

Crecimiento económico e inversión extranjera directa y su incidencia en la desigualdad a nivel mundial: un enfoque de cointegración y causalidad en datos de panel

Economic growth and foreign direct investment and their impact on global inequality: a cointegration and causality approach in panel data

Andrea Salinas¹ | Brayan Tillaguango ²

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

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

Correspondencia

Andrea Salinas, Carrera de Economía,
Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: andrea.salinas@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 analizar el nexo entre el Índice de Gini, el crecimiento económico y la inversión extranjera directa (IED) en 100 países a nivel mundial, periodo 1980-2015. Se implementó técnicas de cointegración de datos de panel, como son los modelos de cointegración de Pedoni (1999) que evalúa el largo plazo, mientras que, para el corto plazo se implementó la prueba de cointegración de Westerlund (2007). Asimismo, para obtener la fuerza del vector de cointegración se utilizó modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (PDOLS). En el caso de la causalidad se implementó la prueba propuesta por Dumitrescu / Hurlin (2012). Los resultados de las pruebas de cointegración nos muestran que el Índice de Gini, el crecimiento económico y la IED tienen un movimiento conjunto a corto y largo plazo. Los modelos PDOLS y DOLS muestran que el vector de cointegración entre el Índice de Gini y el crecimiento económico es más contundente en los PIMB y PIMA. Por otra parte, los resultados de la causalidad de Dumitrescu Hurlin (2012) confirman la existencia de causalidad bidireccional entre la desigualdad y el producto interno bruto en los países de ingresos medios bajos (PIMB).

Palabras clave: Deesigualdad; PIB; Inversión exttamjera directa; Cointegración.

Códigos JEL: I32. F43. F21.C23.

ABSTRACT

The objective of this research is to analyze the link between the Gini Index, economic growth and foreign direct investment (FDI) in 100 countries worldwide, period 1980-2015. Panel data cointegration techniques were implemented, such as the Pedoni (1999) cointegration models that evaluate the long term, while the Westerlund (2007) cointegration test was implemented for the short term. Likewise, to obtain the strength of the cointegration vector, Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) and Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) models were used. In the case of causality, the test proposed by Dumitrescu / Hurlin (2012) was implemented. The results of the cointegration tests show us that the Gini Index, economic growth and FDI have a joint movement in the short and long term. The PDOLS and DOLS models show that the cointegration vector between the Gini Index and economic growth is stronger in the LMIC and LMIC. On the other hand, the causality results of Dumitrescu & Hurlin (2012) confirm the existence of two-way causality between inequality and gross domestic product in lower middle income countries (LMIC).

Keywords: Inequality; GDP; Foreign direct investment; Cointegration.

JEL codes: I32. F43. F21.C23.

1 | INTRODUCCIÓN

Uno de los principales problemas que se han enfrentado los países a través del tiempo es la distribución justa de la renta y el esfuerzo por mejorarla. Asimismo, el aumento de la desigualdad es un tema muy controvertido en los países de todo el mundo, donde el acceso a los recursos económicos son una de las causas principales de este fenómeno. En efecto, el Banco Mundial (2019) señala que para este año casi el 50% de la población mundial vive con menos de \$5 al día, asimismo, para el año 2018, 26 personas poseían la misma cantidad de dinero que los 3800 millones de personas más pobres del mundo. Otra cruda realidad es la expresada en el informe de OXFAM internacional (2019) donde estima que las desigualdades contribuyen actualmente a la muerte de cerca 21300 personas al día; dicho de otra manera, a la muerte de una persona cada cuatro segundos.

En este sentido, la presente investigación busca determinar el impacto que tiene el crecimiento económico y la inversión extranjera directa (IED) sobre los niveles de desigualdad en 100 países a nivel global. Precisamente el Banco Mundial (2019) señala que un crecimiento económico más sólido es fundamental para reducir la pobreza y mejorar los niveles de vida. Sin embargo, la ONU (2019) señala que el crecimiento económico a nivel mundial cayó de 2,9% en 2018 a 2,22% en 2019, como resultado de las prolongadas disputas comerciales y una desaceleración en la inversión doméstica, mientras que en las economías emergentes estos riesgos incluyen el aumento de barreras comerciales y las nuevas tensiones financieras. Asimismo, atraer IED sigue siendo un importante objetivo de los gobiernos, porque estas son un importante componente en la lucha contra la pobreza y la desigualdad, sin embargo, el impacto, aunque es sustancial en todas partes, varía de una región a otra. En efecto, Giroud & Ivarsson (2020) señalan que, en 2019, los flujos hacia las economías desarrolladas en su conjunto aumentaron un 5% hasta alcanzar 800.000 millones de dólares, en el caso de África para el 2019, los flujos de IED se redujeron en un 10%, situándose en 45.000 millones de colares. Los flujos hacia los países asiáticos en 2019 disminuyeron un 5%, situándose en 474.000 millones de colares, a pesar de los aumentos en China y la India. Por el contrario, la IED en América Latina y el Caribe en 2019 creció un 10%, situándose en 164.000 millones de dólares.

Desde esta perspectiva, existe una basta evidencia empírica que sustenta el impacto del crecimiento económico y la IED sobre la desigualdad. Por ejemplo, Michálek & Výboštok (2019) señalan que en general, los países con economías fuertes están en mejores condiciones para enfrentar desafíos como la desigualdad y la pobreza. Sin embargo, varias investigaciones señalan que el crecimiento económico contribuye a reducir la desigualdad siempre y cuando los países tengan una buena gobernanza (Dorsch & Maarek, 2020; Bhagat, 2020; Muinelo-Gallo & Roca-Sagalés, 2011). Por otra parte, Agusdinata, Aggarwal & Ding (2021); Gimba, Seraj & Ozdeser (2021); Espoir & Ngepah (2021) han encontrado una U invertida al momento de relacionar la desigualdad con el crecimiento económico. En el caso de la IED, Wang & Lee (2021) afirman que la IED alivia la desigualdad en un país con bajos riesgos políticos, económicos y financieros. Sin embargo, es importante tener en cuenta lo señalado por Basu & Guariglia (2007); Chen, Ge & Lai (2011), quienes afirman que la IED promueven tanto la desigualdad como el crecimiento económico, y tienden a reducir la participación la participación de la agricultura en el PIB del país receptor, como también desalientan el crecimiento salarial en las empresas nacionales.

Desde esta perspectiva, el objetivo de esta investigación es analizar el nexo entre el Índice de Gini, el crecimiento económico y la IED en 100 países a nivel mundial, durante el periodo 1980-2015. Para cumplir con el objetivo propuesto se implementó un conjunto de técnicas econométricas modernas de datos de panel. En primera instancia, se utilizó un modelo de regresión mediante Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) en datos de panel para verificar

la dirección de la relación entre las variables. Segundo, con el fin de asegurar que las series no presentan el problema de la no estacionalidad, se estima el test de raíz unitaria tipo Fisher basado en las pruebas de Dickey & Fuller Aumentado (1981) y Philip & Perron (1988), las mismas que son contrastadas con los resultados obtenidos mediante los test de Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003) y Breitung (2000). Tercero, el modelo de cointegración de Pedroni (1999) permitirá verificar la relación de corto y largo plazo para determinar el equilibrio de largo plazo y el modelo de corrección de Westerlund (2007) para encontrar el equilibrio de corto plazo entre las parejas de variables. Y por último se estima un modelo de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) para obtener la fuerza del vector de cointegración para los grupos de países clasificados de acuerdo a su nivel de ingreso. La fuerza del vector de cointegración de forma individual fue obtenida mediante un modelo de panel de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (PDOLS).

Dentro de los resultados, se puede constatar que existe un movimiento conjunto tanto en el corto y largo plazo entre la desigualdad, el producto interno bruto y la inversión extranjera directa, es decir, los cambios del producto interno bruto y la IED tanto en el corto y largo plazo generan efectos en la desigualdad. Los modelos PDOLS y DOLS quienes muestran que la fuerza del vector de cointegración entre la desigualdad y el producto interno bruto es más contundente en los PIMB y PIMA, mientras que el vector de cointegración entre la desigualdad y la IED es más contundente en los PIA y PIEA. En el caso de la casualidad de Dumitrescu & Hurlin (2012) se confirma la existencia de causalidad bidireccional entre la desigualdad y el producto interno bruto en los PIMB. En base a los resultados, es importante tener en cuenta que la desigualdad se ve afectada mayoritariamente por la producción interna que por la inversión extranjera directa. Finalmente, las políticas públicas derivadas de esta investigación, en primera instancia los decisores de política pública deben buscar inversiones extranjeras que permitan una eficiente distribución de los recursos económicos y no solo centrarse en ciertas regiones porque ensancharían la brecha de desigualdad. Por otro lado, los gobiernos locales necesitan una reforma adicional de las actuales políticas de capital extranjero para establecer nuevas ventajas competitivas mediante la plena utilización de los recursos y entornos locales. El resto de la investigación tiene la siguiente estructura, revisión de literatura; datos y estrategia econométrica; discusiones de resultados y finalmente, las conclusiones e implicaciones de política

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

En los últimos años, el crecimiento económico y la inversión extranjera directa como factores que explican el comportamiento a nivel global está siendo el centro de estudio de un gran conjunto de investigadores. Principalmente, las investigaciones buscan determinar cuáles son los principales efectos que tienen tanto el crecimiento económico y la inversión extranjera directa sobre la desigualdad. Por ejemplo, Michálek & Výboštok (2019) revelan que en general los países con economías fuertes están en mejores condiciones para enfrentar desafíos como la desigualdad y la pobreza. De igual manera, Agusdinata, Aggarwal & Ding (2021); Gimba, Seraj & Ozdeser (2021); Espoir & Ngepah (2021) han encontrado una U invertida al momento de relacionar el ingreso per cápita y la desigualdad. En el caso de la inversión extranjera directa (IED), Wang & Lee (2021) señalan que la IED alivia la desigualdad en un país con bajos riesgos políticos, económicos y financieros. Dentro de este mismo marco, Huynh (2021) afirman que la calidad institucional reduce la desigualdad de ingresos, y este efecto beneficioso se intensifica con las crecientes entradas de IED. En este sentido, podemos afirmar que tanto el crecimiento económico como la IED tienen un efecto negativo sobre la desigualdad, tal como lo señala Xu et al. (2921) donde

muestran que la IED y el ingreso tienen una relación negativa y estadísticamente significativa con la desigualdad de ingresos, lo que significa que a medida que aumenta la IED y el ingreso per cápita, el nivel de desigualdad de ingresos disminuye.

Como se ha indicado, existen varias investigaciones que afirman que tanto el crecimiento como la IED tienen un impacto negativo sobre los niveles de desigualdad. Sin embargo, es necesario conocer cómo se mueven estas variables a través del tiempo, como también las relaciones causales existentes entre estas variables. Las investigaciones sobre los efectos del crecimiento económico y la IED sobre la desigualdad se han incrementado en los últimos años, en este sentido, la evidencia empírica que relaciona estas variables se divide en dos grupos. En la primera parte, tenemos las investigaciones que estudian la relación entre el crecimiento económico y la desigualdad. Bajo este marco, autores como Achten & Lessmann (2020); Yang, Minford & Meenagh (2021); Bhagat (2020); Islam & McGillivray (2020); Janubova (2021); Dabús & Delbianco (2021); Lebdioui (2021) sugieren que la desigualdad de la riqueza está asociada negativamente con el crecimiento económico entre países. Sin embargo, varias investigaciones señalan que el crecimiento económico contribuye a reducir la desigualdad siempre y cuando los países tengan una buena gobernanza (Dorsch & Maarek, 2020; Bhagat, 2020; Muinelo-Gallo & Roca-Sagalés, 2011). Al mismo tiempo, los países que tienen una mejor gobernanza suelen ser las economías avanzadas donde existen políticas de crecimiento económico que apoyan la distribución del ingreso, mientras que en las economías pobres o en desarrollo el crecimiento económico se ve reforzado por la concentración del ingreso (Brida, Carrera & Segarra, 2020).

Como se mencionó anteriormente el crecimiento económico contribuye a disminuir los niveles de desigualdad cuando esta mejora ciertos indicadores económicos, sociales y políticos. Por ejemplo, Heckman & Yi (2012) señalan que el crecimiento fomentado por el acceso a todos los niveles de educación, la reducción de los impedimentos a la movilidad laboral y la expansión del sector privado permite un acceso igualitario de ingresos en la población. Por otra parte, Luo & Xie (2020) sugieren que la distribución del ingreso de ricos a pobre puede ser una de las palancas políticas más importantes para mejorar la salud de la población. Dentro del mismo marco, Kavva & Shijin (2020); Chiu & Lee (2019); El-Shagi, Fidrmuc & Yamarik (2020) afirman que el desarrollo económico junto con el crecimiento financiero reduciría en gran parte el problema de la desigualdad de ingresos, de igual manera, los autores encuentran una relación positiva entre el desarrollo financiero y la desigualdad de ingresos para los países de bajos ingresos. Otra parte de la literatura también señala que la creciente desigualdad que ha perseguido a las economías avanzadas, radica principalmente en la búsqueda del crecimiento a toda costa, esta estrategia ha obstaculizado la innovación tecnológica, reforzando la desigualdad y exacerbando la inestabilidad financiera (Jackson, 2019)

Otro aspecto que debe considerarse es la dirección de causalidad entre el crecimiento económico y la desigualdad. Los argumentos empíricos presentados anteriormente nos muestran como el crecimiento económico afecta negativamente los niveles de desigualdad, sin embargo, existe una relación bidireccional entre estas variables: En efecto, Anyanwu, Anyanwu & Cieslik (2021) confirman que el impacto negativo de la desigualdad de ingresos en el crecimiento económico se amplifica en los países que cuentan con abundantes recursos naturales. De igual manera, Crouch (2019); Michálek & Výboštok (2019); Breunig & Majeed (2020) señala que el efecto negativo de la desigualdad sobre el crecimiento económico parece concentrarse en mayor medida entre los países con un alto nivel de pobreza.

Dado el continuo debate sobre el nexo entre la inversión extranjera directa (IED) y la desigualdad, en la segunda parte de la evidencia empírica abordamos las investigaciones que relacionan

las variables mencionadas anteriormente. En este sentido, una de las primeras literaturas que hablan sobre el vínculo entre la IED y la desigualdad Pan-Long (1995) señala que a medida que se incrementan las entradas de IED da lugar a una distribución del ingreso más desigual en los países menos adelantados. Al mismo tiempo, Basu & Guariglia (2007); Chen, Ge & Lai (2011) afirman que la IED promueve tanto la desigualdad como el crecimiento, y tiende a reducir la participación de la agricultura en el PIB del país receptor, como también desalienta el crecimiento salarial en las empresas nacionales. Desde otra perspectiva, a nivel regional la IED también podría aumentar la desigualdad, ya que las diferentes regiones de un país no suelen recibir IED en la misma medida (Lessmann, 2013), de igual manera, Rivera & Castro (2013) observan que el nivel de desarrollo y el tamaño del mercado tienen una relación directa con la IED, por lo tanto, tienden a incrementar la brecha de desigualdad entre regiones.

Otro importante grupo de investigaciones señalan que la IED tiene una relación negativa con la desigualdad. Precisamente, Aust, Morais & Pinto (2020) en un estudio para 44 países africanos señalan que la presencia de inversores extranjeros influye positivamente en áreas como la infraestructura básica, agua limpia, saneamiento y energía renovable. Asimismo, Ibarra-Olivo (2021) destaca el papel importante que desempeña la IED en el desarrollo del capital humano en las economías receptoras al introducir una prima salarial extranjera en el mercado laboral. Por otro lado, (Esquivias & Harianto (2020); Ramachandran, Sasidharan & Doytch (2020); Yang, Zhang & Sun (2020) señalan que la IED puede generar mayores beneficios marginales para las áreas interiores menos desarrolladas, es decir, una de las formas más efectiva para disminuir las desigualdades regionales es la eficiente distribución de la IED. Otro punto importante de la IED en los países es que permite acceder al conocimiento, la tecnología e impulsar el desarrollo económico (Ascani, Balland & Morrison, 2020; Pham & Pham, 2020). Finalmente, Wu & Hsu (2012) señalan que la IED sea perjudicial para la distribución del ingreso de los países receptores con bajos niveles de capacidad de absorción.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables

Variable		Media	D:S	Min	Max	Ob.
Gini	Global	40.56	11.89	2.00	77.51	N=3600
	Entre		10.96	9.47	67.02	n=100
	Dentro		4.73	17.42	63.83	T=36
PIB	Global	24.78	2.17	18.92	30.44	N=3600
	Entre		2.14	20.20	30.03	n=100
	Dentro		0.45	22.46	27.20	T=36
IED	Global	20.45	2.69	7.38	27.33	N=3600
	Entre		2.17	16.27	25.48	n=100
	Dentro		1.61	9.54	24.95	T=36

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Para dar cumplimiento al objetivo propuesto en la investigación, el presente estudio utiliza datos provenientes de los Indicadores de Desarrollo del Banco Mundial (2017). La variable dependiente es el índice de Gini, mientras que las variables independientes son el producto interno bruto (PIB) de cada nación y la inversión extranjera directa (IED), en este caso, como las variables están medidas en precios constantes 2010 se procedió a aplicar logaritmos. En efecto, el producto interno bruto permite medir el crecimiento económico de una nación, mientras que el índice de Gini mide la desigualdad de ingresos entre los habitantes de cada uno de los países analizados.

Precisamente, el periodo analizado para esta investigación es entre 1985 y 2015, con una muestra de 100 países a nivel mundial. El crecimiento económico varía según el ingreso per cápita de su población, por lo tanto, varios autores clasifican estos países de acuerdo a su nivel de ingreso para reducir la heterogeneidad (He, et al., 2017, Le & Quah, 2018, Wang, Li & Fang, 2018), en este sentido, en la presente investigación se agruparon los países en seis grupos de acuerdo a su nivel de ingreso nacional bruto per cápita.

Los países de ingresos extremadamente altos (PIEB) son: Bangladesh, Benín, Bolivia, Botsuana, Burkina Faso, Camerón, China, Egipto, Ecuatorial Guinea, Gambia Honduras, India, Kenia, Madagascar, Mali, Marruecos, Mozambique, Nicaragua, Níger, Nigeria, Pakistán, Filipinas, Polonia, Rumania, Rwanda, Senegal, Sierra Leone, Sri Lanka, Sudan, Suazilandia, Tailandia, Togo, Túnez, Uganda, Uzbekistán, Vietnam, Zambia, Zimbabue cuyo ingreso nacional bruto per cápita se encuentra hasta los USD 3000; los países de ingresos bajos (PIB) son: Argelia, Antigua and Barbuda, Beliz, Bulgaria, Chile, Colombia, Congo, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Irán, Jordán, Corea, Malasia, Namibia, Panamá, Paraguay, Perú, Sudáfrica, y Turquía cuyo ingreso nacional bruto per cápita oscila entre USD 3001-7000; los países de ingresos medios-bajos (PIMB) son Argentina, Barbados, Brasil, Croacia, Chipre, Republica Checa, Hong Kong, Indonesia, México, Omán, Portugal, Singapur, Surinam, Trinidad y Tobago, Ucrania, y Uruguay cuyo ingreso nacional bruto per cápita está entre USD 7001-13000; entre los países de ingresos per cápita medio-altos (PIMA) tenemos: Las Bahamas, Finlandia, Gabón, Grecia, Irlanda, Italia, Japón, España, Venezuela, donde su ingreso oscila entre USD 13001 y 21000; los países de ingresos altos (PIA) son aquellos en los el PIB per cápita se encuentra entre USD 21001 y 30000 los cuales son: Australia, Austria, Bélgica, Francia, Alemania, Países Bajos, Nueva Zelanda, Reino Unido y los Estados Unidos; y por división de la clasificación los países de ingresos extremadamente altos (PIEA) lo conforman: Canadá, Dinamarca, Noruega, Suecia, Suiza, y Emiratos Árabes Unidos con un ingreso per cápita de más de USD 30001.

Una vez especificado las variables y los grupos de países que se tomaron para realizar la investigación. La Tabla 1 reporta los estadísticos descriptivos de cada una de las variables. Como se mencionó anteriormente, la investigación abarca 100 países a nivel mundial, durante el periodo 1985 al 2015, cabe recalcar que algunos países fueron omitidos del estudio por la falta de disponibilidad de datos para las variables utilizadas. Además, la Tabla 2 indica los estadísticos de las variables, como la media, la desviación estándar (a nivel global, entre y dentro de los países), el valor máximo y mínimo.

Continuando con el análisis de los datos. La Figura 1 muestra la correlación existente entre la desigualdad por ingresos y el crecimiento económico en todos los grupos de países. Los países correspondientes a PIMB y PIA muestran una fuerte correlación positiva entre las variables antes mencionadas, demostrando que a medida que el producto interno bruto aumenta también lo hace la desigualdad. En cambio, los países pertenecientes a PIB, PIEB, PIMA y PIEA la Figura 1 indica que a medida que aumenta el producto interno bruto, la desigualdad se reduce ligeramente.

Asimismo, la Figura 2 muestra que existe una correlación alta entre el Índice de Gini y la inversión extranjera directa en los PIEA y PIA, por lo tanto, a medida que la IED aumenta la desigualdad también lo hace. Por otra parte, los grupos de países restantes muestran una ligera relación negativa entre ambas variables, concluyendo que un incremento de la IED disminuirá la desigualdad levemente.

3.2 | Metodología

En base al objetivo planteado en la investigación, al formular la estrategia econométrica se considera procedimientos de cointegración de las variables. En este sentido, la estrategia econométrica

de divide en cinco etapas. En la primera etapa se estima un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) para verificar la relación entre las variables. En la segunda parte, para determinar si nuestras variables son estacionarias aplicamos el test de raíz unitaria para asegurar que las series no tengan un efecto tendencial. Una vez determinada la estacionariedad de las variables, en la tercera etapa se procede a utilizar técnicas de cointegración para verificar la existencia de equilibrio a largo plazo entre el Índice de Gini, el producto interno bruto y la IED, mientras que para determinar la existencia de equilibrio en el corto plazo se lo verifica a partir de un modelo de corrección de error. En la cuarta parte, para estimar la fuerza del vector de cointegración utilizamos modelos PDOLS para estimar en forma individual y modelos DOLS para los grupos de países. Finalmente, en la quinta etapa estimamos la existencia y dirección de causalidad tipo Granger.

Como se ha indicado, en la primera etapa se planteó un modelo básico de regresión con datos de panel, donde la variable dependiente es el Índice de Gini y las variables independientes son los logaritmos del producto interno bruto (PIB) y la inversión extranjera directa (IED). La Ecuación 1 formaliza la relación planteada.

$$GINI_{it} = (\alpha_0 + \beta_0) + \gamma_1 PIB_{it} + \gamma_2 IED_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

La elección de efectos fijos y aleatorios se determina mediante el test de Hausman (1978). En la segunda etapa de la estrategia econométrica, siguiendo a Maddala y Wu (1999), se aplica la prueba de raíz unitaria mediante los test de Dickey & Fuller Aumentado (1981) y el test de Phillips & Perron (1988); las cuales son conocidas en la literatura de datos de panel como ADF y PP respectivamente. Asimismo, Enders & Sandler (1995) señala que se puede estimar el orden de integración de las series con tendencia e intercepto a partir de la Ecuación 2.

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

En la Ecuación 2, y_t es la variable a ser verificada la existencia de raíz unitaria, α_0 es el intercepto y α_1 captura el efecto tendencial, t es el tiempo, ε_t es un ruido gaussiano blanco, y p representa la longitud del rezago. Si el parámetro α de la Ecuación (1) es significativo, es posible concluir que todos los paneles contienen raíces unitarias. El número de rezagos de la serie es determinado mediante al criterio de información de Akaike (1974). Al mismo tiempo, los resultados de las pruebas ADF y PP son contrastados con los resultados de las pruebas propuestas por de Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003) y Breitung (2001), esto asegura que las series utilizadas en las estimaciones posteriores no tienen problema de raíz unitaria. Continuando con la estrategia econométrica, con el fin de determinar la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables en la tercera parte usamos la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), en cual puede ser estimado a partir de la Ecuación 3.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} X_{it-j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{ij} y_{it-j} + \pi_j ECT_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

En la Ecuación 3, y_{it} representa la variable dependiente del país i en el tiempo t . El parámetro t representa 1, 2, 3, ..., N observaciones. El parámetro $\alpha_i = 1, 2, \dots, N$ es el término constante. Los parámetros β , ω , π son los estimadores asociados con los regresores, mientras que ECT_{t-1} es el término de corrección de error obtenido del vector de cointegración y ε_{it} es el término de error aleatorio estacionario con media cero y j es la longitud del rezago.

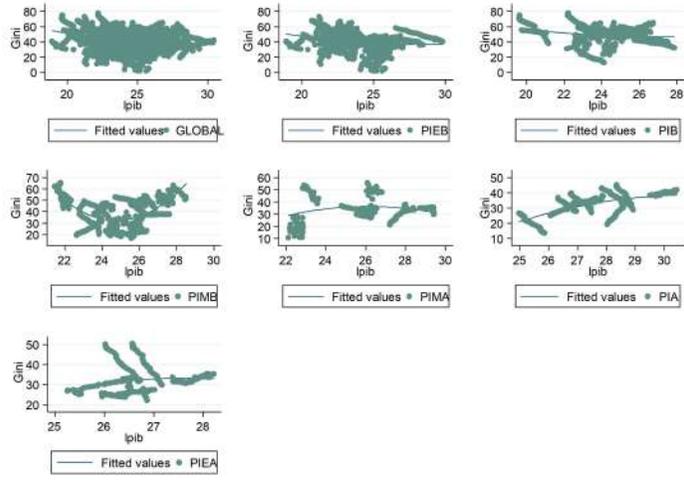


Figura 1. Correlación entre el índice de Gini y producto interno bruto (PIB)

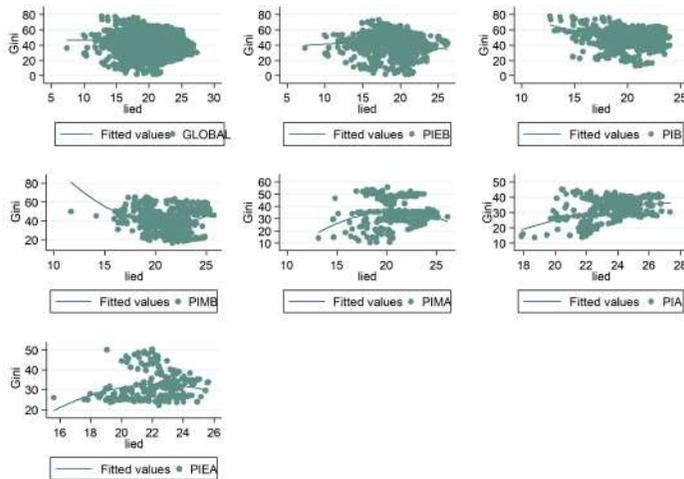


Figura 2. Correlación entre el Índice de Gini y la inversión extranjera directa (IED)

La hipótesis nula plantea la no existencia de cointegración en al menos una serie incluida en el test. Se plantea un modelo de corrección de error para determinar el equilibrio de corto plazo entre las series, por tanto, se procede a estimar el test de corrección de error de Westerlund (2007) en base de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{pi} \alpha_{ij} y_{it-j} + \sum_{j=-qi}^{pi} \gamma_{ij} X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

En la Ecuación 4, $t = 1, \dots, T$ periodos de tiempo, $i = 1, \dots, N$

países y el término d_t son los componentes determinísticos. A partir de la Ecuación (3), es posible la existencia de tres escenarios. El primer escenario es cuando $d_t = 0$, el cual ocurre sino existen componentes determinísticos en el logaritmo del producto interno bruto y de la inversión extranjera directa. El segundo ocurre cuando $d_t = 1$, donde y_{it} tiene una constante. La tercera opción es cuando $d_t = (1 - t)\xi$, lo cual ocurre cuando y_{it} tiene una constante y una tendencia. Por ello, nos basamos en el supuesto de que el vector k -dimensional del X_{it} (crecimiento económico e inversión extranjera directa) es aleatorio e independiente de ε_{it} , por lo cual se asume que dichos errores son independientes a través de i y t . El criterio de aceptación o de rechazo establecida en la hipótesis nula es que

no existe cointegración a corto plazo.

Se utiliza el planteamiento de Pedroni (2001) en la siguiente etapa, el cual permite evaluar la fuerza de la relación de equilibrio entre la desigualdad por ingresos con el producto interno bruto y de la inversión extranjera directa. En diferentes campos de la literatura empírica se ha utilizado este procedimiento para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre las variables analizadas (Ozturk, Aslan & Kalyoncu, 2010). El procedimiento propuesto por Pedroni (2001) fue adaptado en el contexto práctico por Neal (2014) y es utilizado en esta investigación para medir la fuerza de la relación entre las tres variables en cada país de forma individual mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) y para los grupos de países clasificados de acuerdo a su nivel de ingreso nacional bruto per cápita a través de un modelo de panel de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (PDOLS).

La Ecuación 5 plantea la relación entre las tres variables de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{j=-p}^p y_{it} \Delta X_{it-j} + v_{it} \tag{5}$$

$$\hat{\beta}_{GM}^* = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^p \left(\sum_{t=1}^T \right)^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T z_{it} (y_{it} - \bar{y}_i) \right\} \right]$$

$$t_{\hat{\beta}_i} = \left(\hat{\beta}_i^* - \beta_0 \right) \left\{ \hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{i=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right\}^{1/2}$$

$$t_{\hat{\beta}_{GM}^*} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_i}$$

En la Ecuación (5), y_{it} es el Índice de Gini, $i = 1, 2, \dots, N$ es el número de países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el número de periodos de tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de rezagos y adelantos que en la regresión DOLS, β_i es el coeficiente de pendiente de la regresión, $y X_{it}$ es una matriz que contiene a las dos variables explicativas, la misma que incluye el producto interno bruto y la IED. Los coeficientes β y los estadísticos asociados t se promedian en todo el panel utilizando el método de medias grupales de Pedroni (2001). El estimador PDOLS de Pedroni (2001) se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), donde la hipótesis nula es que $\beta_i = \beta_0$ frente a la hipótesis alternativa que $\beta_i \neq \beta_0$. Pedroni (2001) sugiere que este proceso tiene una ventaja cuando se estiman modelos con la posibilidad de que exista heterogeneidad en la pendiente. Finalmente, siguiendo el modelo propuesto por Dumitrescu & Hurlin (2012) y llevado a la literatura empírica de datos de panel, en la quinta etapa determinamos la existencia y la dirección de causalidad tipo Granger (1988) para modelos con datos de panel, el cual puede ser estimado a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k x_{it-k} + v_{it} \tag{6}$$

La Ecuación 6, indica que el término y_{it} corresponde al Índice de Gini. La letra x_{it} denota a la variable independiente. Esto implica que la relación y la dirección de causalidad se verifican entre el índice de Gini y el producto interno bruto primero y luego entre Gini y la inversión extranjera. Asumimos que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)}$, se supone que el término α_i es fijo en la dimensión tiempo. El parámetro autorregresivo γ_i^k y el coeficiente de regresión β_i^k varían

entre las secciones transversales. Siguiendo a Shahbaz, Nasreen, Abbas & Anis (2015), la hipótesis nula a verificar es que no existe ninguna relación de causalidad para cualquiera de las secciones transversales del panel. A saber, $H_0 : \beta_i = 0 \forall i = 1, 2, \dots, N$. La siguiente sección muestra los resultados obtenidos al aplicar la estrategia econométrica.

4 | DISCUSIÓN Y RESULTADOS

Tal como se muestra en la Tabla 2, primeramente, aplicamos el test de Hausman (1978) para verificar si existe una diferencia sistemática de los estimadores de efectos fijos y aleatorios ($\gamma_{FE} - \gamma_{RE}$), en el caso de nuestra investigación a nivel global y en los PIEA los p-valor son mayores a 0.05, por lo tanto, se debe utilizar efectos aleatorios, mientras que en el resto de grupos el p-valor es menor a 0.05, en estos casos debemos utilizar efectos fijos para sus regresiones. Por otra parte, aplicamos la prueba de Wooldridge (1991) para determinar la existencia de autocorrelación en los paneles, los resultados muestran que los paneles presentan autocorrelación únicamente en los PIA. Para corregir estos problemas característicos de los datos de panel, estimamos regresiones por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) propuesta por Wooldridge (2002), y que muestran en la Tabla 2.

Los resultados de la Tabla 2 nos muestra que tanto PIB tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la desigualdad en los PIEB, PIB, PIMB, PIA y a nivel GLOBAL, mientras que en los PIMA y PIEA el efecto no es significativo, además de ser positivos para el primer grupo. Estos resultados nos muestran que el crecimiento económico juega un papel muy importante en la disminución de la desigualdad en la mayoría de los países, sin embargo, este crecimiento económico debe estar acompañado de una buena gobernanza que permita redistribuir los beneficios del crecimiento económico a todas las regiones de los países, estos resultados concuerdan con lo expuesto por Dorsch & Maarek, (2020); Bhagat (2020); Muinelo-Gallo Roca-Sagalés (2011) que señalan que el crecimiento económico ayuda a reducir la desigualdad siempre y cuando los países presenten una buena gobernanza. En el caso de los PIEA donde el efecto del crecimiento económico sobre la desigualdad no es significativo se debe principalmente a que muchas economías avanzadas por el afán de la búsqueda del crecimiento económico a toda costa, ha obstaculizado la innovación tecnológica, reforzando la desigualdad y la inestabilidad financiera (Jackson, 2019)

Por otra parte, la IED tiene un efecto negativo en todos los grupos de países, sin embargo, este efecto no es significativo, únicamente existe una leve significancia a nivel GLOBAL. Estos resultados corroboran lo expuesto, donde la IED no contribuye a disminuir los niveles de desigualdad, porque muchas de las veces está inversión está dirigida a ciertos sectores o regiones incrementando de esta manera la brecha de ingresos con respecto a otras regiones dentro de los países. Esto se corrobora con lo expuesto por Pan-Long (1995) que señala que a medida que se incrementan las entradas de IED da lugar a una distribución del ingreso más desigual en los países menos adelantados. Por otro lado, Basu & Guariglia (2007); Chen, Ge & Lai (2011) argumentan que la IED promueve tanto la desigualdad como el crecimiento económico y tiende a reducir la participación de la agricultura en el PIB en los países receptores

Una vez determinada la relación entre las variables y siguiendo la estrategia econométrica. La segunda etapa se procede a realizar las pruebas de raíz unitaria, siguiendo a Mandala & Wu (1999) la Tabla 3 reporta los resultados de la prueba no paramétrica tipo Fisher basada en el test ADF de Dickey & Fuller Aumentado (1981) y el test PP basado en Phillips & Perron (1988). Las pruebas fueron estimadas sin efectos de tiempo y con efectos de tiempo. Los resul-

tados de las pruebas ADF y PP muestran que las series son estacionarias en niveles $I(0)$ con un nivel de significancia del 1%. Al mismo tiempo, con el fin de asegurar la robustez de las pruebas aplicadas, aplicamos las pruebas de Levine et al. (2002), Im et al. (2003) y Breitung (2001) conocidas en la literatura de datos de panel como LLC, IPS y UB respectivamente. Un de las ventajas e utilizar tasas de crecimiento en las series, es que no se requiere obtener la primera diferencia para asegurar que las series sean estacionarias (Salim, Hassan & Shafei, 2014; Long, Naminse, Du & Zhuang, 2015; Azlina & Mustapha, 2012). En efecto, la Tabla 3 reporta los resultados de las pruebas de raíz unitaria señaladas anteriormente a nivel global y por grupos de países.

Una vez determinado la estacionalidad de las variables, en la tercera etapa se procede a estimar la relación de equilibrio a corto y largo plazo entre las tres variables usando técnicas de cointegración de datos de panel. En primera instancia, para determinar el equilibrio a largo plazo utilizamos la prueba de cointegración de Pedroni (1999). Los resultados de la prueba de cointegración indican que el Índice de Gini, el crecimiento económico y la IED tienen una relación de equilibrio a largo plazo, ya que los estadísticos dentro de las dimensiones de los paneles como entre las dimensiones de los paneles son estadísticamente significativos. Estos resultados concuerdan con lo expuesto por Gimba, Seraj & Ozdeser (2021) quienes señalan que en el largo plazo la desigualdad desalienta significativamente el crecimiento económico en los países en desarrollo. Por otro lado, Espoir & Ngepah (2021) en un estudio para África Subsahariana revelan que, en largo plazo, el crecimiento económico disminuye la distribución desigual del ingreso mientras que en el corto plazo el crecimiento económico aumenta la desigualdad.

Dentro del mismo marco, la Tabla 4 nos proporcionó evidencia clara de la existencia de relación de equilibrio entre las variables del modelo. Por lo tanto, en la segunda para de la tercera etapa señalada en la estrategia econométrica es necesario conocer si las variables también presentan una relación de equilibrio a corto plazo. Precisamente, para estimar esta relación a corto plazo utilizamos el modelo de error vectorial con datos de panel (VEC) desarrollado por Westerlund (2007). Es importante tener en cuenta, que este modelo permite verificar el equilibrio de corto plazo entre pares de variables como se formalizo en la estrategia econométrica. Es posible que los cambios en la desigualdad varíen en el corto plazo como resultados de los cambios en el crecimiento y la IED. Bajo esta perspectiva, la Tabla 5 permite aceptar la hipótesis alternativa de cointegración entre las series analizadas. La existencia de equilibrio a corto plazo entre las variables se cumple a nivel global y en todos los grupos de países, de acuerdo a los estadísticos significativos observados en la Tabla 5.

Es importante tener en cuenta que los resultados reportados en la Tabla 4 tienen dos limitaciones relevantes. La primera es que la prueba de cointegración de Pedroni (1999) formalizado en la Ecuación 3 únicamente muestra la existencia o no de un vector de cointegración, pero no dice nada acerca de la fuerza del vector. La segunda es que no nos muestra nada sobre la relación de equilibrio entre las variables de cada país. Al mismo tiempo, es bien sabido que los resultados agregados pueden esconder particularidades de los países de forma individual. Bajo esta perspectiva, los resultados de la cuarta etapa nos proporcionan la fuerza del vector de cointegración a partir de la estrategia desarrollada por Pedroni (2011) formalizada en la Ecuación 5.

En efecto, la Tabla reporta los estimadores obtenidos mediante Mínimos Cuadrados Dinámicos (DOLS) para los cien países utilizados en la investigación. Encontramos que en los PIB el producto interno bruto es estadísticamente significativo, los estimadores son cercanos y mayores a 1. Es decir, en estos países el vector de cointegración es contundente a largo plazo. En el caso de la IED países como: Bangladesh, Botsuana, Burkina, Egipto, Honduras, Kenia, Madagascar, Níger, Pakistán, Senegal, Sri Lanka, Tailandia,

Uzbekistán y Zambia muestran un comportamiento similar al PIB, es decir, el vector de cointegración para estos países también es contundente en el largo plazo. Por lo tanto, tanto la IED como el PIB son factores importantes para combatir la desigualdad, tal como los señalan Aust, Morais & Pinto (2020), en su estudio para 44 países africanos señalan que la presencia de inversores extranjeros influye positivamente en áreas como la infraestructura básica, agua limpia, saneamiento y energía renovable. Dentro del grupo de los PIB, encontramos que Chile es el único que no posee un estimador significativo, es decir, que no contiene un vector de cointegración fuerte que dependa del producto interno bruto y de la IED. De igual manera, Argelia, Antigua y Barbados, Costa Rica, Irán, Jordán, Corea, Malasia, Namibia, Panamá y Sur África tampoco poseen estimadores significativos para el producto interno bruto y la IED. Estos resultados corroboran lo expresado por Kavva & Shijin (2020); Chiu & Lee (2019); El-Shagi, Fidrmuc & Yamarik (2020), los autores encuentran una relación positiva entre el crecimiento económico, el desarrollo financiero sobre la desigualdad de ingresos en los países de bajos ingresos, es decir, es estos países el crecimiento económico funciona como un estimulante para los niveles altos de desigualdad.

Los PIMB tienen un comportamiento similar a los PIB con respecto al producto interno bruto, sin embargo, cabe recalcar que países de América Latina como; Argentina, México y Uruguay que presentan una fuerza en el vector de cointegración del PIB muy significativo y negativo hacia la desigualdad. Por lo tanto, la desigualdad en América Latina está muy influenciada por el crecimiento económico, principalmente por la mala distribución de los recursos. Tal como Janubova (2021); Dabús & Delbianco (2021) indican en sus estudios, que América Latina tiene el peor desempeño económico, lo que a su vez está asociado con menores tasas de ahorro y niveles de desigualdad más elevados. De este modo, Lebdoui (2021) señala que si América Latina alguna vez quiere deshacerse de su etiqueta como "el lugar más desigual del mundo" tendrá que dejar de concentrarse en los síntomas y atacar las causas profundas.

En el caso de la IED, países como Barbados, Brasil, Cyrus, Omán y Trinidad tienen un estimador β menor a 1, además no presentan significancia alguna, indicando que en estos países la IED no índice fuertemente sobre el índice de Gini. Los PIMA, PIA y PIEA muestran un vector de cointegración muy significativo para el caso del PIB, únicamente exceptuando Alemania, como podemos observar estos resultados refuerzan lo expuesto en párrafos anteriores, donde se afirman que el crecimiento económico permite disminuir los niveles de desigualdad principalmente en las economías desarrolladas, tal como lo menciona Michálek & Výboštok (2019) que revelan que en general los países con economías fuertes están en mejores condiciones para enfrentar desafíos como la desigualdad y la pobreza. En cambio, la IED solo Bahamas posee un estimador superior a 1.

Como se estableció en la parte de la estrategia econométrica. Para determinar la fuerza del vector de cointegración a largo plazo también se aplicó modelos de panel PDOLS. En este sentido, la Tabla 7 reporta las estimaciones de panel PDOLS con y sin efectos de tiempo. Cabe recalcar que los resultados centran la atención en los modelos sin dummy, dado que la prueba de Hausman (1978) señala que los efectos de tiempo no explican el modelo. Encontramos que en los PIB y PIB tienen un estimador cercano a 1 en la variable del producto interno bruto, estos resultados sugieren que en estos países presentan mayores niveles de desigualdad al aumentar la producción. De igual manera, los PIMA también presentan un estimador significativo en la variable IED, por lo tanto, en estos países la IED contribuye a incrementar los niveles de desigualdad. Estos resultados contradicen a lo expuesto por Sasidharan & Doytch (2020); Yang, Zhang & Sun (2020) quienes afirman que la IED puede generar nuevos beneficios marginales para las áreas interiores menos desarrolladas, además señalan que una forma efectiva de disminuir las desigualdades regionales dentro de los países es permitiendo una mayor entrada de IED.

Finalmente, en la última etapa se estima las relaciones de causalidad de Granger (1998) para datos de panel formalizado en la Ecuación 6. La estrategia de Dumitrescu & Hurlin (2012) permite corroborar la existencia de causalidad y la dirección de la misma. En este sentido, la Tabla 8 muestra que existe causalidad bidireccional entre la desigualdad y el crecimiento económico en los PIMB. En los apartados anteriores explicamos como el crecimiento económico impacta sobre la desigualdad. Sin embargo, los resultados de la prueba de causalidad nos muestran que la desigualdad también tiene un efecto significativo sobre el crecimiento económico, principalmente en las economías menos desarrolladas que funciona con un

retardante del desarrollo económico. Estos resultados se contrastan con lo expuesto por Anyanwu, Anyanwu & Ciešlik (2021) quienes afirman un impacto negativo de la desigualdad sobre el crecimiento económico, el cual se amplifica en los países que cuentan con abundantes recursos naturales. Asimismo, Crouch (2019); Michálek & Výboštok (2019); Breunig & Majeed (2020) señalan que el efecto negativo de la desigualdad sobre el crecimiento económico se concentra principalmente entre los países con un nivel de pobreza alto. En el caso de la desigualdad y la IED, los resultados de la Tabla 8 nos muestran la no existencia de causalidad entre las variables mencionadas.

Tabla 2. Resultados de las regresiones de línea base GLS

	GLOBAL	PIEB	PIB	PIMB	PIMA	PIA	PIEA
PIB	-2.21*** (-10.41)	-1.54*** (-4.41)	-4.34*** (-8.81)	-4.30*** (-6.96)	0.39 (0.54)	-3.49*** (-3.94)	-2.46 (-1.68)
IED	-0.13* (-2.20)	-0.16 (-1.54)	-0.08 (-0.59)	0.20 (1.05)	-0.18 (-1.39)	-0.12 (-0.64)	-0.11 (-0.40)
Constante	98.09*** (20.93)	80.35** (11.36)	156.0*** (15.03)	143.0*** (10.75)	28.07 (1.62)	131.2*** (5.91)	99.92** (2.83)
Test de Hausman (p-valor)	0.11	0.00	0.03	0.00	0.99	0.00	0.32
Efectos fijos (tiempo)	No	No	No	No	No	No	No
Efectos fijos (país)	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	3600	1368	792	576	324	324	216

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabla 3. Resultado de las pruebas de raíz unitaria

		Sin efectos de tiempo					Con efectos de tiempo				
		PP	DF	LLC	UB	IPS	PP	DF	LLC	UB	IPS
GLOBAL	GINI	-64.74**	-29.37**	-46.19**	-23.26**	3.04	-66.45**	-29.34**	-51.86**	-22.85*	1.22
	PIB	-30.49**	-13.83**	-26.09**	-7.90**	-29.46	-28.97**	-11.76**	-22.31**	-8.05**	-27.68
	IED	-65.41**	-34.04**	-56.68**	-7.94**	-62.86**	-67.47**	-27.69**	-53.20**	-7.49**	-62.95**
PIEB	GINI	-43.12**	-18.68**	-32.25**	-13.22*	0.20	-41.52**	-18.76**	-31.72**	-13.69**	5.91
	PIB	-22.66**	-8.55**	-16.06**	-3.91**	10.43**	-22.03**	-9.10**	-17.03**	-4.50**	13.91**
	IED	-39.95**	-16.34**	-35.95**	-4.83**	17.81**	-41.33**	-16.50**	-35.28**	-4.56**	10.90**
PIB	GINI	-28.63**	-11.48**	-20.49**	-9.23**	2.39	-30.30**	-11.57**	-29.55**	-10.93**	-2.03
	PIB	-12.56**	-6.54**	-12.11**	-3.21**	-13.60**	-8.99**	-2.20**	-2.67**	-2.98**	-9.06**
	IED	-31.23**	-13.25**	-27.79**	-2.90**	-29.74**	-32.47**	-13.51**	-30.71**	-2.50**	-31.62**
PIMB	GINI	-22.43**	-11.22**	-18.21**	-10.51**	0.64	-21.32**	-12.04**	-19.40**	-11.76**	-0.20**
	PIB	-11.17**	-4.96**	-10.36**	-3.14**	-11.66**	-11.14**	-5.51**	-10.42**	-3.00**	-11.10**
	IED	-25.43**	-9.33**	-19.58**	-4.58**	-23.02**	-26.07**	-9.67**	-17.84**	-4.28**	-24.59**
PIMA	GINI	-17.24**	-10.60**	-17.27**	-10.29**	0.01	-17.26**	-11.13**	-12.76**	-8.62**	-1.68
	PIB	-6.75**	-3.44**	-5.41**	-4.72**	-6.80**	-6.85**	-1.84**	-6.57**	-3.56**	-7.29**
	IED	-18.75**	-7.82**	-18.00**	-2.09	-19.23**	-18.97**	-8.57**	-12.46**	-2.25	-16.76**
PIA	GINI	-20.87**	-10.22**	-11.48**	-10.43*	3.77	-20.79**	-8.63**	-14.18**	-10.43*	4.92
	PIB	-8.26**	-5.05**	-9.08**	-3.19**	-8.94**	-8.96**	-3.96**	-8.70**	-2.44**	-9.92**
	IED	-20.19**	-8.68**	-15.92**	-6.96**	-18.53**	-22.12**	-8.41**	-13.17**	-6.29**	-18.19*
PIEA	GINI	-31.62**	-6.73**	-0.29**	-4.87**	4.20	-18.72**	-7.65**	-7.14**	-5.80**	3.68
	PIB	-6.76**	-3.82**	-8.71**	-4.26**	-7.62**	-6.93**	-2.39**	-5.89**	-2.75**	-6.82**
	IED	-17.45**	-8.29**	-14.20**	-2.07**	-15.94**	-18.46**	-8.41	-14.42**	-2.14**	-16.79*

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración de Pedroni (1999)

	GLOBAL	PIEB	PIB	PIMB	PIMA	PIA	PIEA
Within dimension Test statistics							
Panel v-statistic	-1.71*	-1.33*	-0.74*	-0.28*	0.67*	0.02*	-0.27*
Panel p-statistic	-33.15***	-20.36***	-15.91***	-9.95**	-8.30**	-9.21**	-9.27**
Panel PP-statistic	-78.02***	-49.86***	-34.10***	-22.24***	-20.21***	-25.76***	-20.8***
Panel ADF-statistic	-46.40***	-27.06***	-21.39***	-15.3***	-10.85**	-5.31**	-13.17**
Between dimension Test statistics							
Panel p-statistic	-28.65***	-17.68***	-13.72**	-8.70***	-6.84***	-8.02**	-8.75**
Group PP-statistic	-91.59***	-58.44***	-39.35***	-24.89***	-21.83***	-29.16***	-24.06***
Group ADF-statistic	-46.75***	-29.27***	-22.57***	-10.87**	-12.35***	-4.52**	-12.02**

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

5 | CONCLUSIONES

La relación entre crecimiento económico y desigualdad es posiblemente una de las más importantes en la economía, debido al aumento general de la desigualdad que se ha producido en los últimos años, tanto en las economías avanzadas como en desarrollo. Bajo esta perspectiva, la presente investigación analiza la relación entre el índice de Gini, el producto interno bruto y la inversión extranjera directa (IED) en 100 países a nivel global, durante el periodo 1980-2015. En este caso, se utilizó técnicas de cointegración y causalidad de datos de panel; el test de cointegración de Pedroni (1999) para estimar el equilibrio de largo plazo entre las variables, mientras que el test de corrección de error propuesto por Westerlund (2007) para determinar un equilibrio a corto plazo. En ambos casos los resultados nos muestran que la desigualdad, el producto interno bruto y la inversión extranjera directa tienen un movimiento conjunto tanto en el corto plazo como en el largo plazo, es decir, que los cambios del producto interno bruto y la IED tanto en el corto como en el largo plazo generan efectos en la desigualdad. En cuanto a los resultados de los modelos PDOLS y DOLS, la fuerza del vector de cointegración entre la desigualdad y el producto interno bruto es más contundente en los PIMB y PIMA, mientras que el vector de cointegración entre la desigualdad y la IED es más contundente en los PIA y PIEA. Finalmente, la prueba de causalidad de Dumitrescu & Hurlin (2012) confirma la existencia de causalidad bidireccional entre la desigualdad y el producto interno bruto en los PIMB.

La aplicación de estas estrategias econométricas para datos de panel permite obtener resultados consistentes entre las variables

de estudio. Dentro de los resultados se demuestra que la desigualdad se ve afectada mayoritariamente por la producción interna que, por la inversión extranjera directa, corroborando de esta manera la relación negativa entre las variables, tal como mencionan Agudinata, Aggarwal & Ding (2021); Gimba, Seraj & Ozdeser (2021); Espoir & Ngepah (2021) quienes han encontrado una U invertida al momento de relacionar el crecimiento económico y la desigualdad, por lo tanto, a nivel general en el largo plazo a medida que aumenta el crecimiento económico los niveles de desigualdad caerán. En el caso de la inversión extranjera directa Esquivias & Harianto (2020); Ramachandran, Sasidharan & Doytch (2020); Yang, Zhang Sun (2020) señalan que la IED puede generar mayores beneficios marginales para las áreas interiores menos desarrolladas, es decir, una de las formas más efectivas para disminuir las desigualdades regionales es la eficiente distribución de la IED.

Es imprescindible así mismo recalcar que como lo hizo Groth & Madsen (2016), los efectos de crecimiento negativos de la desigualdad encontrados en algunos estudios pueden haber sido exagerados porque la muestra ha estado dominada por países con bajo desarrollo financiero para los cuales considero que la desigualdad es particularmente negativa para el crecimiento. Finalmente, las políticas públicas derivadas de esta investigación, en primera instancia los decisores de política pública deben buscar inversiones extranjeras que permitan una eficiente distribución de los recursos económicos y no solo centrarse en ciertas regiones porque ensancharían la brecha de desigualdad. Por otro lado, los gobiernos locales necesitan una reforma adicional de las actuales políticas de capital extranjero para establecer nuevas ventajas competitivas mediante la plena utilización de los recursos y entornos locales.

Tabla 5. Resultados de la prueba de cointegración de corto plazo de Westerlund (2007).

Grupo	Statistics	PIB			IED		
		Valor	Z-value	p-value	Valor	Z-value	p-value
GLOBAL	Gt	-4.28***	-24.01	00	-6.13***	-46.94	0.00
	Ga	-27.09***	-22.83	00	-53.19***	-62.08	0.00
	Pt	-26.29***	-6.02	00	-59.38***	-44.56	0.00
	Pa	-23.12***	-23.72	00	-56.06***	-78.86	0.00
PIEB	Gt	-4.24***	-14.47	00	-6.19***	-29.39	0.00
	Ga	-28.60***	-15.48	00	-53.10***	-38.18	0.00
	Pt	-22.43***	-10.94	00	-36.81***	-27.71	0.00
	Pa	-22.09***	-13.55	00	-53.37***	-45.84	0.00
PIB	Gt	-4.73***	-13.88	00	-6.18***	-22.31	0.00
	Ga	-29.47***	-12.39	00	-55.38***	-30.66	0.00
	Pt	-7.56***	2.73	00	-27.79***	-20.82	0.00
	Pa	-27.31***	-14.41	00	-55.68***	-36.69	0.00
PIMB	Gt	-3.99***	-8.14	00	-6.15***	-18.88	0.00
	Ga	-24.77***	-7.74	00	-46.68***	-20.92	0.00
	Pt	-14.60***	-7.16	00	-22.32***	-16.16	0.00
	Pa	-22.00***	-8.73	00	-53.78***	-30.02	0.00
PIMA	Gt	-4.43***	-7.74	00	-5.03***	-9.99	0.00
	Ga	-25.02***	-5.92	00	-49.04***	-16.93	0.00
	Pt	-12.71***	-7.43	00	-16.34***	-11.65	0.00
	Pa	-25.66***	-8.39	00	-62.95***	-27.12	0.00
PIA	Gt	-28.60***	-15.48	00	-53.10***	-38.18	0.00
	Ga	-22.43***	-10.95	00	-36.81***	-27.71	0.00
	Pt	-22.09***	-13.55	00	-53.37***	-45.84	0.00
	Pa	-28.60***	-15.48	00	-53.10***	-38.18	0.00
PIEA	Gt	-4.37***	-6.15	00	-7.25***	-14.92	0.00
	Ga	-27.35***	-5.69	00	-63.73***	-10.09	0.00
	Pt	-9.93***	-5.54	00	-16.26***	-12.91	0.00
	Pa	-4.37***	-6.15	00	-7.25***	-14.92	0.00

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabla 6. Resultados de la prueba de los modelos DOLS individuales

PIEB	PIB_{[it]}	IED_{[it]}	PIB	PIB_{[it]}	IED_{[it]}	PIMB	PIB_{[it]}	IED_{[it]}
Bangladesh	-34.33	-3.69	Argelia	-1.61	-0.23	Argentina	-19.83	-1.94
Benin	3.29	-0.001	Antigua B.	-2.46	-0.24	Barbados	32.21	0.66
Bolivia	1.30	0.89	Belice	-10.69	1.38	Brasil	1.93	-0.27
Botsuana	-8.44	2.45	Bulgaria	-11.57	-2.57	Croacia	-0.43	2.97
Burkina Faso	41.36	-1.83	Chile	0.02	0.91	Chipre	-1.53	-0.21
Camerón	18.16	0.52	Colombia	-29.31	3.42	República Ch.	-0.04	-1.14
China	-7.80	-0.81	Congo	45.66	-1.62	Hong Kong	-0.06	1.05
Egipto	2.75	1.09	Costa Rica	31.95	0.93	Indonesia	-3.24	1.27
Guinea Ecuatorial	-0.44	-0.23	República D.	29.27	1.31	México	-40.93	-3.97
Gambia	14.73	-0.25	Ecuador	-107.6	-3.56	Omán	0.69	0.39
Honduras	27.49	-5.57	El salvador	5.70	2.15	Portugal	-7.67	1.10
India	-4.04	0.53	Guatemala	8.41	-1.18	Singapur	-3.90	-2.31
Kenia	-9.65	-1.71	Irán	1.82	-0.63	Surinam	2.10	-1.27
Madagascar	24.95	1.42	Jordania	7.11	-0.09	Trinidad y T.	-3.22	0.23
Mali	60.62	-0.44	Corea	-3.34	-0.04	Ucrania	4.17	-1.65
Marruecos	-2.07	0.07	Malasia	2.44	-0.11	Uruguay	-14.97	2.84
Mozambique	-12.64	0.93	Namibia	4.99	-0.04			
Nicaragua	-10.12	0.01	Panamá	5.98	0.78			
Niger	-60.85	-1.13	Paraguay	-14.4	-2.31			
Nigeria	-6.70	0.96	Perú	-6.29	-3.35			
Pakistán	11.11	1.13	Sur África	-2.89	-0.17			
Filipinas	6.52	0.85	Turquía	5.36	-1.02			
Polonia	20.71	-0.41						
Romania	8.93	-0.21						
Ruanda	2.68	-0.26						
Senegal	-126.90	2.18						
Sierra Leona	0.83	-0.04						
Sri Lanka	25.21	3.55						
Sudan	-7.18	-0.03						
Suazilandia	2.18	0.81						
Tailandia	-2.19	1.32						
Togo	3.37	0.36						
Túnez	-9.95	0.52						
Uganda	12.45	-0.28						
Uzbekistán	4.63	-1.86						
Vietnam	2.79	0.46						
Zambia	9.48	2.22						
Zimbabue	2.23	-0.02						
PIMA	PIB_{[it]}	IED_{[it]}	PIA	PIB_{[it]}	IED_{[it]}	PIEA	PIB_{[it]}	IED_{[it]}
Bahamas	-37.01	1.91	Australia	-18.09	-0.46	Canadá	1.37	0.34
Finlandia	1.99	0.73	Austria	11.16	-0.01	Dinamarca	-23.68	-0.71
Gabón	-17.93	-0.44	Bélgica	-3.65	0.04	Noruega	18.71	-0.10
Grecia	3.29	-0.04	Francia	29.44	0.36	Suecia	-3.86	0.15
Irlanda	-3.20	0.25	Alemania	-0.27	0.01	Suiza	1.70	-0.68
Italia	1.47	-0.05	Países Bajos	-4.06	-0.36	Emiratos Árabes	-0.74	-0.11
Japón	5.35	0.54	Nueva Zelanda	-0.26	0.04			
España	6.15	0.89	Reino Unido	-3.99	-0.22			
Venezuela	4.33	-1.07	Estados Unidos	-9.45	-0.32			

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabla 7. Resultados de los modelos de panel PDOLS

Grupos	Con dummy de tiempo				Sin dummy de tiempo			
	PIB	PDOLS	IED	t-statistic	PIB	PDOLS	IED	t-statistic
GLOBA	-3.53	-1.91	-0.23	-1.42	-3.53	-1.91	-0.23	-1.42
PIEB	-0.13	0.76	-0.09	1.33	0.12	0.76	0.09	1.33
PIB	-1.88	0.09	-0.60	-1.76	-1.88	0.92	-0.60	-1.76
PIMB	-3.24	-2.06	-0.17	0.71	-3.42	-2.06	-0.17	0.71
PIMA	-3.95	-0.19	0.30	1.32	-3.95	-0.18	0.30	1.32
PIA	0.09	-0.38	-0.10	-0.60	0.09	-0.38	-0.10	-0.60
PIEA	-1.08	-0.89	-0.18	-2.10	-1.08	-0.89	-0.18	-2.10

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Tabla 8. Resultados de la prueba de causalidad Dumitrescu y Hurlin (2012)

Dirección de causalidad	Grupo	W-bar	Z-bar	p-valor
PIB → GINI	GLOBAL	28.29	18.07	0.57
	PIEA	12.32	11.42	0.61
	PIA	36.21	11.46	0.25
	PIMA	20.39	0.07	0.95
	PIMB	44.09	26.93	0.02
	PIB	45.67	18.56	0.65
	PIEB	34.25	23.24	0.59
GINI → PIB	GLOBAL	50.28	66.00	0.15
	PIEA	67.96	43.56	0.88
	PIA	65.96	32.50	0.54
	PIMA	36.61	28.77	0.06
	PIMB	76.84***	63.54	0.00
	PIB	23.48	75.63	0.18
	PIEB	47.25	23.67	0.65
IED → GINI	GLOBAL	22.96	0.64	0.52
	PIEA	22.46	20.25	0.88
	PIA	37.62	12.46	0.21
	PIMA	18.72	-0.22	0.83
	PIMB	27.25	0.81	0.42
	PIB	32.65	0.11	0.56
	PIEB	15.68	0.55	0.19
GINI → PIB	GLOBAL	36.89	36.82	0.32
	PIEA	54.65	0.35	0.21
	PIA	56.40	25.74	0.51
	PIMA	39.61	33.96	0.21
	PIMB	22.58	0.29	0.77
	PIB	45.32	23.43	0.57
	PIEB	13.56	0.45	0.89

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001

Referencias bibliográficas

- [1] Achten, S., & Lessmann, C. (2020). Spatial inequality, geography and economic activity. *World Development*, 136, 105114.
- [2] Agusdinata, D. B., Aggarwal, R., & Ding, X. (2021). Economic growth, inequality, and environment nexus: using data mining techniques to unravel archetypes of development trajectories. *Environment, Development and Sustainability*, 23(4), 6234-6258.
- [3] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- [4] Anyanwu, U. M., Anyanwu, A. A., & Cieřlik, A. (2021). Does abundant natural resources amplify the negative impact of income inequality on economic growth?. *Resources Policy*, 74, 102229.
- [5] Ascani, A., Balland, P. A., & Morrison, A. (2020). Heterogeneous foreign direct investment and local innovation in Italian Provinces. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53, 388-401.
- [6] Aust, V., Morais, A. I., & Pinto, I. (2020). How does foreign direct investment contribute to Sustainable Development Goals? Evidence from African countries. *Journal of Cleaner Production*, 245, 118823.
- [7] Azlina, A. A., & Mustapha, N. N. (2012). Energy, economic growth and pollutant emissions nexus: the case of Malaysia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 65, 1-7.
- [8] Basu, P., & Guariglia, A. (2007). Foreign direct investment, inequality, and growth. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 824-839.
- [9] Bhagat, S. (2020). Economic Growth, Income Inequality, and the Rule of Law. *Harvard Business Law Review*.
- [10] Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. *Emerald Group Publishing Limited*.
- [11] Breunig, R., & Majeed, O. (2020). Inequality, poverty and economic growth. *International Economics*, 161, 83-99.
- [12] Brida, J. G., Carrera, E. J. S., & Segarra, V. (2020). Clustering and regime dynamics for economic growth and income inequality. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 99-108.
- [13] Chen, Z., Ge, Y., & Lai, H. (2011). Foreign direct investment and wage inequality: Evidence from China. *World Development*, 39(8), 1322-1332.
- [14] Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93, 1-18.
- [15] Crouch, C. (2019). Inequality in post-industrial societies. *Structural Change and Economic Dynamics*, 51, 11-23.
- [16] Dabús, C., & Delbianco, F. (2021). Income Inequality and Economic Growth in Developing Countries: The Role of Savings. *Asian Journal of Latin American Studies*, 34(1).
- [17] Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *conometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

- [18] Dorsch, M. T., & Maarek, P. (2020). Economic downturns, inequality, and democratic improvements. *European Journal of Political Economy*, 62, 101856.
- [19] Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [20] El-Shagi, M., Fidrmuc, J., & Yamarik, S. (2020). Inequality and credit growth in Russian regions. *Economic Modelling*, 91, 550-558.
- [21] Enders, W., & Sandler, T. (1995). Terrorism: Theory and applications. *Handbook of defense economics*, 1, 213-249.
- [22] Espoir, D. K., & Ngepah, N. (2021). Income distribution and total factor productivity: a cross-country panel cointegration analysis. *International Economics and Economic Policy*, 1-38.
- [23] Esquivias, M. A., & Harianto, S. K. (2020). Does competition and foreign investment spur industrial efficiency?: firm-level evidence from Indonesia. *Heliyon*, 6(8), e04494.
- [24] Giroud, A., & Ivarsson, I. (2020). World Investment Report 2020: International production beyond the pandemic.
- [25] Granger, C. W. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- [26] Groth, C., & Madsen, J. B. (2016). Medium-term fluctuations and the "Great Ratios" of economic growth. *Journal of Macroeconomics*, 49, 149-176.
- [27] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [28] He, S. Y., Lee, J., Zhou, T., & Wu, D. (2017). Shrinking cities and resource-based economy: the economic restructuring in China's mining cities. *Cities*, 60, 75-83.
- [29] Heckman, J. J., & Yi, J. (2012). Human capital, economic growth, and inequality in China (No. w18100). *National Bureau of Economic Research*.
- [30] Huynh, C. M. (2021). Foreign direct investment and income inequality: Does institutional quality matter?. *The Journal of International Trade Economic Development*, 1-13.
- [31] Ibarra-Olivo, J. E. (2021). Foreign direct investment and youth educational outcomes in Mexican municipalities. *Economics of Education Review*, 82, 102123.
- [32] Im, K. S., & Pesaran, M. H. (2003). On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables. *Available at SSRN* 482463.
- [33] Islam, M. R., & McGillivray, M. (2020). Wealth inequality, governance and economic growth. *Economic Modelling*, 88, 1-13.
- [34] Jackson, T. (2019). The post-growth challenge: secular stagnation, inequality and the limits to growth. *Ecological economics*, 156, 236-246.
- [35] Janubova, B. (2021). Relation Between Income Inequality And Economic Growth: Case Study Of Latin America And The Caribbean. *Medzinarodne vzťahy (Journal of International Relations)*, 19(1), 31-47.
- [36] Jonathan Gimba, O., Seraj, M., & Ozdeser, H. (2021). What drives income inequality in sub-Saharan Africa and its sub-regions? An examination of long-run and short-run effects. *African Development Review*, 33(4), 729-741.
- [37] Kavya, T. B., & Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93.
- [38] Le, T. H., & Quah, E. (2018). Income level and the emissions, energy, and growth nexus: evidence from Asia and the Pacific. *International economics*, 156, 193-205.
- [39] Lebdioui, A. (2021). Forever unequal? Mould-breaking strategies to reduce inequality in Latin America. *LSE Latin America and Caribbean Blog*.
- [40] Lessmann, C. (2013). Foreign direct investment and regional inequality: A panel data analysis. *China Economic Review*, 24, 129-149.
- [41] 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.
- [42] Long, X., Naminshe, E. Y., Du, J., & Zhuang, J. (2015). Nonrenewable energy, renewable energy, carbon dioxide emissions and economic growth in China from 1952 to 2012. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 680-688.
- [43] Luo, W., & Xie, Y. (2020). Economic growth, income inequality and life expectancy in China. *Social Science & Medicine*, 256, 113046.
- [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] Michálek, A., & Výboštok, J. (2019). Economic growth, inequality and poverty in the EU. *Social Indicators Research*, 141(2), 611-630.
- [46] Muínelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2011). Economic growth and inequality: the role of fiscal policies. *Australian Economic Papers*, 50(2-3), 74-97.
- [47] Neal, T. (2014). Panel cointegration analysis with xtpedroni. *The Stata Journal*, 14(3), 684-692.
- [48] Ozturk, I., Aslan, A., & Kalyoncu, H. (2010). Energy consumption and economic growth relationship: Evidence from panel data for low and middle income countries. *Energy Policy*, 38(8), 4422-4428.
- [49] Pan-Long, T. (1995). Foreign direct investment and income inequality: Further evidence. *World Development*, 23(3), 469-483.
- [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] Pham, N. S., & Pham, T. K. C. (2020). Effects of foreign aid on the recipient country's economic growth. *Journal of Mathematical Economics*, 86, 52-68.

- [53] Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [54] Ramachandran, R., Sasidharan, S., & Doytch, N. (2020). Foreign direct investment and industrial agglomeration: Evidence from India. *Economic Systems*, 44(4), 100777.
- [55] Rivera, C. G. J., & Castro, G. Á. (2013). Foreign direct investment in Mexico determinants and its effect on income inequality. *Contaduría y administración*, 58(4), 201-222.
- [56] Salim, R. A., Hassan, K., & Shafei, S. (2014). Renewable and non-renewable energy consumption and economic activities: Further evidence from OECD countries. *Energy economics*, 44, 350-360.
- [57] Shahbaz, M., Nasreen, S., Abbas, F., & Anis, O. (2015). Does foreign direct investment impede environmental quality in high-, middle-, and low-income countries?. *Energy Economics*, 51, 275-287.
- [58] Wang, E. Z., & Lee, C. C. (2021). Foreign direct investment, income inequality and country risk. *International Journal of Finance Economics*.
- [59] Wang, S., Li, G., & Fang, C. (2018). Urbanization, economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from countries with different income levels. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 81, 2144-2159.
- [60] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- [61] 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.
- [62] Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data* MIT press. Cambridge, MA, 108(2), 245-254.
- [63] Wu, J. Y., & Hsu, C. C. (2012). Foreign direct investment and income inequality: Does the relationship vary with absorptive capacity?. *Economic Modelling*, 29(6), 2183-2189.
- [64] Xu, C., Han, M., Dossou, T. A. M., & Bekun, F. V. (2021). Trade openness, FDI, and income inequality: Evidence from sub-Saharan Africa. *African Development Review*, 33(1), 193-203.
- [65] Yang, F., Zhang, S., & Sun, C. (2020). Energy infrastructure investment and regional inequality: Evidence from China's power grid. *Science of The Total Environment*, 749, 142384.
- [66] Yang, X., Minford, P., & Meenagh, D. (2021). Inequality and Economic Growth in the UK. *Open Economies Review*, 32(1), 37-69.