

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 período 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 PREVIA

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 en 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 Dufló (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 Niskanen 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, Afesorgbor y Mahadevan (2016) encuentran evidencia empírica sólida de que la imposición de sanciones tiene un efecto perjudicial sobre la desigualdad de ingresos. En estudios distintivos 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 PIAE, 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.

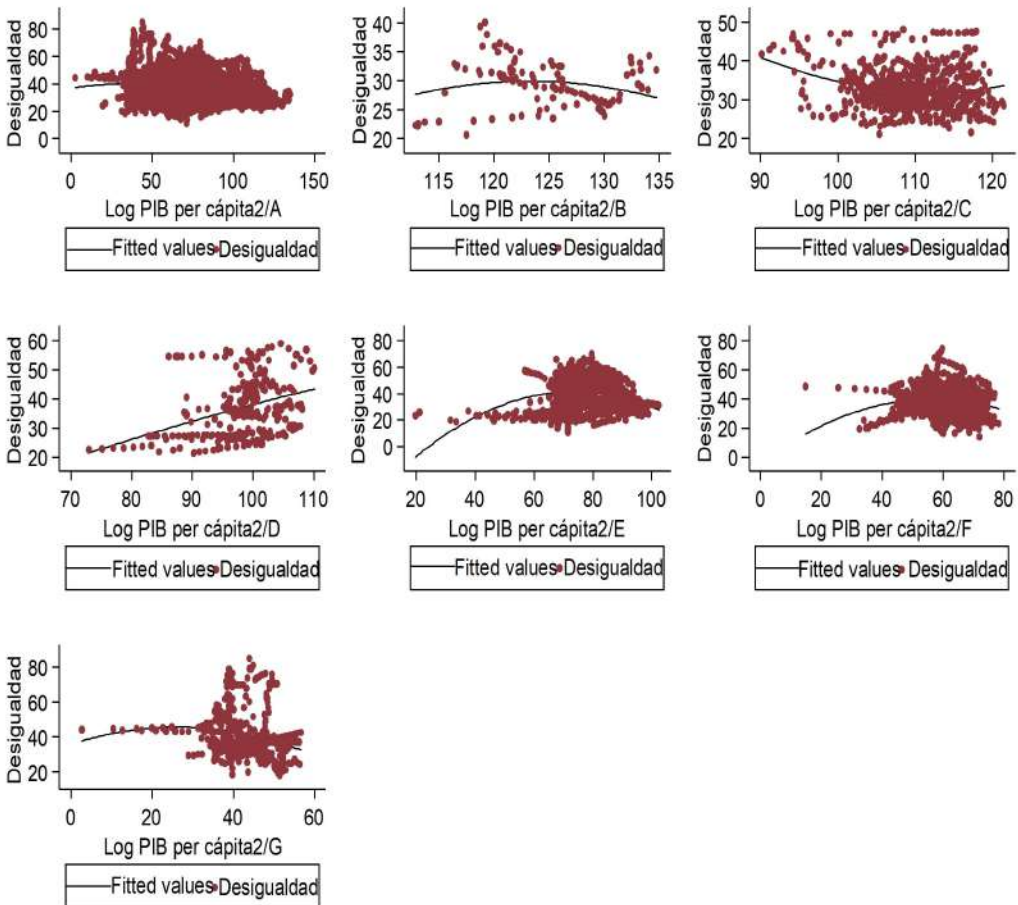
En la figura C, que representa los PIA, la correlación entre desigualdad y PIB per cápita muestra una forma de U invertida; mientras que en la figura D que representa los PIMA la correlación entre desigualdad y PIB per cápita tiene una tendencia lineal creciente.

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	Dev. est.	Mín.	Máx.	Obs
Desigualdad	Global	37,91	10,77	10,91	84,78	N= 3708
	Entre países	9,36	24,02	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:

$$IG = \beta_0 + \beta_1 PIB + \beta_2 PIB^2 + \epsilon \tag{1}$$

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:

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

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:

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

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:

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

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:

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

Donde $t=1, \dots, T$ períodos 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:

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

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 $\beta_1 = \beta_1^1, \dots, \beta_1^k$, γ 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 Dufo (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 Westerlund (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 Westerlund, 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 Voitchofsky (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.

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

PIEA			PIA			PIMA		
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
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 $H_0: = 1$

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

PIMB			PIBJ			PIEB		
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
Argentina	-14,35*	-19,96*	Armenia	-0,35	-8,41	Bangladesh	17,94	44,1
Barbados	-11,23	-1,26	Azerbaijan	-15,6	-15,72*	Cambodia	-0,35	2,5
Botswana	-30,44	-20,72	Belarus	-1,69	-11,96*	Gambia, The	53,12	-79,27
Brazil	3,92	-29,51*	Belice	-10,08*	-5,47	Guatemala	15,49	4,86
Bulgaria	-18,66	-34,17*	Bolivia	-14,19	-42,54	India	35,88	2,29
Chile	13,11	-2,43	China	-5,35	13,66	Kyrgyz	-17,35	-13,47
Colombia	5,47	0,13	Costa de Marfil	7,42	22,82	Lesotho	26,42	-78,25
Costa Rica	9,8	-17,12	Dominican Republic	-6,23	5,94	Mauritania	-18,14	21,24
Croatia	-8,3	-5,31	Egypt,	53,44	28,16	Pakistan	12,7	-0,12
Czech Republic	5,23	24,41	El Salvador	0,15	9,69	Tajikistan	-11*	-11,91*
Ecuador	-6,11	-63,11*	Fiji	-26,84*	-10,75	Tanzania	-230,4	94,34
Estonia	2,39	7,09	Georgia	-3,04	-5,96*	Uganda	31,86	20,25
Hungary	11,05	15,75	Ghana	-28,93	-0,94	Uzbekistan	-4,99	-1,24
Iran, Islamic	-13,28	-7,15	Indonesia	-18,21	3,71	Vietnam	-3,43	-13,16
Jamaica	-52,93	-21,35	Jordan	-15,54	-29,49			
Kazakhstan	-20,39*	-23,81*	Kosovo	-8,72	-1,83			
Korea, Rep.	-6,76	2,6	Macedonia,	-37,84	4,88			
Latvia	-0,54	-0,11	Moldova	-8,8	-12,92*			
Lithuania	0,26	0,59	Mongolia	-6,64	-4,82			
Malaysia	22,71	32,09*	Morocco	184,8*	62,25			
Mexico	-25,11	-24,64	Nigeria	1,73	-4,24			
Montenegro	-0,86	-7,82*	Paraguay	1,05	-12,44			
Panama	3,78	-5,02	Peru	0,16	-9,11			
Poland	-8,05	-3,59	Serbia	-7,37	-0,30			
Romania	-8,22	-16,39*	Sri Lanka	19,65	-22,12			
Russian Federation	-5,44	-7,66	Thailand	-8,54	-0,91			
Slovak	-4,53	2,78	Turkmenistan	9,38	3,22			
South Africa	-4,83	-12,38	Ukraine	-17,2	-17,37*			
Turkey	-32,62*	-48,51	West Bank and Gaza	-6,75*	2,9*			
Uruguay	-16,68	-11,9						
Venezuela	-25,87	-38,31*						

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

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] Busemeyer, 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-Ciمنت, 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., Oechslin, 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] Voitchofsky, 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*.