de Publicaciones (Código de Conducta y Pautas de Mejores Prácticas para Editores de Revistas, COPE)

Directrices éticas de la editorial

Estas directrices se han redactado teniendo en cuenta todos los requisitos y directrices éticos, pero reconociendo especialmente que es una función importante de la editorial para apoyar los esfuerzos realizados por los editores de la revista *Vista Económica*, y el trabajo voluntario a menudo no reconocido que realizan los revisores, para mantener la integridad del registro académico. Aunque los códigos éticos se concentran inevitablemente en las infracciones que a veces se producen, es fundamental que el sistema funcione tan bien y que los problemas éticos y técnicos en los documentos, antes y una vez publicados, sean comparativamente raros. La editorial de esta revista es asumida por la Universidad Nacional de Loja, y como una institución de educación superior, tiene un papel de apoyo, inversión, difusión y fomento en el proceso de comunicación académica, pero también es responsable en última instancia de garantizar que se sigan las mejores prácticas en sus publicaciones [3,4].

La Universidad Nacional de Loja como principal editorial de la revista *Vista Económica*, ha adoptado estas políticas y procedimientos para apoyar a los editores, revisores y autores en el cumplimiento de sus deberes éticos según es-

tas directrices.

Directrices éticas del editor en jefe

Decisiones de publicación

El editor en jefe de una revista científica es el único responsable, de manera independiente, de decidir cuál de los artículos presentados a la revista debe ser aceptado para revisión y su posterior publicación en caso de ser aprobado por los revisores anónimos que forman parte del proceso de arbitraje del artículo. La validación del trabajo en cuestión y su importancia para los investigadores y lectores debe siempre respaldar tales decisiones. El editor en jefe puede guiarse por las políticas del consejo de redacción de la revista y por los requisitos legales que estén en vigor en ese momento en relación con cuestiones como la difamación, la violación de los derechos de autor y el plagio. El editor está en libertad de consultar con otros editores o revisores (o funcionarios de la sociedad) para tomar estas decisiones.

Revisión por pares

El editor en jefe se asegurará de que el proceso de revisión por pares sea justo, imparcial y oportuno. Los artículos de investigación deben ser revisados normalmente por al menos dos revisores externos e independientes y, cuando sea necesario, el editor en jefe debe buscar opiniones adicionales.

El editor en jefe seleccionará a los revisores que tengan la experiencia adecuada en el campo pertinente y seguirá las mejores prácticas para evitar la selección de revisores fraudulentos. El editor en jefe revisará todas las revelaciones de posibles conflictos de intereses y las sugerencias de auto citación hechas por los revisores para determinar si hay algún potencial sesgo.

Fair play

El editor en jefe debe evaluar los manuscritos por su contenido intelectual sin tener en cuenta la raza, el género, la orientación sexual, las creencias religiosas, el origen étnico, la ciudadanía o la filosofía política de los autores.

Las políticas editoriales de la revista deben fomentar la transparencia y la presentación de informes completos y honestos, y el editor en jefe debe asegurarse de que los revisores anónimos y los autores comprendan claramente lo que se espera de ellos. El editor en jefe utilizará el sistema de presentación electrónica estándar de la revista para todas las comunicaciones de la misma. El editor en jefe establecerá, junto con el comité editorial de la revista, un mecanismo transparente de apelación contra las decisiones editoriales.

Métrica de la revista

El editor en jefe no debe intentar influir en el ranking de la revista aumentando artificialmente cualquier métrica de la revista. En particular, el editor en jefe no exigirá que se incluyan referencias a los artículos de esa (o cualquier otra) revista, salvo por motivos auténticamente académicos, y no se exigirá a los autores que incluyan referencias a los propios artículos del editor en jefe o a los productos y servicios en los que éste tenga interés

Confidencialidad

El editor en jefe debe proteger la confidencialidad de todo el material presentado a la revista y todas las comunicaciones con los revisores, a menos que se acuerde otra cosa con los autores y revisores pertinentes. En circunstancias excepcionales y en consulta con el editor, éste podrá compartir información limitada con los editores de otras revistas cuando lo considere necesario para investigar una presunta conducta indebida en la investigación [5]. Y, además, el editor debe proteger la identidad de los revisores, a través de un proceso de revisión anónima (ciega).

Los materiales no publicados que se divulguen en un manuscrito presentado no deben utilizarse en la propia investigación de un editor sin el consentimiento expreso por escrito del autor. La información o las ideas privilegiadas obtenidas mediante la revisión por pares deben mantenerse confidenciales y no ser utilizadas para beneficio personal.

Conflictos de intereses

Todo posible conflicto de intereses editoriales debe declararse por escrito al editor antes de su nombramiento y actualizarse cuando surjan nuevos conflictos. El editor puede publicar esas declaraciones en la revista.

El editor no debe participar en las decisiones sobre los artículos que haya escrito él mismo o que hayan escrito familiares o colegas o que se refieran a productos o servicios en los que el editor tenga interés. Además, cualquier presentación de este tipo debe estar sujeta a todos los procedimientos habituales de la revista, la revisión por pares debe ser manejada independientemente del autor/editor pertinente y sus grupos de investigación, y debe haber una declaración clara en este sentido en cualquier documento de este tipo que se publique.

Vigilancia de los registros publicados

El editor debe trabajar para salvaguardar la integridad del registro publicado revisando y evaluando las conductas indebidas comunicadas o sospechadas (investigación, publicación, revisión y editorial), junto con el editor (o la sociedad).

Por lo general, esas medidas incluirán ponerse en contacto con el autor del manuscrito o documento y prestar la debida consideración a la queja o las reclamaciones respectivas que se hayan presentado, pero también podrán incluir otras comunicaciones a las instituciones y órganos de investigación pertinentes. El editor hará además un uso apropiado de los sistemas del editor para la detección de conductas indebi-

das, como el plagio.

Un editor al que se le presenten pruebas convincentes de mala conducta debe coordinar con el editor (y/o la sociedad) para organizar la pronta corrección, retractación, expresión de preocupación u otra corrección de la publicación, según sea pertinente.

Directrices éticas de los revisores

Contribución a las decisiones editoriales

La revisión por pares ayuda al editor a tomar decisiones editoriales y, a través de las comunicaciones editoriales con el autor, también puede ayudar al autor a mejorar el trabajo. La revisión por pares anónimos es un componente esencial de la comunicación académica formal, y es uno de los pilares fundamentales del método científico. Además de los deberes específicos relacionados con la ética que se describen a continuación, se pide en general a los revisores que traten a los autores y a su trabajo como les gustaría que los trataran a ellos mismos y que observen un buen protocolo de revisión.

Todo revisor seleccionado que se sienta no cualificado para revisar la investigación que figura en un manuscrito o que sepa que su pronta revisión será imposible, debe notificarlo al editor y negarse a participar en el proceso de revisión.

Confidencialidad

Todos los manuscritos recibidos para su revisión deben ser tratados como documentos confidenciales. Los revisores no deben compartir la revisión o la información sobre el artículo con nadie o contactar directamente con los autores sin permiso del editor.

Algunos editores alientan el debate con colegas o los ejercicios de revisión conjunta, pero

los revisores deben discutir primero esto con el editor en jefe para asegurar que se respete la confidencialidad y que los participantes reciban el crédito adecuado.

Los materiales no publicados que se divulguen en un manuscrito presentado no deben utilizarse en la investigación del propio revisor sin el consentimiento expreso por escrito del autor. La información o las ideas privilegiadas obtenidas mediante la revisión por pares deben mantenerse confidenciales y no ser utilizadas para beneficio personal.

Cuestiones éticas del revisor

El revisor debe estar atento a las posibles cuestiones éticas del artículo y señalarlas ante el editor, incluida toda similitud o superposición sustancial entre el manuscrito examinado y cualquier otro artículo publicado del que el revisor tenga conocimiento personal. Toda declaración de que una observación, derivación o argumento ha sido notificado previamente debe ir acompañada de la correspondiente citación.

Normas de objetividad y conflicto de intereses

Las revisiones deben realizarse de manera objetiva. Los revisores deben ser conscientes de cualquier sesgo personal que puedan tener y tenerlo en cuenta al revisar un documento. La crítica personal al autor es inapropiada. Los árbitros deben expresar sus opiniones claramente con argumentos de apoyo.

Los revisores deben consultar al Editor antes de aceptar revisar un artículo cuando tengan posibles conflictos de intereses resultantes de relaciones o conexiones competitivas, de colaboración o de otro tipo con cualquiera de los autores, empresas o instituciones relacionadas con los artículos.

Si un revisor sugiere que un autor incluya citas de la obra del revisor (o de sus asociados), debe ser por razones científicas genuinas y no con la intención de aumentar el número de citas del

revisor o mejorar la visibilidad de su obra (o la de sus asociados).

Directrices éticas de los autores

Normas de información

Los autores de los informes de las investigaciones originales deben presentar un relato exacto de la labor realizada, así como una discusión objetiva de su importancia. Los datos subyacentes deben representarse con precisión en el documento. Un documento debe contener suficientes detalles y referencias para permitir que otros reproduzcan el trabajo. Las declaraciones fraudulentas o deliberadamente inexactas constituyen un comportamiento poco ético y son inaceptables.

Los artículos de revisión y publicación profesional también deben ser precisos y objetivos, y los trabajos de "opinión" editorial deben identificarse claramente como tales.

Acceso y retención de datos

Se puede pedir a los autores que proporcionen los datos de investigación que respaldan su trabajo para la revisión editorial y/o que cumplan con los requisitos de datos abiertos de la revista. Los autores deben estar dispuestos a facilitar el acceso público a esos datos, de ser factible, y deben estar dispuestos a conservarlos durante un número razonable de años después de su publicación.

Originalidad y reconocimiento de las fuentes

Los autores deben asegurarse de que han escrito obras enteramente originales y, si los autores han utilizado la obra y/o las palabras de otros, el revisor debe asegurarse que se haya citado adecuadamente y se ha obtenido el permiso necesario.

Siempre se debe dar el reconocimiento apropiado al trabajo de los demás. Los autores deben citar las publicaciones que hayan influido en el trabajo reportado y que den al trabajo un contexto apropiado dentro del registro académico más amplio. En casos extremos, la información obtenida en privado, como en una conversación, correspondencia o discusión con terceros, no debe utilizarse o comunicarse sin el permiso explícito y por escrito de la fuente.

El plagio adopta muchas formas, desde "hacer pasar el trabajo de otro como el propio trabajo del autor, hasta copiar o parafrasear partes sustanciales del trabajo de otro (sin atribución), o reclamar resultados de investigaciones realizadas por otros. El plagio en todas sus formas constituye un comportamiento poco ético y es inaceptable.

Publicación múltiple, redundante o simultánea

En general, un autor no debe publicar manuscritos que describan esencialmente la misma investigación en más de una revista de publicación primaria. Presentar el mismo manuscrito en más de una revista simultáneamente constituye un comportamiento poco ético y es inaceptable.

En general, un autor no debe presentar para su consideración en otra revista un trabajo que haya sido publicado anteriormente, salvo en forma de resumen o como parte de una conferencia o tesis académica publicada o como preimpresión electrónica.

La publicación de algunos tipos de artículos (por ejemplo, directrices clínicas, traducciones) en más de una revista es a veces justificable, siempre que se cumplan ciertas condiciones. Los autores y editores de las revistas en cuestión deben estar de acuerdo con la publicación secundaria, que debe reflejar los mismos datos e interpretación del documento primario. La referencia primaria debe citarse en la publicación secundaria.



La autoría del documento

La autoría debe limitarse a quienes hayan contribuido de manera significativa a la concepción, diseño, ejecución o interpretación del estudio notificado. Todos aquellos que hayan hecho contribuciones sustanciales deben figurar como coautores.

En caso de que haya otras personas que hayan participado en determinados aspectos sustantivos del trabajo (por ejemplo, en la edición del idioma o en la redacción médica), deberán ser reconocidas en la sección de agradecimientos.

El autor correspondiente debe asegurarse de que en el documento se incluyan todos los coautores apropiados y que no se incluyan coautores inapropiados, y de que todos los coautores hayan visto y aprobado la versión final del documento y hayan aceptado su presentación para su publicación.

Se espera que los autores consideren cuidadosamente la lista y el orden de los autores antes de presentar su manuscrito y que proporcionen la lista definitiva de autores en el momento de la presentación original. Sólo en circunstancias excepcionales el Editor considerará (a su discreción) la adición, supresión o reorganización de autores después de que el manuscrito haya sido presentado y el autor debe marcar claramente cualquier solicitud de este tipo al Editor. Todos los autores deben estar de acuerdo con cualquier adición, eliminación o reordenación de este tipo.

Los autores asumen la responsabilidad colectiva de la obra. Cada autor es responsable de asegurar que las cuestiones relacionadas con la exactitud o la integridad de cualquier parte de la obra se investiguen y resuelvan adecuadamente.

Peligros y sujetos humanos/animales

Si la obra incluye productos químicos, procedimientos o equipos que presentan riesgos inusuales inherentes a su uso, el autor debe identificarlos claramente en el manuscrito.

Si la obra implica el uso de sujetos animales o

humanos, el autor debe asegurarse de que el manuscrito contenga una declaración de que todos los procedimientos se realizaron en cumplimiento de las leyes y directrices institucionales pertinentes y de que los comités institucionales correspondientes los han aprobado. Los autores deben incluir una declaración en el manuscrito de que se obtuvo el consentimiento informado para la experimentación con sujetos humanos. Los derechos de privacidad de los sujetos humanos deben ser siempre respetados.

En el caso de los sujetos humanos, el autor debe asegurarse de que el trabajo descrito se ha llevado a cabo de acuerdo con el Código de Ética de la Asociación Médica Mundial (Declaración de Helsinki) para los experimentos con humanos [6]. Todos los experimentos con animales deben cumplir con las directrices ARRIVE [7] y deben llevarse a cabo de conformidad con la Ley de animales (procedimientos científicos) del Reino Unido de 1986 y las directrices conexas [8], o la Directiva 2010/63/UE de la UE sobre la protección de los animales utilizados con fines científicos [9], o la Política del Servicio de Salud Pública de los Estados Unidos sobre el cuidado y el uso humanitario de los animales de laboratorio y, según proceda, la Ley de bienestar animal [10].

Se deben obtener los consentimientos, permisos y liberaciones apropiados cuando un autor desee incluir detalles del caso u otra información personal o imágenes cualquier individuo en una publicación. El autor debe conservar los consentimientos por escrito y debe proporcionar a la revista, previa solicitud, copias de los consentimientos o pruebas de que se han obtenido dichos consentimientos.

Conflictos de intereses

Todos los autores deben revelar en su manuscrito cualquier relación financiera y personal con otras personas u organizaciones que pudiera considerarse que influyen de manera inapropiada (sesgo) en su trabajo.

Se deben divulgar todas las fuentes de apoyo financiero para la realización de la investigación y/o la preparación del artículo, así como la función del patrocinador o patrocinadores, si los hubiere, en el diseño del estudio; en la reunión, análisis e interpretación de los datos; en la redacción del informe; y en la decisión de presentar el artículo para su publicación. Si la(s) fuente(s) de financiación no tiene(n) tal participación, entonces esto debe ser declarado.

Entre los ejemplos de posibles conflictos de intereses que deben ser revelados se encuentran el empleo, las consultorías, la propiedad de acciones, los honorarios, los testimonios de expertos remunerados, las solicitudes/registros de patentes y las subvenciones u otros fondos. Los posibles conflictos de intereses deben ser revelados en la etapa más temprana posible.

Errores fundamentales en las obras publicadas

Cuando un autor descubre un error o inexactitud importante en su propia obra publicada, tiene la obligación de notificarlo sin demora al director o editor de la revista y de cooperar con él para retractarse o corregir el artículo si el director lo considera necesario. Si el editor o la editorial se enteran por un tercero de que una obra publicada contiene un error, el autor tiene la obligación de cooperar con el editor, lo que incluye proporcionarle pruebas cuando se le solicite.

Integridad de las figuras e imágenes

No es aceptable realzar, oscurecer, mover, eliminar o introducir una característica específica dentro de una imagen [11]. Los ajustes de brillo, contraste o balance de color son aceptables siempre y cuando no oscurezcan o eliminen ninguna información presente en el original. Se acepta la manipulación de imágenes para mejorar la claridad, pero la manipulación para otros fines podría considerarse un abuso ético científico y se tratará en consecuencia [18].

Los autores deben cumplir con cualquier política específica sobre imágenes gráficas aplica-

da por la revista correspondiente, por ejemplo, proporcionando las imágenes originales como material suplementario con el artículo, o depositándolas en un depósito adecuado.

Referencias

[1] ICMJE Requisitos uniformes para los manuscritos presentados a las revistas biomédicas <http://www.icmie.org/>

[2] Normas de CONSORT para ensayos aleatorios

[3] The STM trade Association International Ethical Principles for Scholarly Publication http://www.stm-assoc.org/201a_o21_STM_Ethical_Principles_for_Scholarly_Publication.pdf

[4] Códigos de conducta de la COPE

[5] El Comité de Ética de la Publicación (COPE) Directrices sobre los editores en jefe http://publicationethics.org/files/Sharing%20de_Información_entre_las_directrices_de_la_EiCs_versión_web_o.pd

[6] Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial (AMM) para la Investigación Médica en Sujetos Humanos <https://www.wma.net/policies-post/wma-declaration-of-helsinki-ethical-principles-for-medical-research->

[7] Investigación de animales: Directrices para la presentación de informes sobre experimentos in vivo (ARRIVE) <https://www.ncars.org.uk/arrive-guidelines>

[8] la Ley de Animales del Reino Unido (Procedimientos Científicos) de 1986 https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/aoS^Qa/ConsolidatedASPAil_an20ia.pdf

[9] Directiva de la UE 2010/63/UE sobre experimentos con animales http://ec.europa.eu/environment/chemicals/lab_animals/legislation_en.htm



[10] Política del Servicio de Salud Pública de los Estados Unidos sobre el cuidado humanitario y el uso de animales de laboratorio <https://grants.nih.gov/grants/olaw/references/phspol-icvlabanimals.pdf>

[11] Rossner y Yamada, 2004. The Journal of Cell Biology, 166,11-15. <http://icb.rupress.org/content/166/1/11.full>

ReVISTA Económica



VOL. 9

JULIO-DICIEMBRE

2021

ISSN-p: 2602-8204

ISSN-e: 2737-6257



UNL ECONOMÍA

Promoviendo el desarrollo sustentable



099 280 9083



revista.vistaeconomica@unl.edu.ec



@VISTAECONOMICA



@vistaeconomica



Carrera de Economía de la Universidad Nacional de Loja