

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

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

Alejandra Criollo¹ | Priscila Méndez²

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

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

Correspondencia

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

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Enero 2020

Fecha de aceptación

Junio 2020

Dirección

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

RESUMEN

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

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

Códigos JEL: C23. D31. E24.

ABSTRACT

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

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

JEL codes: O14. E24. C33.

1 | INTRODUCCIÓN

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

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

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

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

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

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

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

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

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

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

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

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

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

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

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

Tabla 1. Descripción de variables

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

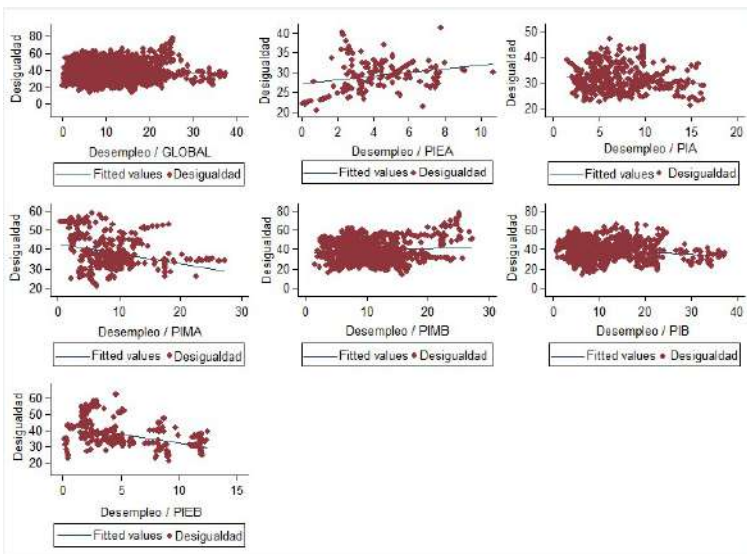


Figura 1. Relación entre el desempleo y la desigualdad de ingresos a nivel mundial y por grupos de países.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

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

3.2 | Metodología

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4 | RESULTADOS

4.1 | Resultados básicos

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

4.2 | Pruebas de raíz unitaria

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

4.3 | Equilibrio de corto y largo plazo y causalidad

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

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

Tabla 3. Resultados del modelo GLS con variables de control

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

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

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

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

* significancia al 1%

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

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

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

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

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

Tabla 5. Prueba de cointegración de Pedroni

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

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

Tabla 6. Prueba de Westerlund VECM

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

4.4 | Causalidad de Granger

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

5 | CONCLUSIONES

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

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

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

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

Referencias

bibliográficas

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

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