

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

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

Cecibel Jiménez¹ | Jorge Flores-Chamba¹

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

Correspondencia

Cecibel Jiménez, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

Email: cecilia.jimenez@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Julio 2021

Fecha de aceptación

Diciembre 2021

Dirección

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

RESUMEN

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

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

Códigos JEL: D63. H5. C23.

ABSTRACT

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

Keywords: Inequality; Public spending; Panel data.

JEL codes: D63. H5. C23.

1 | INTRODUCCIÓN

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

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

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

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

algunas conclusiones e implicación de políticas.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Fuentes estadísticas

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

Tabla 1. Descripción de las variables

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

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

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

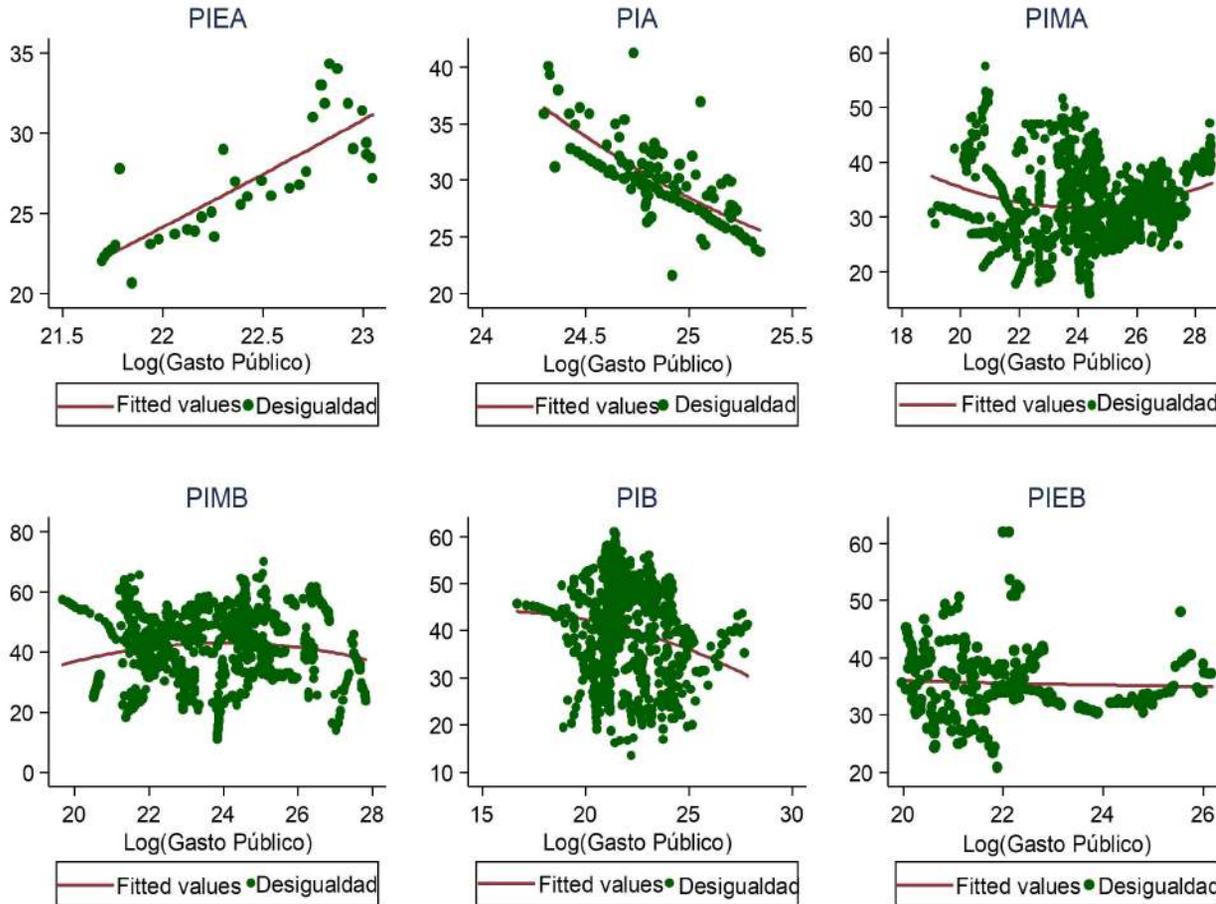


Figura 1. Correlación entre la desigualdad y el gasto público

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

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

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables

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

3.2 | Formalización econométrica

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4 | DISCUSIÓN DE RESULTADOS

4.1 | Resultados básicos

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

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

Tabla 3. Relación entre la desigualdad y el gasto público

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

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

4.2 | Test de raíz unitaria

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

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

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

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

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

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

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

Tabla 5. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni

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

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

4.3 | Fuerza del vector de cointegración y causalidad de Granger

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

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

Tabla 6. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA			PIA			PIMA		
Country	WD	WOD	Country	WD	WOD	Country	WD	WOD
Luxemburgo	.	1.96	Dinamarca	-0.47	-0.32	Australia	0.58	-0.58
			Noruega	-0.3	-2.34	Austria	-0.23	-0.97
			Suiza	-0.11	-0.28	Bahamas	-0.27	-0.41
						Barbados	-0.39	0.17
						Canada	0.04	-0.92
						Cyprus (Chipre)	-1.32	-1.34
						Czech Republic	-0.06	0.07
						Finland	0.47	0.99
						France	-1.05	0.38
						Germany	1.04	-0.09
						Greece	2.3	3.74
						Hungary	-0.27	-0.49
						Iceland	0.99	2.3
						Ireland	0.95	1.56
						Israel	-0.25	-0.39
						Italy	-0.94	-0.78
						Japan	-0.84	0.29
						Lithuania	-1.29	-0.59
						Malta	1.76	0.42
						Netherlands	-0.33	1.98
						New Zealand	-0.5	0.52
						Portugal	1.33	1.84
						Singapore	0.36	0.65
						Slovak Republic	-1.02	-0.25
						Slovenia	0.09	0.06
						Spain	1.7	0.83
						Sweden	-2.33	-1.45
						United Kingdom	-1.37	0.74
						United States	0.47	-2.53
						Venezuela, RB	-3.97	-5.51

PIMB			PIB			PIEB		
Country	WD	WOD	Country	WD	WOD	Country	WD	WOD
Argentina	-1.41	-0.55	Armenia	-1.7	-2.16	Bangladesh	0.09	1.3
Botswana	-0.84	-0.54	Azerbaijan	-0.89	-1.74	India	-1.17	-3.34
Brazil	-0.77	-0.45	Belarus	-2.06	-3.5	Kyrgyz Republic	-1.74	-2.16
Bulgaria	-1.55	-1.98	Bolivia	0.29	-1.91	Pakistan	-0.8	-0.22
Chile	0.48	-0.59	Cambodia	0.42	0.55	Tajikistan	-1.11	-1.47
Colombia	-1.36	-0.86	China	0.2	0.6	Tanzania	1.7	1.68
Costa Rica	1.98	1.82	(Costa de Marfil	-1.57	-1.23	Uganda	-0.41	-0.47
Croatia	0.62	0.5	Dominican Republic	-2.55	-1.05			
Ecuador	-0.1	-2.08	El Salvador	1.99	-1.11			
Estonia	0.72	0.52	Guatemala	-1.87	0.99			
Iran, Islamic.	0.13	0.28	Honduras	2.27	0.71			
Jamaica	0.02	-0.54	Indonesia	0.56	1.96			
Kazakhstan	2.23	3.34	Macedonia, FYR	-0.64	-0.45			
Korea, Rep.	-2.06	-0.95	Mauritania	0.71	0.28			
Latvia	-0.16	0.66	Moldova	-0.51	-1.5			
Malaysia	-1.1	-1.19	Morocco	-0.41	-2.69			
Mexico	-1.77	-1.48	Nigeria	0.15	-0.46			
Montenegro	0.57	-4.14	Paraguay	0.83	0.07			
Panama	1.11	-1.07	Peru	1.3	-0.54			
Poland	0.87	1.23	Serbia	-1.03	-2.13			
Romania	-0.35	0.16	Sri Lanka	0.68	1.78			
Russian Federation	-1.44	-1.37	Thailand	-1.73	-0.64			
South Africa	1.12	1.25	Ukraine	1.08	-1.44			
Turkey	-1.51	-3.18						
Uruguay	-0.02	-0.36						

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

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

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

Tabla 7. Resultados del modelo PDOLS para grupos de países

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

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

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

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

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

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

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

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

5 | CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

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

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

infraestructura productiva.

Referencias bibliográficas

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

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