

Desarrollo económico y desigualdad de ingresos: acceso a la evidencia desde la perspectiva de la hipótesis de Kuznets para una muestra global*

Economic development and income inequality: Accessing evidence from lens of Kuznets' hypothesis for a global sample

*Byron Quito, Wilman-Santiago Ochoa-Moreno,
José Álvarez-García y María de la Cruz del Río-Rama***

ABSTRACT

This research examines the non-linear relationship between economic development and income inequality by using a balanced panel of 113 countries during 1985–2017. The countries are grouped into four subsamples: 45 high-income countries (HIC), 32 upper-middle-income countries (UMIC), 26 lower-middle-income countries (LMIC), and 10 low-income economies (LIC). The Gini indexes before and after taxes and transfers are used as proxies for income inequality, while economic development is represented by the level of real production per capita (GDP). Several panel data estimation techniques are applied, in addition to using second-generation cointegration techniques. Cross-sectional dependence (CD) is considered to examine the long-term

* Artículo recibido el 18 de marzo de 2024 y aceptado el 25 de septiembre de 2024. El contenido es responsabilidad exclusiva de los autores. Parte del artículo retoma la tesis de Byron Quito, “Determinantes de la desigualdad por ingresos: estudio a nivel cantonal en Ecuador usando modelos espaciales durante el periodo 2010-2019” (Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador, 2021).

** Byron Quito, carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja (UNL), Loja, Ecuador (correo electrónico: byron.quito@unl.edu.ec). Wilman-Santiago Ochoa-Moreno, Universidad Técnica Particular de Loja (correo electrónico: wsochoa@utpl.edu.ec). José Álvarez-García, Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, Instituto Universitario de Investigación para el Desarrollo Territorial Sostenible (Interra), Facultad de Empresa, Finanzas y Turismo, Universidad de Extremadura, Cáceres, España (correo electrónico: pepealvarez@unex.es). María de la Cruz del Río-Rama, Departamento de Organización de Empresas, Facultad de Ciencias Empresariales y Turismo, Universidad de Vigo, Ourense, España (correo electrónico: delrio@uvigo.es).

non-linear relationship, and, finally, causality tests are applied to developing policy implications. We find there are long-term relationships between economic development and income inequality, before and after taxes and transfers. Interestingly, when considering the subgroups for the analysis, economic development generates different effects for each group. In particular, there seems to be an inverted U-shaped relationship in the HIC, UMIC, and LMIC groups. However, the second inequality measure, after taxes and transfers, is valid throughout the panel and for all groups of countries. This study proposes potential political implications, which require a deeper understanding of the distribution mechanisms between countries. By considering subsamples, we show that income inequality could distort economic growth.

Keywords: Inequality income; Kuznets; global sample; panel data; cointegration.
JEL codes: D63, F13, F14, F16, F62.

RESUMEN

Este artículo examina la relación no lineal entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos. Utiliza un panel equilibrado de 113 países durante 1985-2017 y cuatro submuestras: incluidas 45 países de ingresos altos (PIA), 32 países de ingresos medio altos (PIMA), 26 países de ingresos medio bajos (PIMB) y 10 países de ingresos bajos (PIB). Los índices de Gini antes y después de impuestos y de transferencia se utilizan como sustitutos de la desigualdad de ingresos, mientras que el desarrollo económico es representado por el nivel de producción real per cápita (producto interno bruto per cápita). Se aplican varias técnicas de estimación de datos de panel, además de técnicas de cointegración de segunda generación. Se considera la dependencia de sección cruzada (CD) con el objetivo de examinar la relación no lineal a largo plazo, y, finalmente, se aplican pruebas de causalidad para la elaboración de implicaciones de política. Encontramos que existen relaciones de largo plazo entre el desarrollo económico y las desigualdades de ingresos (medidas antes y después de impuestos y transferencias). Curiosamente, al considerar los subgrupos para el análisis, el desarrollo económico genera efectos distintos para cada uno de los grupos. En particular, parece existir una relación en forma de U invertida en los grupos PIA, PIMA y PIMB, mientras que, al considerar la segunda medida de desigualdad, después de impuestos y transferencias, se valida en todo el panel y para todos los grupos. Este estudio propone implicaciones políticas potenciales que exigen una comprensión más profunda de los mecanismos distributivos entre países.

Al considerar submuestras demostramos que la desigualdad por ingresos podría generar efectos distorsionadores no deseados sobre el crecimiento económico.

Palabras clave: desigualdad por ingreso; Kuznets; muestra global; datos de panel; cointegración. *Clasificación JEL:* D63, F13, F14, F16, F62.

INTRODUCCIÓN

En recientes informes, la Organización de la Naciones Unidas (ONU) considera que 70% de la población mundial ahora vive en países donde la desigualdad de ingresos ha aumentado en las últimas tres décadas. Las desigualdades entre los grupos sociales —incluidos los basados en la edad, el género, la raza, el origen étnico, el estado migratorio y la discapacidad— son generalizadas tanto en los países desarrollados como en aquellos en desarrollo. La desigualdad de ingresos está en aumento, pues cerca del 10% más rico de la población se queda hasta con 40% del ingreso mundial total, mientras que el 10% más pobre obtiene sólo entre 2 y 7% del ingreso total.

En los países en desarrollo, la desigualdad ha aumentado 11% con base en el crecimiento de la población, de acuerdo con el Programa de las Naciones Unidas para Desarrollo (PNUD, 2016). Asimismo, según las cifras de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2018), la desigualdad de ingresos en sus países alcanzó el nivel más alto en 50 años en 2018. El ingreso promedio del 10% más rico de la población es aproximadamente 9.5 veces más alto que el de su contraparte más pobre. De acuerdo con el World Inequality Lab (Alvaredo et al., 2018), la desigualdad de ingresos varía significativamente entre regiones: en 2016 la participación en el ingreso nacional de apenas el 10% de individuos con mayores ingresos (el decil superior) era de 37% en Europa, 41% en China, 46% en Rusia, 47% en los Estados Unidos y Canadá, y aproximadamente de 55% en el África Subsahariana, Brasil y la India. En Medio Oriente, la región más desigual del mundo de acuerdo con sus estimaciones, el decil superior se apropiaba de 61% del ingreso nacional. Además, la desigualdad de ingresos según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (Martínez Pizarro, 2019) ha continuado su tendencia a la baja, pero a un ritmo menor que en los últimos años: “mientras que entre 2002 y 2014 cayó 1.0% anual, entre 2014 y 2018 la caída fue de 0.6% anual”.

Uno de los primeros autores en analizar y plantear un modelo en torno a la desigualdad fue Kuznets (1955), cuya teoría sostiene que cuando una economía comienza a crecer, también lo hacen las desigualdades, hasta llegar a un cierto punto de desarrollo, en el cual, a pesar del mayor crecimiento económico, las desigualdades van disminuyendo luego y toman la forma de una U invertida. Entre las investigaciones más recientes se encuentra la de Meniago y Asongu (2018), quienes, tras analizar 48 países africanos de 1996 a 2014, mediante el uso del método generalizado de momentos (GMM), encontraron evidencia sólida sobre el nexo en forma de U invertida entre el aumento del producto interno bruto (GDP, por sus siglas en inglés)¹ per cápita y la desigualdad. Asimismo, Blanco y Ram (2019) sugieren que en los Estados Unidos, entre 2006 y 2016, el punto de inflexión que respaldaba una forma de U invertida ocurría cuando el GDP real per cápita alcanzaba 45 940 dólares de 2009.

El presente estudio aporta a la literatura al examinar los efectos modificadores de la distribución en los países sobre una muestra a escala mundial mediante dos medidas de desigualdad. Con base en la teoría y las observaciones preliminares, se propone una relación no lineal entre el desarrollo económico y la desigualdad por ingresos para el análisis empírico. La muestra global de análisis consta de 113 países durante 1985-2017 y se conforma de cuatro submuestras: 45 países de ingresos altos (PIA) (12 375 USD o más), 32 países de ingresos medio altos (PIMA) (3 996-12 375 USD), 26 países de ingresos medio bajos (PIMB) (1 026-3 995 USD) y 10 países de ingresos bajos (PIB) (1 035 USD o menos). Tales submuestras están clasificadas por el método Atlas del Banco Mundial, el cual se basa en el ingreso nacional bruto per cápita (GNI) de cada país. Además, se utilizan dos índices de desigualdad de ingresos: Gini antes de impuestos y antes de la transferencia (GINI1) y Gini después de impuestos y después de la transferencia (GINI2). También se obtienen estimadores de mínimos cuadrados generalizados (MCG), con el objetivo de determinar y validar la hipótesis de la U invertida de Kuznets. Por otro lado, se aplican técnicas de cointegración que permiten conocer el comportamiento a largo plazo, con base en la teoría de estudio. Finalmente, con el fin de construir implicaciones de política, se realiza un test de causalidad entre las dos medidas de desigualdad por ingresos y el nivel de desarrollo económico.

¹ En adelante, se refiere al producto interno bruto con sus siglas en inglés (GDP), a fin de diferenciar ese concepto de las siglas designadas a los países de ingresos bajos (PIB). [N. del E.]

Los principales hallazgos de este estudio son los siguientes. En primer lugar, existen relaciones a largo plazo entre el desarrollo económico y las desigualdades de ingresos (medidas antes y después de impuestos y transferencias). En segundo lugar, se constata que, al considerar subgrupos para el análisis, el desarrollo económico genera efectos distintos para cada uno; asimismo, al considerar la segunda medida de desigualdad (después de impuestos y transferencias), los mecanismos de redistribución sí influyen en los niveles de desigualdad por ingreso, y éstos tienen comportamientos distintos al medir el efecto del desarrollo sobre la desigualdad. En tercer lugar, la hipótesis de Kuznets se valida inicialmente en los grupos PIA, PIMA y PIMB, mientras que, al considerar la segunda medida de desigualdad GINI2, ésta se valida en todo el panel y para las cuatro submuestras. Finalmente, existen relaciones de causalidad bidireccional tanto en la muestra global como en las submuestras al considerar la primera medida GINI1. Por otro lado, cuando se toma la segunda medida GINI2 se observa que de igual forma se presentan relaciones de causalidad bidireccional, excepto en las submuestras de los PIA y los PIMA, donde sólo se encuentra una relación de causalidad unidireccional que va de GINI2 al desarrollo económico.

El resto de este estudio se estructura como sigue. La sección I revisa la literatura relacionada y se centra en el vínculo entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos. El marco teórico, los datos y las estrategias metodológicas de estimación se presentan en la sección II. La sección III informa y discute los resultados empíricos del estudio. Finalmente, la sección IV aborda limitaciones, implicaciones y conclusiones del estudio.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

1. *Una sinopsis de la hipótesis de la U invertida de Kuznets*

La relación entre desarrollo económico y desigualdad de ingresos ha sido ampliamente discutida en la literatura. La teoría principal del desarrollo económico y la desigualdad de ingresos es la hipótesis de Kuznets en forma de U invertida. Kuznets (1955) postuló que “en las primeras etapas del desarrollo económico, la desigualdad de ingresos empeora a medida que aumenta el ingreso per cápita y en las etapas avanzadas del desarrollo económico la desigualdad de ingresos disminuye a medida que aumenta el ingreso per cápita”. Éste es el caso de Meniago y Asongu (2018), quienes hallaron evidencia

de una U invertida entre el GDP per cápita y la desigualdad en 48 países africanos, mientras que Blanco y Ram (2019) identificaron un punto de inflexión similar en los Estados Unidos, pues la curva ocurría cuando el GDP real per cápita era de 45 940 dólares. Estos estudios ya fueron citados de forma más desagregada en la introducción junto con sus principales resultados.

En esta misma línea, Grabarczyk, Wagner, Frondel y Sommer (2018) encuentran, en seis de los ocho países de estudio miembros de la OCDE, relaciones caracterizadas principalmente por una forma de U, en estimaciones entre la intensidad de uso de minerales (aluminio, plomo y zinc) y el nivel de desigualdad desde 1900 hasta 2006. Enfoques alternativos, como el de Jovanovic (2018), quien analiza 26 países exsocialistas del antiguo Bloque del Este durante los años posteriores al socialismo, sugieren que la curva de Kuznets está presente sólo cuando el control del poder de mercado de las empresas es efectivo y los impuestos son altos.

Por otra parte, Wu y Yao (2015), al usar series temporales y técnicas de cointegración con el objetivo de validar la hipótesis de Kuznets para China, durante 1978-2012, concluyeron que, aunque el gobierno intente equilibrar crecimiento, igualdad y propiedad estatal a corto plazo, la propiedad estatal obstinada y los patrones de crecimiento asimétricos ponen en peligro la igualdad a largo plazo y, por lo tanto, han retrasado el punto de inflexión en la curva de Kuznets invertida en forma de U para China. Entre otros estudios que validan la hipótesis de dicha curva están Younsi y Bechtini (2020); Lyubimov (2017); Baloch, Shah, Noor y Magsi (2018), y Wu y Li (2017).

No obstante, en contraste con los estudios anteriores, Mieres Brevis (2020) sugiere en su análisis para Chile que la relación entre el GDP per cápita y el índice de Gini no tiene la forma tradicional de Kuznets de U invertida, sino que el comportamiento es inverso, ya que asegura que los valores iniciales de los ingresos, la actividad económica de la región, la concentración de la población indígena y el capital humano son determinantes importantes y sólidos de la desigualdad de ingresos en Chile. De forma similar, Kavya y Shijin (2020) aseguran que sólo los países de altos ingresos respaldan la existencia de una curva de Kuznets; aquellos de ingresos tanto medios como bajos apoyan el patrón de U entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos.

En consideración a una temporalidad más amplia, hay estudios como el de Sayed y Peng (2020) para cuatro países desarrollados (los Estados Unidos, el Reino Unido, Francia y Alemania), durante 1915-2014, en el que se encuentra una curva en forma de N y se concluye que la curva de Kuznets no explica

este camino, donde la curvatura de la relación es estadísticamente significativa: a medida que aumenta el GDP per cápita, primero incrementa la desigualdad de ingresos, alcanza un máximo nivel de 4 600 USD (en promedio); luego disminuye, llega a un mínimo de 22 355 USD (en promedio), y luego crece nuevamente. Por lo tanto, mientras más se desarrolla el país, mayor desigualdad de ingresos tiene (Sarkodie y Adams, 2020; Sampson, 2016).

2. Vínculo entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos

Hay estudios en los que el análisis central es la relación entre desarrollo económico y desigualdad de ingresos, pero dejan de lado u omiten la hipótesis de la U invertida de Kuznets como base teórica. Entre éstos tenemos los de Le, Kim y Lee (2016) y Le y Tran-Nam (2018), los cuales estudian países de la región de Asia y el Pacífico y encuentran que el crecimiento económico y la desigualdad por ingresos mantienen un equilibrio en el largo plazo, sin considerar los efectos exógenos que ejerce el grado de apertura comercial y desarrollo financiero. Asimismo, al tomar en cuenta medidas alternas al desarrollo económico, como lo proponen Antràs, Gortari e Itskhoki (2017) —quienes además toman la globalización como indicador de desarrollo para los Estados Unidos—, se encuentra que los aumentos inducidos por el comercio en la desigualdad del ingreso disponible erosionan aproximadamente 20% de las ganancias del comercio. De igual forma, Asteriou, Dimelis y Moudatsou (2014) sugieren que el desarrollo económico junto con la apertura de la cuenta de capital y la capitalización del mercado de valores han sido la fuerza impulsora de la desigualdad en la Unión Europea (UE-27) desde 1995.

Por otro lado, un análisis de clúster aplicado por Brida, Carrera y Segarra (2020), en 38 países de 1980 a 2015, sugiere que existen principalmente dos grupos: economías avanzadas (en crecimiento o estancadas con desigualdad de bajos ingresos) y países pobres o en desarrollo (en crecimiento o no, pero con altos niveles de desigualdad de ingresos). Por otra parte, Amri y Nazamuddin (2018) sugieren la existencia de una relación negativa y significativa entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en el largo plazo en Indonesia, además de una causalidad unidireccional desde la desigualdad de ingresos hasta el crecimiento económico (Adrián Risso y Sánchez Carrera, 2019). Asimismo, Mikucka, Sarracino y Dubrow (2017) condicionan esta relación negativa en el largo plazo con una mejora del bienestar

subjetivo cuando la confianza social no disminuye, y en los países más ricos, cuando se reduce la desigualdad de ingresos (Hartmann, Bezerra, Lodolo y Pinheiro, 2019; Lessmann y Seidel, 2017; Lim y McNelis, 2016).

Al analizar los sistemas redistributivos de los países, Akinci (2018) asegura que un aumento en los ingresos de los ricos incrementa los ingresos de los pobres, y viceversa; sin embargo, claramente la contribución de la transferencia de ingresos de los pobres a los ricos es más dominante que al revés. De forma similar, Adam, Kammas y Lapatinas (2015), así como Arévalo y Medina (2015) sugieren que las economías más desiguales dependen más del capital en relación con los impuestos sobre la renta laboral; aunado a ello, que la imposición de sanciones tiene un efecto nocivo sobre la desigualdad de ingresos (Afesorgbor y Mahadevan, 2016). No obstante, Yang y Greaney (2017) proponen en su estudio para cuatro economías (China, Japón, Corea del Sur y los Estados Unidos) que, aunque las medidas redistributivas fiscales redujeron la desigualdad en Japón, no desempeñaron un papel importante en los otros tres países. A medida que aumenta la participación de capital en el proceso de crecimiento y el capital sustituye a la mano de obra, disminuye la fuerza de crecimiento que reduce la desigualdad (Saha y Mishra, 2020; Osakwe, Santos-Paulino y Dogan, 2018; McCalman, 2018). Finalmente, Suresh Babu, Bhaskaran y Venkatesh (2016) estiman que, al controlar las transferencias redistributivas, la desigualdad tiene un efecto perjudicial significativo sobre el crecimiento a largo plazo.

II. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. *Datos*

La información estadística utilizada en esta investigación provino de tres bases de datos diferentes. Los coeficientes de Gini antes de impuestos y transferencias (GINI1) y después de impuestos y transferencias (GINI2) fueron tomados de los datos publicados en The Standardized World Income Inequality Database (SWIID) (Solt, 2019) versión 8 (véase el cuadro 1). El índice de Gini presenta una ventaja en la cuantificación de la desigualdad de ingresos, ya que es una medida ampliamente aceptada en todo el mundo y casi todas las agencias gubernamentales e internacionales lo utilizan para resumir la desigualdad de ingresos o riqueza en una nación o en el mundo (Charles, Gher-

CUADRO 1. Descripción de variables y bases de datos

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Medida</i>	<i>Base de datos</i>
GINI1	Índice de desigualdad de Gini en mercado familiar equilibrado (antes de impuestos y transferencias)	Índice	SWIID (2019)
GINI2	Índice de desigualdad de Gini en mercado familiar equilibrado (después de impuestos y transferencias)	Índice	SWIID (2019)
GDP	El GDP per cápita se mide como el GDP (en dólares estadounidenses constantes de 2010) dividido entre la población de mitad de año	Dólar por persona	WDI (2021)

FUENTES: SWIID (Solt, 2019) versión 8 y los WDI del Banco Mundial (2021).

man y Paliza, 2022). Sin embargo, Mucciardi y Benassi (2023) sugieren que definir la desigualdad de forma que permita una medición precisa dista mucho de ser sencillo, debido a la limitación de información que permitiría una ampliación de dimensiones sobre el indicador. Por ello, pese a sus limitaciones, se utiliza una medida o indicador como el coeficiente de Gini para hablar de desigualdad de ingresos en una determinada región.

Además, el GDP per cápita de los Indicadores del Desarrollo Mundial (WDI, por sus siglas en inglés) del Banco Mundial (2021) (véase el cuadro 1) se presenta como una medida que captura la variación en la producción de bienes y servicios dentro de una economía, normalmente tomada por indicadores como el GDP. Ésta es ampliamente usada para capturar un incremento en el tamaño de la economía; sin embargo, no necesariamente implica una representación en las condiciones de vida de la población (Blotevogel, Imamoglu, Moriyama y Sarr, 2022). Por otro lado, el desarrollo económico implica un concepto más amplio y cualitativo que abarca no sólo un crecimiento en términos económicos, sino también el progreso en términos de bienestar social, equidad, salud, educación y sostenibilidad ambiental (King y Levine, 1994).

El estudio incluye 113 países durante 1985-2017. Éstos se clasificaron con el método Atlas del Banco Mundial, el cual se basa en el ingreso nacional bruto per cápita (INB) de cada país. Los grupos de países de acuerdo con el método se utilizaron para las estimaciones posteriores: 45 países de ingresos altos (PIA) (12 375 USD o más), 32 países de ingresos medios bajos (PIMA) (3 996-12 375 USD), 26 países de ingresos medios bajos (PIMB) (1 026-3 995 USD) y 10 países de ingresos bajos (PIB) (1 035 USD o menos). En las regresiones econométricas las variables dependientes fueron el coeficiente de Gini, antes y después de impuestos, y para la variable independiente se

consideró el GDP per cápita como *proxy* del desarrollo económico, para el estudio de la hipótesis de Kuznets.

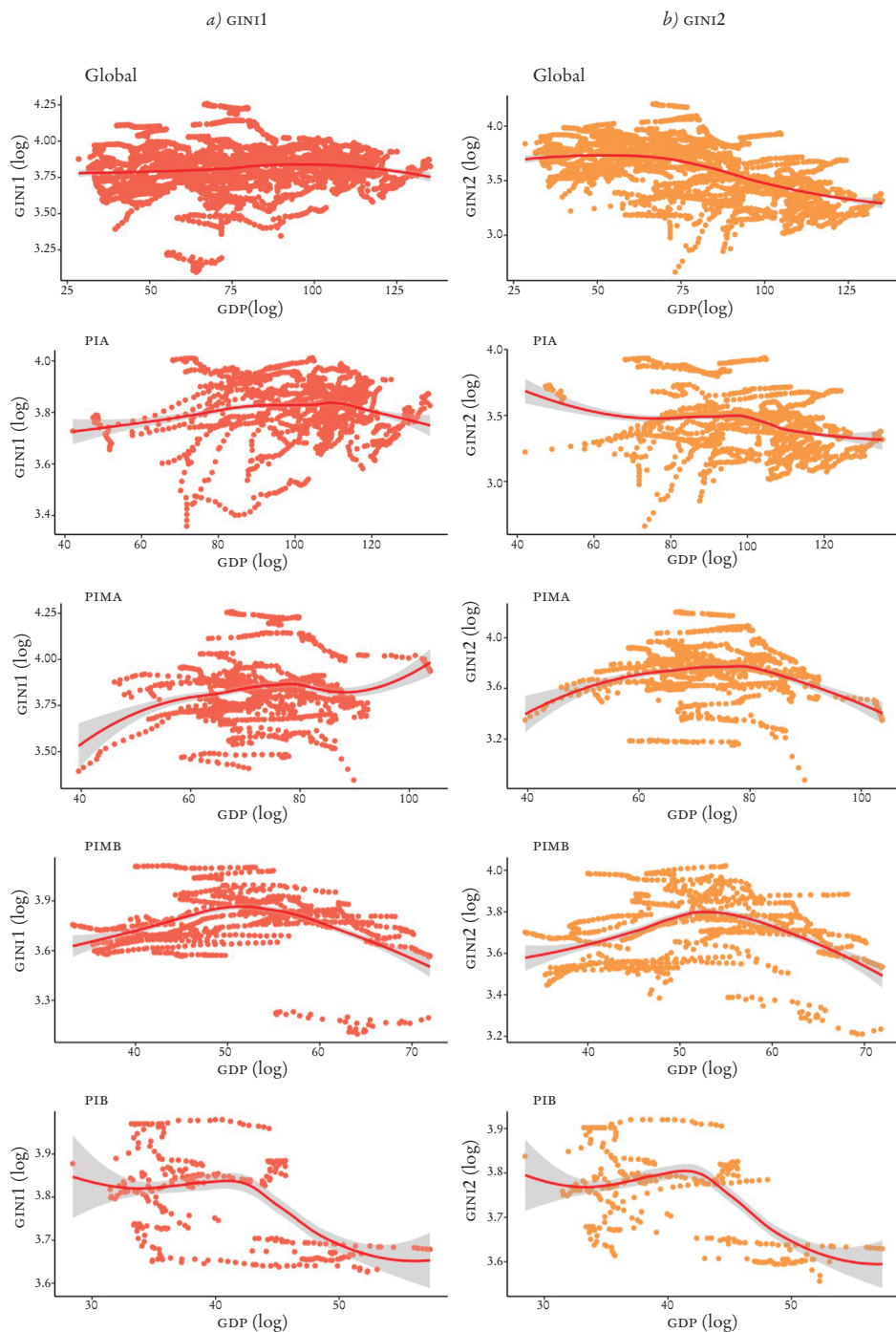
El cuadro 2 muestra las estadísticas descriptivas de la serie. Las variables forman un panel exactamente equilibrado con 3 729 observaciones durante 33 años ($T=1, 2, \dots, 33$) y 113 países ($i=1, 2, \dots, 113$). El logaritmo del coeficiente de GINI1 es más estable dentro de los países que entre ellos; la desviación estándar dentro de los países es 0.05, y entre sí es de 0.14. Asimismo, el logaritmo del coeficiente de GINI2 muestra una menor variabilidad dentro de los países que entre ellos; la desviación estándar dentro de los países es 0.06, que está por debajo de la que hay entre países de 0.24. Mientras, el logaritmo del crecimiento económico (GDP) tiene una mayor estabilidad dentro de los países que entre ellos; la desviación estándar dentro es aproximadamente 0.28, y entre los países 1.48.

Un análisis inicial de la hipótesis de Kuznets es la forma funcional con la que se ajusta el desarrollo económico y la desigualdad por ingresos, lo que tiene como resultado una relación en forma de U invertida. En las gráficas 1a y b se presenta el ajuste antes descrito para GINI1 y GINI2 a escala global con todos los datos de la muestra y por grupo de países según el nivel de ingreso. En la gráfica 1a se observa que, globalmente y por grupos de países —PIA,

CUADRO 2. Estadísticos descriptivos y matriz de correlación de variables

	GINI1 (log)	GDP (log)	GDP ² (log)	GINI2 (log)
<i>Media</i>	3.81	8.61	76.38	3.61
<i>Desviación estándar (en general)</i>	0.15	1.50	25.81	0.24
<i>Desviación estándar (entre países)</i>	0.14	1.48	25.48	0.24
<i>Desviación estándar (dentro de los países)</i>	0.05	0.28	4.72	0.06
<i>Mínimo</i>	3.10	5.33	28.44	2.66
<i>Máximo</i>	4.26	11.63	135.16	4.20
<i>N</i>	3729	3729	3729	3729
<i>n</i>	113	113	113	113
<i>T</i>	33	33	33	33
<i>GINI 1 – 2 (log)</i>	1			1
	-			-
<i>GDP (log)</i>	0.093*	1	1	-0.512*
	(0.000)	-	-	(0.000)
<i>GDP² (log)</i>	0.0883*	0.996*	0.966*	-0.529*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

GRÁFICA 1. *GINI1 (antes de impuestos y transferencias) y desarrollo económico frente a GINI2 (después de impuestos y transferencias) y desarrollo económico*



PIMA, PIMB y PIB—, el ajuste entre GINI1 y la relación con el desarrollo económico sí se cumple en forma de U invertida, lo cual es más claro en los PIMB. De igual forma, en la gráfica 1b se muestra que el ajuste entre GINI2 y el desarrollo económico sí cumple con la forma de U invertida a escala global y por grupo de países; no obstante, se evidencia que el ajuste, aunque tiene la forma funcional según la teoría económica, presenta ciertas variaciones respecto de la gráfica 1, donde se presenta el GINI1.

De forma similar, se muestra en los mapas 1 y 2 la relación entre la desigualdad por ingresos (GINI1 y GINI2) y el desarrollo económico a nivel de países. Podemos observar que existen pequeñas variaciones entre GINI1 y GINI2, las cuales tienden a aumentar o disminuir en cada país, lo que sugiere que existen cambios en el nivel de ingresos y se trasladan a la desigualdad, de manera que se modifica el coeficiente de Gini.

2. Estrategia econométrica

El alcance de este estudio radica en identificar el impacto del desarrollo económico (GDP per cápita) sobre la desigualdad de ingresos antes y después de impuestos y transferencias (GINI1 y GINI2) en una muestra de 113 países, de 1985 a 2017, mediante el modelo teórico de Kuznets (1955), el cual propuso el estudio pionero que predice que el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos tienen una relación en forma de U invertida:

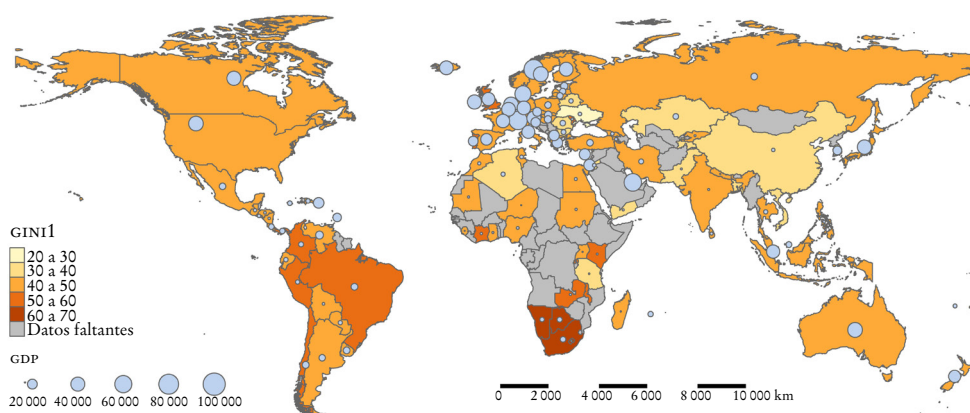
$$I_{it} = f(y_{it}, y_{it}^2) \quad (1)$$

Donde I_{it} representa la desigualdad de ingresos y y_{it} es el desarrollo económico. En línea con la relación en forma de U invertida propuesta, se espera que los coeficientes de nivel de desarrollo económico y su cuadrado tengan signos positivos y negativos, respectivamente. Debido a la disponibilidad de datos, este estudio utiliza datos a nivel de país, a fin de que nuestra ecuación de estimación de referencia, derivada de la ecuación (1), pueda expresarse de la siguiente manera:

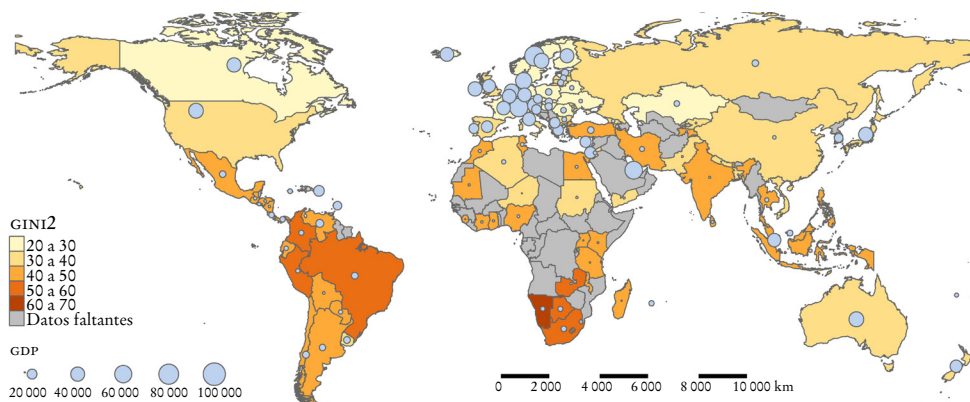
$$I_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 y_{it} + \varphi_2 y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde i y t denotan país y año, respectivamente; φ_s corresponde a los coeficientes, y ε es el término residual clásico. En la hipótesis de la curva de Kuz-

MAPA 1. *Distribución espacial entre GINI1 y desarrollo económico*

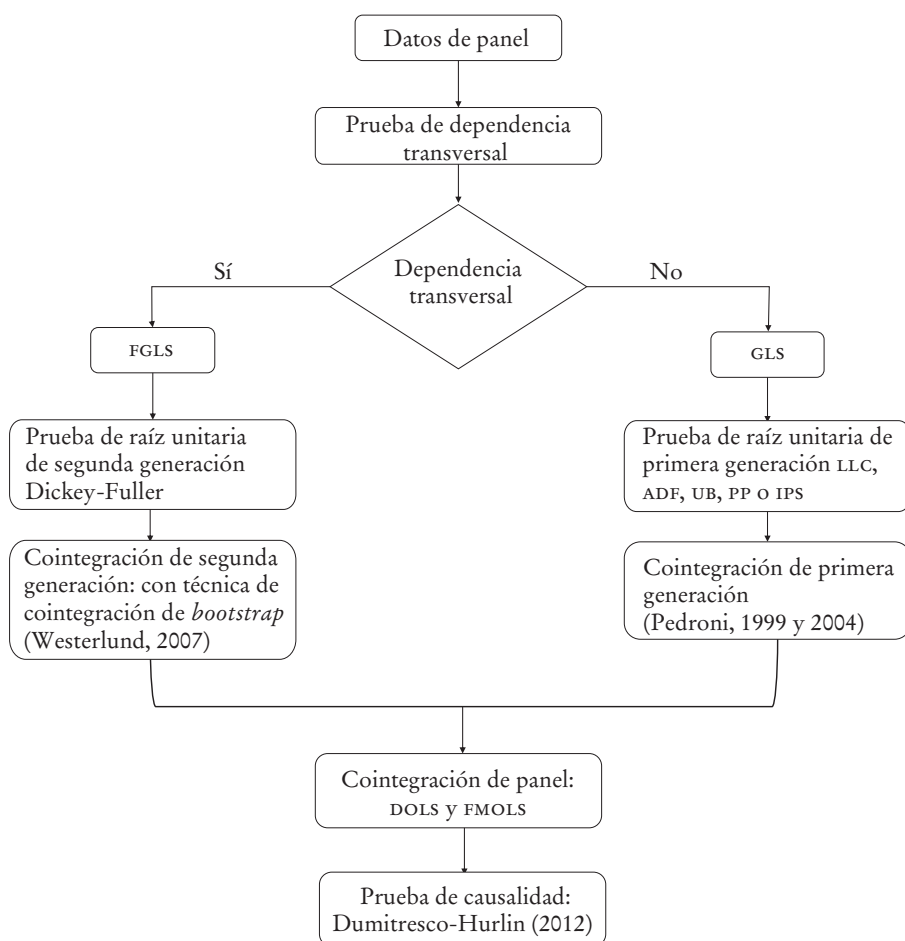


MAPA 2. *Distribución espacial entre GINI2 y desarrollo económico*



nets se supone que $\varphi_1 > 0$ y $\varphi_2 < 0$. Todas las variables se expresan en logaritmos de pase 10, para enderezar patrones de crecimiento exponencial y reducir la heterocedasticidad (es decir, estabilizar la varianza). Debido al impacto inevitable de la CD (dependencia transversal) en los análisis de datos de panel, la investigación empírica debe comenzar con una prueba de dependencia transversal para eliminar la distorsión teórica.

DIAGRAMA 1. Metodología para el análisis panel^a



^a Las siglas se explican más adelante.

a. *Prueba de dependencia transversal* (cross-sectional dependence-CD)

La CD es un problema común en los datos del panel, ya que éstos pasan por alto los errores transversales y ofrecen resultados poco confiables y sesgados (O'Connell, 1998). Por lo tanto, probamos la CD entre los países del panel mediante el enfoque de CD, como lo sugiere Pesaran (2004). La prueba de CD utiliza la siguiente ecuación:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left[\sum_{i=0}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \right] \quad (3)$$

Donde CD es la dependencia de la sección transversal; N es la sección transversal del panel; T es el periodo, y ρ_{ij} es la correlación transversal de los errores entre i y j .

b. *Prueba de raíz unitaria*

Pesaran (2007) introdujo una prueba de raíz de unidad de panel mediante la regresión de Dickey-Fuller aumentada (ADF) con los promedios de sección transversal de la variable de nivel rezagada y el operador de primera diferencia de la serie individual. Con N sección transversal de países y T periodo, este estudio utiliza el modelo dinámico lineal heterogéneo con base en Pesaran (2007) y se escribe como:

$$\Delta I_{it} = \alpha_i + \beta_i I_{i,t-1} + \gamma \bar{I}_{t-1} + \delta_i \bar{\Delta I}_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde $I_{t-1} = (1/N) \sum_{i=1}^N I_{it-1}$ y $\bar{\Delta I}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N \Delta I_{it}$; la media de la sección transversal de los niveles rezagados I_{t-1} y de la primera diferencia $\bar{\Delta I}_t$ de cada serie indica la dependencia de la sección transversal a través de una estructura factorial. Pesaran (2007) obtiene las estadísticas Im-Pesaran-Shin (IPS) modificadas a partir del promedio de la distribución individual aumentada de Dickey-Fuller de sección transversal (CADF) que se presenta como un IPS de sección transversal aumentada (CIPS). El CIPS para la i -ésima unidad transversal se da de la siguiente manera:

$$CIPS = (1/N) \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

c. Prueba de cointegración

Este estudio identifica la cointegración entre la desigualdad por ingresos, el desarrollo económico y este último al cuadrado, para los diferentes grupos de países según el nivel de ingresos. Se consideró la hipótesis nula de no cointegración contra cointegración entre las variables utilizadas. Por lo tanto, este estudio utiliza la prueba de cointegración introducida por Westerlund (2007) para los datos del panel, la cual toma en cuenta la dinámica estructural en lugar de la dinámica residual; por lo tanto, no ponemos restricción alguna a ningún factor común. Además, el modelo de corrección de errores de Westerlund (2007) supone que todas las variables están integradas en el orden 1 o $I(1)$ y está escrito de la siguiente manera:

$$\Delta I_{it} = \theta_i d_i + \pi_i (I_{it-1} - \beta_i y_{it-1}) + \sum_{j=1}^m \pi_{ij} \Delta I_{it-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Donde $d_t = (1-t)$ contiene los componentes deterministas y $\hat{\theta} = (\theta_{1i}, \theta_{2i})'$ es el vector de coeficientes desconocidos a estimar. El coeficiente de corrección de errores π_i se calcula con el método ordinario de mínimos cuadrados. La ecuación anterior puede escribirse como:

$$\Delta I_{it} = \theta_i d_i + \pi_i (I_{it-1} - \hat{\tau}_i y_{it-1}) + \sum_{j=1}^m \pi_{ij} \Delta I_{it-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Donde π_i indica la velocidad de ajuste para el sistema de nuevo al equilibrio. La ecuación anterior confirma que el coeficiente π_i no se ve afectado al imponer un arbitrario $\hat{\tau}_i$. Aplicamos la prueba en el estimador de mínimos cuadrados π_i y calculamos la relación t para cada sección transversal de países. Esto se conoce como estadísticas medias de grupo y se escriben como:

$$G_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\pi_i}{S.E(\hat{\pi}_i)} \quad y \quad G_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\pi_i}{\hat{\pi}_i(1)}$$

G_1 y G_2 prueban la hipótesis nula de que $H_0: \pi_i = 0$ para todo i contra $H_1: \pi_i < 0$ para algún i . Si la hipótesis nula es rechazada, entonces muestra la relación de cointegración de al menos una unidad de sección transversal. Las otras dos estadísticas de prueba se presentan como:

$$P_1 = \frac{\hat{\pi}_i}{S.E(\hat{\pi}_i)} \quad y \quad P_2 = T\hat{\pi}_i$$

P_1 y P_2 prueban la hipótesis nula de que $H_0:\pi_i=0$ para todo i contra $H_1:\pi_i=\pi<0$ para todo i . El rechazo de la hipótesis nula implica el rechazo de una relación no cointegradora para el panel de países en su conjunto. Si existe una relación de cointegración entre variables, entonces este estudio usa la técnica de panel para estimar los coeficientes de largo y corto plazos. Asimismo, se emplea el enfoque de panel de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) heterogéneo completamente modificado (FMOLS, *panel fully modified OLS*) propuesto por Pedroni (2000) y mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) desarrollados por Stock y Watson (1993), para cuantificar los impactos y la dirección del desarrollo financiero sobre los niveles de desigualdad después de confirmar la presencia de una relación de equilibrio a largo plazo.

d. *Prueba de causalidad de Granger*

El enfoque de no causalidad de Granger se empleó para dar cuenta de los problemas de heterogeneidad en los datos del panel, como lo sugirieron Dumitrescu y Hurlin (2012). La prueba de Dumitrescu-Hurlin (DH) es una versión modificada de la prueba de causalidad de Granger, que es más flexible para $T < N$ y $T > N$, en el caso de datos tanto desequilibrados como heterogéneos. La prueba DH usa la ecuación (8):

$$I_{i,t} = \varphi_i + k = \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} I_{it-k} + \sum_{k=1}^k \theta_i^{(k)} \gamma_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde φ_i es la intersección de la pendiente; γ_i y θ_i son los coeficientes de la pendiente; ε es el término de error, y k es el número de longitudes del rezago.

III. RESULTADO Y DISCUSIÓN

En los análisis de datos de panel, la CD fue esencial para seguir con estrategias y técnicas de datos de panel adecuadas (Pesaran, 2004), y el vector y sus resultados se tomaron en cuenta en la estimación de los mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS, *feasible generalized least squares*). Los resultados de la prueba de CD para las variables se presentan en el cuadro 3. Éstos recomiendan que la hipótesis nula de no dependencia transversal sea rechazada. En otras palabras, las perturbaciones que ocurren en un país y su efec-

CUADRO 3. *Análisis de pruebas de dependencia transversal*

<i>Variables</i>	<i>Test CD (2004)</i>		<i>Test CD (2015)</i>	
	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p-valor</i>
GINI1 (log)	59.545	0.000	456.915	0.000
GINI2 (log)	39.003	0.000	456.871	0.000
GDP (log)	300.939	0.000	456.703	0.000
GDP ² (log)	301.703	0.000	455.930	0.000

to indirecto pueden verse en el resto de los países de la muestra, lo que prueba que las decisiones internas no generan efectos aislados. Asimismo, con el fin de estimar la fuerza de la CD, se aplica la prueba de Chudik y Pesaran (2015), la cual rechaza contundentemente la hipótesis nula de que los errores dependen débilmente de la sección transversal.

Al considerar inicialmente la CD, se continúa con las pruebas de Hausman (1978), las cuales mostraron la existencia entre los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios; en consecuencia, se eligió el modelo más acorde con los resultados del test, para el panel global y para la submuestra de países según el nivel de ingresos. Asimismo, se aplicaron el test de Wald modificado para detectar heteroscedasticidad, y la prueba de Wooldridge (1991) para revelar la autocorrelación en el panel. Estas pruebas señalan la necesidad de estimar los parámetros de las ecuaciones (1) y (2) mediante FGLS, para datos de panel de Wooldridge (2002) (véanse los cuadros 3 y 4).

En el cuadro 4 se reportan los resultados de los FGLS estimados, considerando GINI1 en función del desarrollo económico (GDP), además del desarrollo económico al cuadrado (GDP²), el cual representa la segunda etapa de desarrollo. En los resultados estimados, se observa que el GDP genera un efecto positivo y significativo inicialmente sobre GINI1, en 0.09, 0.31 y 0.28%, para los PIA, los PIMA y los PIMB, respectivamente. Sin embargo, a medida que el desarrollo económico aumenta (GDP²) el efecto pasa a ser negativo y significativo, lo que representa la segunda etapa de desarrollo, en la cual los niveles de desigualdad tienden a disminuir en 0.003, 0.002 y 0.02% para los PIA, los PIMA y los PIMB, respectivamente. Estos resultados validan la hipótesis de la U invertida de Kuznets en los grupos de países según el nivel de ingresos; no obstante, a escala global y en los PIB no presentan resultados significativos que validen la curva de Kuznets.

CUADRO 4. Regresión básica FGLS (*GINI antes de impuestos y transferencias*)^a

	<i>Global</i>	<i>PIA</i>	<i>PIMA</i>	<i>PIMB</i>	<i>PIB</i>
<i>GDP (log)</i>	-0.00142 (-0.20)	0.0974*** (20.40)	0.306*** (97.27)	0.281*** (23.64)	0.0135 (0.71)
<i>GDP² (log)</i>	0.000420 (1.01)	-0.00354*** (-13.47)	-0.0197*** (-104.58)	-0.0200*** (-23.78)	-0.00141 (-0.98)
<i>Constante</i>	3.773*** (128.71)	3.185*** (142.92)	2.639*** (198.38)	2.796*** (67.26)	3.887*** (57.58)
<i>Observaciones</i>	3729	1485	1056	858	330
<i>Valor p de la prueba de autocorrelación</i>	0.991	0.981	1.004	1.013	0.993
<i>N grupos</i>	113	45	32	26	10
<i>Efectos fijos (tiempo)</i>	No	No	No	No	No
<i>Efectos fijos (país)</i>	No	No	No	No	No
<i>chi²</i>	35.98	1930.6	18707.7	566.0	13.16

^a Estadístico *t* en paréntesis * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Estos resultados concuerdan con la primera sección de la literatura, al comprobar la existencia de la hipótesis de la U invertida de Kuznets. En este sentido, Kavya y Shijin (2020) presentan evidencia similar, mediante un análisis por grupos de países, donde confirman la existencia de Kuznets aquellos de ingresos altos. De igual forma, Saha y Mishra (2020) aseguran que el crecimiento reduce la desigualdad, estimada por la participación de los ingresos más altos. No obstante, a medida que aumenta la participación de capital en el proceso de crecimiento y el capital sustituye a la mano de obra, disminuye la fuerza de crecimiento que reduce la desigualdad. Por otro lado, al realizar el mismo análisis en los países de ingresos medianos y bajos, éstos presentan una forma de U significativa entre el desarrollo económico y la desigualdad por ingresos (Le y Tran-Nam, 2018).

De igual forma, en el cuadro 5 se reportan los resultados de los FGLS estimados, ahora con base en GINI2 en función del desarrollo económico (GDP), además del desarrollo económico al cuadrado (GDP²). Se observa que el GDP genera un efecto inicial positivo y significativo sobre GINI2 a escala global en 0.13%, y por grupos en 0.22, 0.47, 0.34 y 0.05%, en PIA, PIMA, PIMB y PIB, respectivamente. Sin embargo, a medida que el desarrollo económico aumenta (GDP²), el efecto pasa a ser negativo y significativo, lo que representa

CUADRO 5. Regresión básica FGLS (GINI después de impuestos y transferencias)^a

	<i>Global</i>	<i>PIA</i>	<i>PIMA</i>	<i>PIMB</i>	<i>PIB</i>
<i>GDP (log)</i>	0.125*** (9.32)	0.220*** (34.65)	0.465*** (73.10)	0.336*** (7.15)	0.0532** (2.60)
<i>GDP² (log)</i>	-0.00973*** (-13.61)	-0.0112*** (-30.71)	-0.0300*** (-76.87)	-0.0230*** (-7.15)	-0.00449** (-2.78)
<i>Constante</i>	3.255*** (51.61)	2.345*** (86.00)	1.935*** (75.06)	2.490*** (14.55)	3.574*** (55.03)
<i>Observaciones</i>	3729	1485	1056	858	330
<i>Valor p de la prueba de autocorrelación</i>	0.984	0.975	0.997	0.995	0.985
<i>N grupos</i>	113	45	32	26	10
<i>Efectos fijos (tiempo)</i>	No	No	No	No	No
<i>Efectos fijos (país)</i>	No	No	No	No	No
<i>chi²</i>	1111.1	1924.8	10993.2	51.18	11.02

^a Estadístico *t* en paréntesis * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

la segunda etapa de desarrollo, en la cual los niveles de desigualdad tienden a disminuir en 0.01% a escala global, y por grupos en 0.01, 0.03, 0.02 y 0.004% para los PIA, los PIMA, los PIMB y los PIB. Como se observa, los efectos varían al pasar de GINI1 a GINI2, ganan significancia a escala global, y disminuyen los estimadores por cada uno de los grupos de países, a pesar de esto. Los resultados validan la hipótesis de la U invertida de Kuznets a escala global y en todos los grupos de países, según el nivel de ingreso.

Esta ganancia significativa podría deberse a lo que plantea McCalman (2018): cuando los países con diferentes distribuciones de ingresos se integran, las políticas redistributivas podrían generar modificaciones que posiblemente conlleven variaciones en el comportamiento de los niveles de desigualdad por ingresos. Por ello, se demostraría que lo presentado en los cuadros 4 y 5 estaría recogiendo implícitamente los cambios suscitados por programas y políticas centrados en la disminución o la mitigación de la desigualdad por ingresos. Se consideran también los resultados del estudio de Brida et al. (2020), en el que las economías avanzadas mantienen una política de crecimiento económico que apoya la distribución del ingreso, mientras que en las economías pobres o en desarrollo el crecimiento económico se ve reforzado por la concentración del ingreso. Un estudio similar (Hartmann,

Bezerra, Lodolo y Pinheiro, 2019) que analiza una muestra global de 116 países manifiesta que existen limitaciones estructurales que enfrentan las economías en desarrollo y emergentes para promover el crecimiento inclusivo. De ahí la diferencia entre los resultados de una medida y otra (GINI1 y GINI2).

El siguiente paso es verificar si la serie tiene un proceso estacionario para abstenerse de la estimación de regresión espuria (Ulucak y Bilgili, 2018). Para este propósito se requiere la aplicación de las pruebas de raíz para panel que consideren la dependencia de la sección transversal. Por lo tanto, el estudio lleva a cabo una prueba de Pesaran (2003) y de raíz de unidad de panel (CIPS) desarrollada por Pesaran (2007), que es capaz de considerar dependencias entre países. Los resultados que se muestran en el cuadro 6 sugieren que la hipótesis nula de nivel no estacionario puede rechazarse con una significancia de 1% para la primera diferencia. Esto implica que las variables se integran en el primer orden, es decir, $I(1)$.

Con un nivel estacionario en la primera diferencia $I(1)$ se requiere examinar la relación de cointegración entre las variables en esta consideración, ya que su combinación lineal puede ser estacionaria en niveles. Para este propósito, la prueba de cointegración del panel de Westerlund (2007), que es capaz de manejar el problema de CD, se realiza si la combinación lineal de la serie es estacionaria, para determinar si existe una relación de cointegración o no. Esta prueba de cointegración se basa en el panel (P_t, P_a) y las estadísticas de grupo (G_t, G_a) .

De acuerdo con los resultados de la prueba de cointegración de Westerlund, que se detallan en el cuadro 7, la hipótesis nula de prueba de no cointegración puede rechazarse; en otras palabras, existe cointegración entre desarrollo económico y los niveles de desigualdad por ingresos, para GINI1 y GINI2 a escala global, y para los PIA, PIMA y PIMB, a excepción de los PIB. La confirmación de la cointegración es una indicación de la existencia de una relación a largo plazo entre las variables del estudio. Estos resultados concuerdan con lo encontrado por Baloch et al. (2018) y Grabarczyk et al. (2018), quienes confirman la existencia de una relación de cointegración a largo plazo entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico. De igual forma, Akinci (2018) encuentra que estas dos medidas están cointegradas, en una muestra de 65 países, para un periodo similar de estudio.

Habiendo determinado la relación de cointegración entre variables no estacionarias, los coeficientes a largo plazo deben medirse con estimadores de co-

integración. El presente estudio investiga el análisis a largo plazo, que es el enfoque clave de la estrategia empírica. En esta nota se emplean herramientas econométricas como los FMOLS y los DOLS. Ambos son altamente eficientes en el manejo del problema de la endogeneidad entre los regresores y las correlaciones seriales en los términos de error. El método FMOLS utiliza un enfoque no paramétrico que controla el problema de endogeneidad y la autocorrelación, mientras que el método DOLS erradica las preocupaciones me-

CUADRO 6. *Resultados de las pruebas de raíz unitarias*

Grupos	Variables	Pesaran (2003)				Pesaran (2007)			
		Constante		Constante y tendencia		Constante		Constante y tendencia	
		Z[t-bar]	p-valor	Z[t-bar]	p-valor	CIPS	p-valor	CIPS	p-valor
Global	GINI1	-7.775	0.000	-1.764	0.039	-3.548	0.010	-3.649	0.010
	GINI2	-2.140	0.000	-2.840	0.002	-3.675	0.010	-3.780	0.010
	GDP	-2.140	0.000	-5.561	0.000	-3.861	0.010	-4.191	0.010
PIA	GINI1	-2.230	0.000	-1.377	0.084	-3.490	0.010	-3.753	0.010
	GINI2	-7.058	0.000	-2.280	0.011	-3.561	0.010	-3.578	0.010
	GDP	-5.603	0.000	-2.073	0.019	-3.843	0.010	-3.989	0.010
PIMA	GINI1	-3.385	0.000	-0.470	0.319	-3.330	0.010	-3.470	0.010
	GINI2	-3.536	0.000	-0.738	0.230	-3.483	0.010	-3.569	0.010
	GDP	-6.435	0.000	-3.326	0.000	-3.948	0.010	-4.017	0.010
PIMB	GINI1	-3.184	0.001	-0.082	0.467	-3.626	0.010	-3.696	0.010
	GINI2	-4.390	0.000	-1.396	0.081	-4.005	0.010	-4.074	0.010
	GDP	-5.783	0.000	-4.528	0.000	-4.279	0.010	-4.531	0.010
PIB	GINI1	-2.333	0.010	-0.169	0.433	-3.907	0.010	-4.294	0.010
	GINI2	-5.199	0.000	-4.110	0.000	-4.824	0.010	-4.947	0.010
	GDP	-2.550	0.000	-3.777	0.000	-5.138	0.010	-5.138	0.010

CUADRO 7. *Resultados de la prueba de cointegración de Westerlund (continúa)*

	Estadístico	Valor	z-valor	p-valor	Robustez p-valor
<i>GINI1 (antes de impuestos y transferencias)</i>					
<i>Global</i>	<i>Gt</i>	-2.967	-8.092	0.000	0.040
	<i>Ga</i>	-16.959	-8.087	0.000	0.090
	<i>Pt</i>	-34.789	-14.361	0.000	0.005
	<i>Pa</i>	-19.235	-18.297	0.000	0.000

CUADRO 7. Resultados de la prueba de cointegración de Westerlund (concluye)

		Estadístico	Valor	z-valor	p-valor	Robustez p-valor
<i>GINI1 (antes de impuestos y transferencias)</i>						
<i>PIA</i>	<i>Gt</i>		-3.297	-7.857	0.000	0.000
	<i>Ga</i>		-19.518	-7.684	0.000	0.015
	<i>Pt</i>		-22.300	-9.466	0.000	0.005
	<i>Pa</i>		-19.799	-12.180	0.000	0.005
<i>PIMA</i>	<i>Gt</i>		-2.334	-3.441	0.000	0.035
	<i>Ga</i>		-10.915	-3.876	0.000	0.010
	<i>Pt</i>		-14.562	-6.140	0.000	0.070
	<i>Pa</i>		-10.972	-8.157	0.000	0.015
<i>PIMB</i>	<i>Gt</i>		-2.246	-2.596	0.005	0.110
	<i>Ga</i>		-9.972	-2.607	0.005	0.170
	<i>Pt</i>		-9.986	-2.435	0.007	0.205
	<i>Pa</i>		-6.766	-2.678	0.004	0.200
<i>PIB</i>	<i>Gt</i>		-2.274	-1.712	0.044	0.165
	<i>Ga</i>		-11.617	-2.576	0.005	0.065
	<i>Pt</i>		-5.438	-0.765	0.222	0.415
	<i>Pa</i>		-5.575	-0.840	0.200	0.495
<i>GINI2 (después de impuestos y transferencias)</i>						
<i>Global</i>	<i>Gt</i>		-3.173	-10.811	0.000	0.000
	<i>Ga</i>		-18.760	-10.967	0.000	0.000
	<i>Pt</i>		-36.741	-16.635	0.000	0.005
	<i>Pa</i>		-19.855	-19.400	0.000	0.015
<i>PIA</i>	<i>Gt</i>		-3.473	-9.331	0.000	0.000
	<i>Ga</i>		-21.284	-9.465	0.000	0.000
	<i>Pt</i>		-24.224	-11.707	0.000	0.005
	<i>Pa</i>		-21.342	-13.913	0.000	0.005
<i>PIMA</i>	<i>Gt</i>		-2.331	-3.423	0.000	0.010
	<i>Ga</i>		-10.686	-3.638	0.000	0.005
	<i>Pt</i>		-14.574	-6.153	0.000	0.025
	<i>Pa</i>		-10.898	-8.065	0.000	0.035
<i>PIMB</i>	<i>Gt</i>		-2.625	-4.773	0.000	0.000
	<i>Ga</i>		-12.220	-4.722	0.000	0.000
	<i>Pt</i>		-10.034	-2.482	0.007	0.225
	<i>Pa</i>		-6.354	-2.220	0.013	0.270
<i>PIB</i>	<i>Gt</i>		-2.834	-3.701	0.000	0.010
	<i>Ga</i>		-15.918	-5.086	0.000	0.005
	<i>Pt</i>		-6.038	-1.357	0.087	0.235
	<i>Pa</i>		-6.501	-1.479	0.070	0.315

diente el enfoque paramétrico, al incluir retrasos y pistas de las variables explicativas (Kao y Chiang, 2000). En particular, la técnica DOLS es capaz de manejar la dependencia transversal basada en la obtención de coeficientes específicos del país y producir estimaciones imparciales, eficientes y consistentes. Los resultados de los estimadores FMOLS y DOLS se presentan en el cuadro 8.

Como se observa en los resultados, los vectores de cointegración a largo plazo —los DOLS y los FMOLS— son estadísticamente significativos a escala global y en los grupos PIA, PIMA y PIMB. Una vez más, como se observó en el test de Westerlund (2007), el grupo de PIB no presenta vectores que respalden la existencia de un equilibrio en el largo plazo. La dirección de los vectores de cointegración prueba una vez más la hipótesis de la U invertida de Kuznets, al ser inicialmente positivos y al cambiar su tendencia a negativa, cuando aumenta el desarrollo económico. Estos resultados son similares a los obtenidos por Brida et al. (2020), que confirman las direcciones y la significancia; validan la curva de Kuznets en una muestra de países grandes. De forma similar, Le y Tran-Nam (2018) validan esta relación a largo plazo entre las variables en una muestra de países asiáticos; no obstante, controlan la relación al usar los niveles de desarrollo financiero en el modelo. Por otro lado, Osakwe et al. (2018) proporcionan resultados análogos, al encontrar una relación a largo plazo entre el crecimiento económico y la desigualdad

CUADRO 8. *Resultados para DOLS y FMOLS*

		<i>GINI1 antes de impuestos y transferencias</i>				<i>GINI2 después de impuestos y transferencias</i>			
		<i>DOLS</i>		<i>FMOLS</i>		<i>DOLS</i>		<i>FMOLS</i>	
<i>Grupos</i>	<i>Variable</i>	<i>beta</i>	<i>t-stat</i>	<i>beta</i>	<i>t-stat</i>	<i>beta</i>	<i>t-stat</i>	<i>beta</i>	<i>t-stat</i>
Global	GDP	4.44 ^a	19.77	3.15 ^a	13.65	4.05 ^a	18.31	2.42 ^a	13.17
	GDP ²	-0.24 ^a	-19.35	-0.16 ^a	-13.34	-0.24 ^a	-18.00	-0.14 ^a	-12.90
PIA	GDP	5.65 ^a	9.62	5.10 ^a	10.23	3.68 ^a	9.76	2.62 ^a	9.00
	GDP ²	-0.28 ^a	-9.30	-0.24 ^a	-9.90	-0.19 ^a	-9.59	-0.13 ^a	-8.72
PIMA	GDP	5.12 ^a	11.17	2.78 ^a	7.01	5.44 ^a	10.56	3.19 ^a	7.74
	GDP ²	-0.30 ^a	-11.15	-0.17 ^a	-6.91	-0.32 ^a	-10.59	-0.19 ^a	-7.69
PIMB	GDP	2.92 ^a	16.35	1.56 ^a	7.13	3.90 ^a	13.42	2.21 ^a	6.89
	GDP ²	-0.19 ^a	-15.84	-0.10 ^a	-6.98	-0.26 ^a	-12.92	-0.15 ^a	-6.74
PIB	GDP	0.82	-0.30	-0.40	0.14	1.66	0.32	-0.37	0.24
	GDP ²	-0.04	0.16	0.03	-0.23	-0.11	-0.40	0.02	-0.25

^a Rechaza la hipótesis nula de no equilibrio en el largo plazo.

por ingresos, tanto en su muestra global para 144 países como en una submuestra para los países de África Subsahariana. No obstante, nuestros resultados contradicen lo propuesto por Suresh Babu et al. (2016), quienes encuentran evidencia de que la desigualdad tiene un efecto perjudicial significativo sobre el crecimiento a largo plazo al referirse a la segunda etapa de desarrollo (GDP^2).

Para un análisis más dinámico, se obtienen los estimadores FMOLS por país. Los cuadros 9, 10 y 11 se presentan de acuerdo con los grupos según el nivel de ingreso, PIA, PIMA y PIMB, respectivamente. Con base en los resultados, se observa que para los PIA los países que cumplen o verifican la hipótesis de la U invertida de Kuznets fueron Bélgica, Chile, Dinamarca, Israel, Singapur, Eslovaquia, Reino Unido y Uruguay. Por el contrario, países como Francia y Corea presentan una relación en forma de U, que, contraria a Kuznets, no sigue la teoría. Estos resultados se mantienen tanto en GINI1 como en GINI2.

Asimismo, los vectores FMOLS por países del grupo PIMA validan la hipótesis de la U invertida de Kuznets para China, Colombia, República Dominicana, Guatemala, México, Perú, Tailandia y Venezuela, donde la dirección y la significancia están presentes en los vectores. Por el contrario, Mauritania posee una forma de U contraria a la propuesta por Kuznets, que sugiere que los niveles de desigualdad están en aumento en la segunda etapa de desarrollo. Estos resultados son significativos y mantienen su dirección en GINI1 y GINI2.

Finalmente, presenta el cálculo de vectores FMOLS para determinar la dirección y la existencia de cointegración a largo plazo entre el desarrollo eco-

CUADRO 9. Resultados para países PIA de los vectores FMOLS^a (continúa)

País	GINI1					GINI2				
	GDP	t-stat	GDP^2	t-stat	U-shape	GDP	t-stat	GDP^2	t-stat	U-shape
Australia	10.24	1.96	-0.47	-1.92	No	4.86	4.11	-0.22	-3.90	Sí
Austria	8.39	1.06	-0.38	-1.01	No	19.68	4.12	-0.92	-4.07	Sí
Barbados	1.42	0.75	-0.07	-0.74	No	2.07	0.60	-0.11	-0.59	No
Bélgica	15.34	3.74	-0.72	-3.69	Sí	13.29	2.30	-0.62	-2.27	Sí
Canadá	4.81	0.63	-0.22	-0.62	No	1.55	0.18	-0.07	-0.18	No
Chile	0.89	3.01	-0.05	-3.12	Sí	1.51	3.31	-0.09	-3.43	Sí
Croacia	0.49	1.04	-0.02	-0.97	No	0.31	0.24	-0.02	-0.26	No

^a *Existe una forma de U que no valida la hipótesis de Kuznets.

CUADRO 9. Resultados para países PIA de los vectores FMOLS (concluye)

País	GINI1					GINI2				
	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape
Chipre	0.38	0.33	-0.02	-0.29	No	-1.37	-1.56	0.07	1.53	No
República Checa	4.38	0.62	-0.22	-0.60	No	8.26	0.89	-0.42	-0.87	No
Dinamarca	34.88	2.07	-1.59	-2.06	Sí	0.33	0.02	-0.00	-0.00	No
Estonia	0.87	5.13	-0.05	-4.78	No	1.42	6.39	-0.07	-5.96	Sí
Finlandia	6.04	0.78	-0.28	-0.75	No	3.36	0.53	-0.15	-0.49	No
Francia	-8.86	-2.40	0.42	2.39	Sí*	-26.50	-4.62	1.26	4.60	Sí*
Alemania	9.12	0.88	-0.42	-0.86	No	3.30	0.41	-0.15	-0.38	No
Grecia	2.26	0.72	-0.11	-0.74	No	0.72	0.37	-0.04	-0.42	No
Hong Kong	1.65	1.72	-0.08	-1.64	No	1.56	1.92	-0.07	-1.84	No
Hungría	7.67	2.21	-0.40	-2.17	Sí	11.11	2.83	-0.59	-2.79	Sí
Islandia	10.21	1.88	-0.49	-1.89	No	12.30	1.45	-0.58	-1.45	No
Irlanda	-0.07	-0.10	0.00	0.09	No	0.53	1.76	-0.03	-1.94	No
Israel	13.57	2.58	-0.67	-2.57	Sí	8.93	1.19	-0.43	-1.17	No
Italia	20.81	1.65	-0.99	-1.64	No	11.11	1.65	-0.53	-1.65	No
Japón	8.72	0.88	-0.40	-0.85	No	11.90	1.03	-0.55	-1.00	No
Corea	-2.00	-2.27	0.11	2.29	Sí*	-1.96	-2.78	0.11	2.79	Sí*
Letonia	0.55	2.01	-0.03	-1.75	No	1.05	2.19	-0.05	-1.92	No
Lituania	0.17	1.30	-0.01	-0.68	No	0.21	1.14	-0.01	-0.52	No
Luxemburgo	5.90	1.39	-0.25	-1.34	No	5.88	1.37	-0.25	-1.33	No
Mauritania	1.81	0.30	-0.13	-0.31	No	1.17	0.25	-0.09	-0.26	No
Países Bajos	-3.78	-1.06	0.18	1.08	No	2.36	0.56	-0.10	-0.52	No
Nueva Zelanda	0.97	0.12	-0.04	-0.10	No	-1.70	-0.09	0.09	0.10	No
Noruega	15.73	1.81	-0.69	-1.77	No	4.09	0.40	-0.17	-0.38	No
Panamá	0.71	1.75	-0.04	-1.87	No	0.95	2.37	-0.06	-2.52	Sí
Polonia	2.48	1.71	-0.13	-1.58	No	0.62	0.31	-0.03	-0.27	No
Portugal	0.73	1.36	-0.04	-1.33	No	0.57	1.15	-0.03	-1.15	No
Puerto Rico	1.71	1.39	-0.08	-1.35	No	1.75	1.31	-0.09	-1.28	No
Catar	12.08	1.06	-0.55	-1.06	No	5.03	0.57	-0.23	-0.57	No
Rumania	-4.15	-0.87	0.25	0.91	No	-5.59	-0.92	0.33	0.95	No
Singapur	1.19	2.61	-0.06	-2.54	Sí	1.16	2.88	-0.05	-2.81	Sí
Eslovaquia	7.60	14.58	-0.40	-14.34	Sí	12.33	8.59	-0.65	-8.38	Sí
Eslovenia	0.83	0.26	-0.04	-0.25	No	2.93	0.77	-0.15	-0.76	No
España	4.30	0.38	-0.21	-0.37	No	1.50	0.16	-0.07	-0.16	No
Suecia	6.69	0.67	-0.30	-0.66	No	5.19	0.56	-0.23	-0.53	No
Suiza	-6.78	-1.50	0.31	1.51	No	-34.65	-1.84	1.56	1.84	No
Reino Unido	12.98	4.77	-0.62	-4.73	Sí	14.35	6.69	-0.68	-6.62	Sí
Estados Unidos	7.29	1.06	-0.33	-1.04	No	1.88	0.43	-0.08	-0.39	No
Uruguay	9.49	4.66	-0.53	-4.70	Sí	8.67	5.19	-0.48	-5.25	Sí

nómico y la desigualdad por ingresos en GINI1 y GINI2 por países del grupo PIMB. Los países que validan la hipótesis de la U invertida de Kuznets son Bangladesh, Costa de Marfil, El Salvador, Moldavia, Sri Lanka y Vietnam, donde la dirección y la significancia están presentes en los FMOLS. Estos resultados son significativos y mantienen su dirección en GINI1 y GINI2.

Finalmente, una vez determinada la relación a largo plazo es importante detectar la dirección de causalidad para tales relaciones. Por lo tanto, la prueba heterogénea de causalidad del panel Dumitrescu y Hurlin se emplea

CUADRO 10. Resultados para países PIMA de los vectores FMOLS^a (continúa)

País	GINI1					GINI2				
	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape
Argentina	3.27	0.76	-0.18	-0.77	No	4.39	0.79	-0.25	-0.80	No
Armenia	0.02	0.05	-0.00	-0.08	No	-0.03	-0.05	0.00	0.03	No
Bielorrusia	-0.16	-0.28	0.01	0.23	No	0.10	0.46	-0.01	-0.52	No
Botsuana	0.48	1.98	-0.03	-1.92	No	0.52	2.02	-0.03	-1.98	No
Brasil	2.68	0.67	-0.15	-0.71	No	6.36	1.32	-0.36	-1.37	No
Bulgaria	-0.49	-0.52	0.03	0.55	No	-1.96	-0.78	0.12	0.82	No
Porcelana	1.42	9.75	-0.09	-9.02	Sí	1.49	10.17	-0.09	-9.33	Sí
Colombia	5.16	2.67	-0.30	-2.71	Sí	5.66	2.12	-0.33	-2.15	Sí
Costa Rica	2.53	1.19	-0.14	-1.12	No	3.97	1.65	-0.22	-1.58	No
República Dominicana	1.93	3.19	-0.12	-3.25	Sí	2.35	2.98	-0.14	-3.04	Sí
Ecuador	5.80	1.06	-0.36	-1.09	No	6.65	1.02	-0.41	-1.05	No
Fiyi	1.54	1.01	-0.10	-1.04	No	1.24	0.91	-0.08	-0.96	No
Georgia	0.68	0.93	-0.05	-0.97	No	0.91	0.86	-0.06	-0.90	No
Guatemala	17.38	2.71	-1.13	-2.76	Sí	15.79	2.57	-1.03	-2.62	Sí
Indonesia	0.36	0.72	-0.02	-0.60	No	-0.43	-0.68	0.03	0.82	No
Irán	2.63	1.05	-0.15	-1.04	No	2.84	1.03	-0.17	-1.03	No
Jamaica	1.33	0.76	-0.08	-0.77	No	0.48	0.23	-0.03	-0.24	No
Jordán	3.29	1.05	-0.21	-1.07	No	3.08	0.97	-0.20	-0.98	No
Kazajstán	1.53	4.89	-0.09	-5.10	Sí	1.74	6.53	-0.10	-6.74	Sí
Macedonia	-0.35	-0.25	0.02	0.25	No	0.18	0.07	-0.01	-0.07	No
Malasia	0.75	1.02	-0.05	-1.13	No	0.48	0.76	-0.03	-0.88	No
Mauricio	-0.44	-8.54	0.03	9.04	Sí*	-0.51	-5.14	0.03	5.30	Sí*
México	7.98	2.22	-0.44	-2.22	Sí	7.36	1.80	-0.41	-1.80	No
Namibia	0.11	0.18	-0.01	-0.22	No	0.12	0.19	-0.01	-0.22	No

^a *Existe una forma de U que no valida la hipótesis de Kuznets.

CUADRO 10. Resultados para países PIMA de los vectores FMOLS (concluye)

País	GINI1					GINI2				
	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape
Paraguay	6.36	0.98	-0.38	-0.98	No	8.02	1.35	-0.48	-1.34	No
Perú	3.84	2.88	-0.24	-2.96	Sí	4.05	3.01	-0.25	-3.08	Sí
Rusia	8.95	1.28	-0.52	-1.33	No	12.78	1.32	-0.74	-1.37	No
Sudáfrica	-0.89	-0.21	0.05	0.22	No	0.41	0.15	-0.02	-0.15	No
Tailandia	1.69	2.18	-0.11	-2.25	Sí	1.55	2.21	-0.10	-2.29	Sí
Tonga	1.44	0.85	-0.09	-0.83	No	0.48	0.25	-0.03	-0.22	No
Turquía	0.46	0.93	-0.03	-0.99	No	1.02	1.20	-0.06	-1.27	No
Venezuela	7.82	2.47	-0.41	-2.46	Sí	11.03	2.50	-0.59	-2.48	Sí

para comprender la naturaleza de la relación causal entre las variables del estudio. Este enfoque de causalidad es útil en la corrección de problemas de CD y heterogeneidad (Dumitrescu y Hurlin, 2012). Los resultados de la prueba de causalidad se describen en el cuadro 12. Primero, al considerar GINI1 se observa una relación causal bidireccional a escala global y para todos los grupos de países según el nivel de ingreso (PIA, PIMA, PIMB y PIB). Por otro lado, al considerar GINI2 se sigue presentando la relación causal bidireccional con el desarrollo económico a escala global y en los PIMB y los PIB; no obstante, en los grupos PIA y PIMA sólo se presenta una relación causal unidireccional que parte desde los niveles de desigualdad hacia el desarrollo económico. Este resultado muestra que, al aplicar los procesos distributivos mediante políticas de redistribución, en los PIA y los PIMA el crecimiento económico no genera modificaciones o cambios sobre los niveles de desigualdad.

Estos resultados son confirmados por los propuestos por Le y Tran-Nam (2018), los cuales encuentran una relación causal unidireccional que va desde el crecimiento hacia los niveles de desigualdad por ingresos. Por el contrario, Yang y Greaney (2017) aseguran que no existen relaciones causales a medida que el crecimiento económico aumenta, como sucede en países de ingreso alto. De igual forma, al considerar GINI2 estos resultados se asemejan a los encontrados por Younsi y Bechtini (2020), que aseguran que existe una relación de causal unidireccional que va desde la desigualdad de ingresos hacia el crecimiento económico. De ahí la importancia de generar programas y políticas de crecimiento económico sostenible e inclusivo en el sentido de

CUADRO 11. Resultados para países PIMB de los vectores FMOLS^a

País	GINI1					GINI2				
	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape	GDP	t-stat	GDP ²	t-stat	U-shape
Argelia	4.32	0.57	-0.26	-0.57	No	4.19	0.69	-0.26	-0.70	No
Bangladesh	1.40	9.18	-0.10	-8.97	Sí	1.75	4.78	-0.13	-4.57	Sí
Bolivia	7.21	4.16	-0.49	-4.25	Sí	9.86	3.84	-0.67	-3.90	Sí
Costa de Marfil	-3.23	-0.90	0.23	0.92	No	-3.68	-0.71	0.26	0.72	No
Egipto	1.41	0.84	-0.08	-0.75	No	2.23	1.46	-0.14	-1.38	No
El Salvador	11.33	2.49	-0.73	-2.53	Sí	14.87	2.41	-0.96	-2.45	Sí
Ghana	2.24	3.17	-0.15	-3.03	Sí	2.09	4.28	-0.14	-4.11	Sí
Honduras	5.28	2.37	-0.36	-2.38	Sí	8.50	2.42	-0.57	-2.42	Sí
India	0.25	0.64	-0.01	-0.33	No	0.51	0.99	-0.03	-0.75	No
Kenia	3.17	0.66	-0.24	-0.68	No	3.18	0.74	-0.24	-0.76	No
Kirguistán	0.15	0.15	-0.02	-0.22	No	0.19	0.10	-0.02	-0.16	No
Laos	0.08	0.43	-0.00	-0.19	No	-0.01	-0.09	0.00	0.36	No
Lesoto	-0.12	-0.48	0.01	0.48	No	-0.47	-1.42	0.03	1.36	No
Moldavia	1.55	3.79	-0.11	-3.78	Sí	4.49	3.92	-0.31	-3.93	Sí
Marruecos	0.32	0.88	-0.02	-0.87	No	0.48	1.50	-0.03	-1.47	No
Nepal	0.15	0.49	-0.02	-0.80	No	0.13	0.42	-0.02	-0.70	No
Nicaragua	4.63	1.13	-0.32	-1.14	No	6.58	1.03	-0.46	-1.04	No
Nigeria	-0.40	-0.59	0.03	0.58	No	-0.07	-0.15	0.00	0.14	No
Pakistán	-0.95	-1.54	0.07	1.50	No	-0.64	-1.29	0.05	1.30	No
Filipinas	0.36	1.52	-0.03	-1.66	No	0.57	2.57	-0.04	-2.68	Sí
Sri Lanka	0.91	2.76	-0.06	-2.62	Sí	1.68	4.38	-0.10	-4.13	Sí
Tanzania	-0.07	-0.08	0.01	0.13	No	-0.74	-0.55	0.06	0.61	No
Túnez	1.92	1.66	-0.12	-1.71	No	1.81	1.69	-0.12	-1.73	No
Ucrania	-0.88	-1.01	0.05	0.94	No	0.07	0.07	-0.01	-0.18	No
Vietnam	0.47	5.26	-0.03	-4.92	Sí	0.43	2.81	-0.03	-2.61	Sí
Zambia	-0.93	-1.21	0.07	1.25	No	-0.52	-0.76	0.04	0.81	No

^a **Existe una forma de U que no valida la hipótesis de Kuznets.

generar externalidades positivas, para evitar la concentración de riqueza y el deterioro del crecimiento económico provocado por posibles efectos negativos causados por la desigualdad por ingresos. Esto se encuentra relacionado con los resultados propuestos en el trabajo de Suresh Babu et al. (2016), los cuales consideran que, al controlar las transferencias redistributivas, la desigualdad tiene un efecto perjudicial significativo sobre el crecimiento.

CUADRO 12. *Pruebas de causalidad de Dumitrescu-Hurlin*

<i>Dirección causal</i>	<i>Grupo</i>	<i>w-bar</i>	<i>z-bar</i>	<i>p-valor</i>
<i>GINI1</i>				
<i>GINI1 (log) → GDP (log)</i>	Global	9.062	60.601	0.000
	PIA	7.533	30.990	0.000
	PIMA	11.543	42.170	0.000
	PIMB	7.539	23.578	0.000
	PIB	11.965	24.517	0.000
<i>GDP (log) → GINI1 (log)</i>	Global	4.565	26.794	0.000
	PIA	2.976	9.375	0.000
	PIMA	5.036	16.143	0.000
	PIMB	6.308	19.139	0.000
	PIB	5.671	10.444	0.000
<i>GINI2</i>				
<i>GINI2 (log) → GDP (log)</i>	Global	7.852	51.506	0.000
	PIA	5.888	23.183	0.000
	PIMA	8.742	30.967	0.000
	PIMB	8.415	26.734	0.000
	PIB	12.384	25.455	0.000
<i>GDP (log) → GINI2 (log)</i>	Global	3.736	20.564	0.000
	PIA	2.241	5.885	0.100
	PIMA	3.557	10.228	0.100
	PIMB	5.674	16.852	0.000
	PIB	5.996	11.172	0.000

IV. CONCLUSIONES

Este estudio pretende examinar la relación no lineal entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingresos. Amplía el marco teórico de la hipótesis de la U invertida de Kuznets (1955) al considerar dos dimensiones del nivel de ingresos: antes y después de impuestos y transferencias, haciendo implícito el análisis de los sistemas redistributivos que tienen los países. Se empleó un panel equilibrado de 113 países durante 1985-2017 y cuatro submuestras —incluidas 45 países de ingresos altos (PIA), 32 países de ingresos medios altos (PIMA), 26 países de ingresos medios bajos (PIMB) y 10 países de ingresos bajos (PIB)—. Los índices de Gini antes y después de impuestos y trans-

ferencias se utilizan como sustitutos de la desigualdad de ingresos, mientras que el desarrollo económico es representado por el nivel de producción real per cápita (GDP). Los resultados de los estimadores de FGLS parecen ser consistentes y sólidos para la muestra completa y las cuatro submuestras. Esto da una primera mirada a la validación de la hipótesis de Kuznets.

Los principales hallazgos de este estudio proporcionan evidencia significativa sobre la relación entre el desarrollo económico y la desigualdad de ingreso, es decir, sobre los mecanismos de redistribución. En primer lugar, se presenta evidencia de la relación de largo plazo entre el crecimiento económico y las desigualdades de ingreso; este efecto se mantiene antes y después de impuestos y transferencias. En este sentido, la evidencia sugiere que el crecimiento económico no afecta de forma significativa la distribución, lo hace cuando los mecanismos de redistribución actúan, cuando el efecto de este crecimiento afecta de una mayor forma la desigualdad.

En segundo lugar, al analizar subgrupos se evidencian efectos diferenciados del crecimiento sobre la desigualdad de los distintos subgrupos. Esto resalta la importancia de adoptar medidas o políticas específicas acordes con las características de cada grupo. Por lo tanto, los hallazgos sugieren que no existe un único modelo de crecimiento que sea igualmente efectivo para todas las economías que integran la muestra de análisis. Asimismo, los resultados señalan que los mecanismos de redistribución, evaluados con la segunda medida de desigualdad (después de impuestos y transferencias), tienen un impacto importante en la reducción de la desigualdad. Por ende, las políticas de redistribución desempeñan un papel importante en la reducción de las brechas de desigualdad. Además, al existir variaciones cuando se utiliza la medida de desigualdad (antes y después de impuestos), esto permite evaluar la complejidad de medir la desigualdad y el impacto de las políticas fiscales.

Este estudio investiga las influencias no lineales de desarrollo económico sobre la desigualdad de ingresos para una muestra global. Los resultados obtenidos sugieren que el marco teórico de la curva de Kuznets tradicional puede extenderse a otras relaciones macroeconómicas, como las que existen al considerar factores adicionales que muestren un comportamiento más robusto de las economías. Para la toma de decisiones de los encargados de la elaboración de políticas, éstos podrían considerar las relaciones causales entre el crecimiento económico y la desigualdad por ingresos. Los mecanismos que permiten la transferencia de sociedades que concentran un mayor ingreso hacia aquellas con menores ingresos deberían enfocarse en mitigar los

niveles actuales de desigualdad, ya que, como se presenta en los resultados, la desigualdad podría generar efectos distorsionadores sobre el crecimiento económico a largo plazo. Como lo presentan Adam et al. (2015), con sus hallazgos manifiestan que potenciales implicaciones políticas exigen una comprensión más profunda de los mecanismos entre países. Lograr crear patrones diferenciales a la hora de plantear políticas redistributivas refuerza lo propuesto por el presente estudio: al igual que los resultados arrojados por las submuestras, las políticas deberían diferenciarse de acuerdo con el contexto de cada economía.

Sin embargo, es importante señalar algunas limitaciones del estudio. El uso de medidas agregadas puede ocultar dinámicas a escala individual o sectorial, lo cual podría ofrecer una comprensión más profunda de la relación entre crecimiento y desigualdad. Además, la variabilidad temporal y estructural entre países puede influir en los resultados y no ha sido completamente abordada en este análisis. Asimismo, hay una limitación en la información en ciertas economías, lo que no permitió el uso de otros indicadores o variables que capturen de una forma más amplia tanto el crecimiento como la desigualdad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adam, A., Kammas, P., y Lapatinas, A. (2015). Income inequality and the tax structure: Evidence from developed and developing countries. *Journal of Comparative Economics*, 43(1), 138-154. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2014.05.006>
- Adrián Risso, W., y Sánchez Carrera, E. J. (2019). On the impact of innovation and inequality in economic growth. *Economics of Innovation and New Technology*, 28(1), 64-81. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/10438599.2018.1429534>
- Afesorghor, S. K., y Mahadevan, R. (2016). The impact of economic sanctions on income inequality of target states. *World Development*, 83, 1-11. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.03.015>
- Akinci, M. (2018). Inequality and economic growth: Trickle-down effect revisited. *Development Policy Review*, 36(1), O1-O24. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/dpr.12214>
- Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., y Zucman, G. (coords.) (2018). *Informe sobre la desigualdad global*. Francia: World Inequality Lab.

- Amri, K., y Nazamuddin (2018). Is there causality relationship between economic growth and income inequality?: Panel data evidence from Indonesia. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 6(2), 8-20. Recuperado de: <https://doi.org/10.15604/ejef.2018.06.02.002>
- Antràs, P., Gortari, A. de, e Itskhoki, O. (2017). Globalization, inequality and welfare. *Journal of International Economics*, 108, 387-412. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.07.009>
- Arévalo, J. L., y Medina, G. N. (2015). Democratización de la pobreza en Chiapas. *Economía Informa*, 393, 62-81. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ecin.2015.08.005>
- Asteriou, D., Dimelis, S., y Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modelling*, 36, 592-599. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051>
- Baloch, A., Shah, S. Z., Noor, Z. M., y Magsi, H. B. (2018). The nexus between income inequality, economic growth and environmental degradation in Pakistan. *GeoJournal*, 83(2), 207-222. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s10708-016-9766-3>
- Banco Mundial (2021). World development indicators. Recuperado de: <https://wdr2021.worldbank.org/>
- Blanco, G., y Ram, R. (2019). Level of development and income inequality in the United States: Kuznets hypothesis revisited once again. *Economic Modelling*, 80, 400-406. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.024>
- Blotevogel, R., Imamoglu, E., Moriyama, K., y Sarr, B. (2022). Income inequality measures and economic growth channels. *Journal of Macroeconomics*, 72, 103413. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2022.103413>
- Brida, J. G., Carrera, E. J. S., y Segarra, V. (2020). Clustering and regime dynamics for economic growth and income inequality. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 99-108. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.09.010>
- Charles, V., Gherman, T., y Paliza, J. C. (2022). The Gini index: A modern measure of inequality. En V. Charles, T. Gherman y J. C. Paliza (eds.), *Modern Indices for International Economic Diplomacy* (pp. 55-84). Cham: Palgrave Macmillan. Recuperado de: https://doi.org/10.1007/978-3-030-84535-3_3

- Chudik, A., y Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Dumitrescu, E. I., y Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Grabarczyk, P., Wagner, M., Frondel, M., y Sommer, S. (2018). A cointegrating polynomial regression analysis of the material Kuznets curve hypothesis. *Resources Policy*, 57, 236-245. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.009>
- Hartmann, D., Bezerra, M., Lodolo, B., y Pinheiro, F. L. (2019). International trade, development traps, and the core-periphery structure of income inequality. *Economía*, 21(2), 255-278. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econ.2019.09.001>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Jovanovic, B. (2018). When is there a Kuznets curve? Some evidence from the ex-socialist countries. *Economic Systems*, 42(2), 248-268. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.06.004>
- Kao, C., y Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. En B. H. Baltagi, T. B. Fomby y R. Carter Hill (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, vol. 15; pp. 179-222)*. Leeds: Emerald Group Publishing Limited. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15007-8](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15007-8)
- Kavya, T. B., y Shijin, S. (2020). Economic development, financial development, and income inequality nexus. *Borsa Istanbul Review*, 20(1), 80-93. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.bir.2019.12.002>
- King, R. G., y Levine, R. (1994). Capital fundamentalism, economic development, and economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 259-292. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(94\)90011-6](https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)90011-6)
- Kuznets, S. (1955). *The American Economic Review. American Economic Association*, 45(1), 1-28. Recuperado de: <https://doi.org/10.1257/aer.99.1.i>
- Le, T. H., Kim, J., y Lee, M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: An empirical investigation.

- Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5), 1047-1059. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1103138>
- Le, T. H., y Tran-Nam, B. (2018). Trade liberalization, financial modernization and economic development: An empirical study of selected Asia-Pacific countries. *Research in Economics*, 72(2), 343-355. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rie.2017.03.001>
- Lessmann, C., y Seidel, A. (2017). Regional inequality, convergence, and its determinants – A view from outer space. *European Economic Review*, 92, 110-132. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.11.009>
- Lim, G. C., y McNelis, P. D. (2016). Income growth and inequality: The threshold effects of trade and financial openness. *Economic Modelling*, 58, 403-412. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.05.010>
- Lyubimov, I. (2017). Income inequality revisited 60 years later: Piketty vs Kuznets. *Russian Journal of Economics*, 3(1), 42-53. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ruje.2017.02.003>
- Martínez Pizarro, J. (2019). *Nuevas tendencias de la migración en América Latina y el Caribe y urgentes problemáticas*. CEPAL. Recuperado de: https://escueladeverano.cepal.org/2019/sites/default/files/session/files/presentacion_j._martinez_ag_19.pdf
- McCalman, P. (2018). International trade, income distribution and welfare. *Journal of International Economics*, 110, 1-15. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.10.002>
- Meniago, C., y Asongu, S. A. (2018). Revisiting the finance-inequality nexus in a panel of African countries. *Research in International Business and Finance*, 46, 399-419. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.04.012>
- Mieres Brevis, M. (2020). Develando los determinantes de la desigualdad del ingreso en Chile: estudio empírico regional. *Revista de Análisis Económico*, 35(1), 99-127. Recuperado de: <https://doi.org/10.4067/s0718-8870-2020000100099>
- Mikucka, M., Sarracino, F., y Dubrow, J. K. (2017). When does economic growth improve life satisfaction? Multilevel analysis of the roles of social trust and income inequality in 46 countries, 1981–2012. *World Development*, 93, 447-459. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.01.002>

- Mucciardi, M., y Benassi, F. (2023). Measuring the spatial concentration of population: A new approach based on the graphical representation of the Gini index. *Quality & Quantity*, 57(6), 5193-5211. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s11135-022-01607-2>
- O'Connell, P. G. J. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44(1), 1-19. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00017-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00017-2)
- OCDE (2018). *Education at a Glance 2018: OECD Indicators*. París: OECD Publishing. Recuperado de: <https://doi.org/10.1787/eag-2018-en>
- Osakwe, P. N., Santos-Paulino, A. U., y Dogan, B. (2018). Trade dependence, liberalization, and exports diversification in developing countries. *Journal of African Trade*, 5(1-2), 19. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.joat.2018.09.001>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 653-670. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En B. H. Baltagi, T. B. Fomby y R. Carter Hill (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics*, vol. 15; pp. 93-130). Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-625. Recuperado de: <https://econpapers.repec.org/RePEc:wil:wileco:2004-15>
- Pesaran, M. H. (2003). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. Recuperado de: <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. *Faculty of Economics*, 1240, 1-39. Recuperado de: <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. Recuperado de: <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- PNUD (2016). Desarrollo humano para todos. *Informe sobre el desarrollo humano 2016*. Nueva York: PNUD. Recuperado de: http://hdr.undp.org/sites/default/files/HDR2016_SP_Overview_Web.pdf

- Saha, A. K., y Mishra, V. (2020). Genetic distance, economic growth and top income shares: Evidence from OECD countries. *Economic Modelling*, 92, 37-47. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.007>
- Sampson, T. (2016). Assignment reversals: Trade, skill allocation and wage inequality. *Journal of Economic Theory*, 163, 365-409. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jet.2016.02.001>
- Sarkodie, S. A., y Adams, S. (2020). Electricity access, human development index, governance and income inequality in Sub-Saharan Africa. *Energy Reports*, 6, 455-466. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2020.02.009>
- Sayed, A., y Peng, B. (2020). The income inequality curve in the last 100 years: What happened to the Inverted-U? *Research in Economics*, 74(1), 63-72. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rie.2019.12.001>
- Solt, F. (2019). The Standardized World Income Inequality Database. Version 8. Harvard Dataverse, V4. Recuperado de: <https://doi.org/10.7910/DVN/LM4OWF>
- Stock, J. H., y Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Suresh Babu, M., Bhaskaran, V., y Venkatesh, M. (2016). Does inequality hamper long run growth? Evidence from emerging economies. *Economic Analysis and Policy*, 52, 99-113. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.08.005>
- Ulucak, R., y Bilgili, F. (2018). A reinvestigation of EKC model by ecological footprint measurement for high, middle and low income countries. *Journal of Cleaner Production*, 188, 144-157. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.03.191>
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- 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. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(91\)90076-P](https://doi.org/10.1016/0304-4076(91)90076-P)
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts: Hong Kong.
- Wu, X., y Li, J. (2017). Income inequality, economic growth, and subjective

- well-being: Evidence from China. *Research in Social Stratification and Mobility*, 52, 49-58. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2017.10.003>
- Wu, Y., y Yao, H. (2015). Income inequality, state ownership, and the pattern of economic growth – A tale of the Kuznets curve for China since 1978. *Atlantic Economic Journal*, 43(2), 165-180. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s11293-015-9451-9>
- Yang, Y., y Greaney, T. M. (2017). Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States. *Journal of Asian Economics*, 48, 6-22. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.10.008>
- Younsi, M., y Bechtini, M. (2020). Economic growth, financial development, and income inequality in BRICS countries: Does Kuznets' inverted U-shaped curve exist? *Journal of the Knowledge Economy*, 11(2), 721-742. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s13132-018-0569-2>