

# ¿El gasto público reduce la desigualdad?: Análisis para 90 países a nivel mundial usando técnicas de cointegración

Bryan Yaguana<sup>1</sup>, Wilfrido Torres<sup>2</sup>, Fernando Yunga<sup>3</sup>

*Carrera de Economía. Universidad Nacional de Loja. Loja, Ecuador*

Fecha de recepción: Febrero 2019. Fecha de aceptación: Junio 2019

---

## Resumen

El presente trabajo de investigación analiza el nexo del gasto estatal sobre la desigualdad mediante el uso de un panel para 90 países a nivel mundial durante el período: 1980 - 2015. Para el análisis empírico se dividió los países en 6 grupos acorde a su nivel de ingreso y se aplicó técnicas de cointegración y causalidad. Se usó la base de datos del *World Development Indicators (WDI)* del Banco Mundial (2018). Los resultados muestran que a nivel global existe una relación negativa entre gasto gubernamental y desigualdad tanto en el corto como en el largo plazo lo que indicaría que el gasto estatal reduce la desigualdad. Pero no existe un patrón de cointegración generalizado para los países según su nivel de ingreso, lo que invalida la hipótesis planteada. Se concluye que la desigualdad depende de características propias de cada país y de otros factores a tomar en cuenta en trabajos futuros. Para temas de política económica, se recomienda analizar temas de programas sociales para mitigar la desigualdad, pero focalizados en países donde la pobreza esté bien delimitada, en países de ingresos bajos y extremadamente bajos.

**Palabras clave:** Modelos con Datos de Panel; Desigualdad; Gasto público; Cointegración

**Códigos JEL:** C23. D31. E62.

---

## Does public spending reduce inequality?: Analysis for 90 countries worldwide using cointegration techniques

### Abstract

This research work analyzes the nexus of state spending on inequality through the use of a panel for 90 countries worldwide during the period: 1980 - 2015. For the empirical analysis, countries were divided into 6 groups according to their level of admission and cointegration and causality techniques were applied. The World Bank's World Development Indicators (WDI) database (2018) was used. The results show that globally there is a negative relationship between government spending and inequality in both the short and long term, which would indicate that state spending reduces inequality. But there is no generalized cointegration pattern for countries according to their income level, which invalidates the hypothesis. It is concluded that inequality depends on the characteristics of each country and other factors to be taken into account in future work. For economic policy issues, it is recommended to analyze issues of social programs to mitigate inequality, but focused on countries where poverty is well defined, on low-income and extremely low-income countries.

**keywords:** Models with Panel Data; Inequality; Public spending; Cointegration

**JEL codes:** C23. D31. E62.

---

<sup>1</sup>Autor: Bryan Yaguana Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: bryan.yaguana@unl.edu.ec

<sup>2</sup>Coautor: Wilfrido Torres. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: wilfrido.i.torres@unl.edu.ec

<sup>3</sup>Coautor: Fernando Yunga. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: luis.f.yunga@unl.edu.ec

## 1. Introducción

La riqueza a nivel mundial ha incrementado considerablemente dentro de los últimos años, y con ello la desigualdad. De acuerdo con el informe “La riqueza cambiante de las naciones 2018” del Banco Mundial, en su estudio para 141 países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCED) desde el año 1995 a 2014. A nivel mundial la riqueza mundial incrementó en un 66% aproximadamente (de 690 billones a 1143 billones en dólares estadounidenses constantes de 2014 a precios de mercado). La desigualdad fue enorme, en países de ingreso alto la riqueza per cápita fue 52 veces superior a la de los países de ingreso bajo (Lange, Wodon Carey, 2018). Si bien no existe una teoría concisa que asocie al gasto gubernamental con la desigualdad, diversos autores dentro de la evidencia empírica han relacionado variables proxy para distintos países y niveles de economía (Berg *et al.*, 2018). La mayoría de ellos incluye algunos factores que tienen que ver de manera indirecta con temas de elección social, inversión y capital humano (Alesina & Perotti, 1996; Galor & Moav, 2004). A pesar de ello no existe un consenso generalizado a favor ni en contra de esta relación. Para Anderson *et al.*, (2017) en países de mediano y bajo ingreso, al analizar la relación entre gasto gubernamental con temas de pobreza y desigualdad, encontraron que no existe una evidencia general de la afectación del gasto gubernamental con disminución de pobreza por ingresos.

Por otro lado, diversos trabajos empíricos encuentran una asociación entre desigualdad y distintas variables asociadas al gasto gubernamental (Piketty *et al.* 2017; Heathcote *et al.*, 2017; Jackson *et al.*, 2015). Al no existir una posición generalizada para la causalidad del gasto gubernamental sobre la desigualdad, en la presente investigación, planteo un modelo para verificar la hipótesis sobre la incidencia de la inversión estatal sobre desigualdad. Para ello, examino la relación entre desigualdad y gasto gubernamental para 90 países a nivel mundial empleando un panel de datos, el cual tiene la ventaja de brindar resultados más robustos, utilizo datos obtenidos del Banco Mundial para el período 1980–2015. Se empleó técnicas de cointegración para datos de panel (Pedroni, 2004) para examinar la existencia de cointegración en el largo plazo y dentro del corto plazo (Westerlund, 2007) y a para determinar la fuerza del nexo, en el caso de existir, además de causalidad de tipo Granger (Dumitrescu & Hurlin 2012).

Este trabajo es diferenciando de los trabajos antes realizados en distintos aspectos. Primero, se utilizó un panel de datos con variables que capturan de buena manera ambas variables dentro del modelo a utilizar, el coeficiente de Gini para medir la desigualdad y gasto de consumo final del gobierno general (en dólares constantes de 2010). En segundo lugar, se realiza una clasificación en 6 grupos de los países sometidos al análisis y divididos de acuerdo con nivel de ingreso medido por su ingreso per cápita. Finalmente, se emplea técnicas de cointegración para datos de panel actuales, que permiten un acertado cálculo de resultados empíricos para la relación entre ambas variables. Una limitante para realizar el trabajo está relacionada con la medida de la desigualdad más exacta para nuestro trabajo (Halter *et al.*, 2014). Los resultados muestran evidencia que acepta la pregunta de investigación, a nivel global existe una cointegración negativa entre gasto gubernamental y desigualdad, por ende, se asume que mayor inversión estatal en una economía reduce la desigualdad. Pero, por otro lado, no se encuentra evidencia clara de que el nivel de ingreso de los países influya en el gasto gubernamental para mitigar la desigualdad. Los resultados de cointegración no son concisos por grupos de países, únicamente se evidenció una relación estadísticamente significativa para países en Asia y algunos países Latinoamericanos.

Este trabajo está estructurado en cuatro secciones adicionales a la introducción. La segunda sección abarca la revisión de la literatura previa. La tercera sección describe los datos y establece el modelo

econométrico a utilizar. La cuarta sección discute los resultados encontrados. Finalmente, la quinta sección, muestra las conclusiones e implicaciones de política.

## 2. Revisión y literatura previa

A nivel mundial, la riqueza ha incrementado estrepitosamente y con ella la desigualdad, (Lange *et al.*, 2018). La necesidad de mitigar este problema es evidente, la norma general sugiere una inversión estatal que debe estar bien enfocada a los grupos de interés que permita una cobertura idónea (Piketty *et al.*, 2017). La cantidad de evidencia empírica es sumamente amplia, la mayoría de los trabajos apuntan a una afectación del gasto estatal sobre temas de programas sociales (Jackson *et al.*, 2015; Bandiera *et al.*, 2017; Baird *et al.*, 2016). Otros apuntan que la desigualdad está asociada a temas de manejo de política y elección social (Heathcote *et al.*, 2017; Casaburi & Troiano, 2015). Como se mencionó anteriormente este trabajo aporta a la evidencia empírica al agrupar los países objeto de análisis en grupos según el criterio de su nivel de desarrollo basado en su ingreso per cápita. Por ende, los diversos artículos que relacionan ambas variables o similares utilizados en la evidencia empírica se agruparon en 4 grupos de países con alto, mediano y bajo ingreso, además incluyo un grupo para diversos trabajos a nivel global. Dentro de los países de ingresos altos es notorio que la mayoría de la riqueza esta acumulada en el estrato o nivel de ingreso más alto gracias a la acumulación de capital privado en pocas manos. (Piketty & Zucman, 2014; Gabaix *et al.*, 2016). Por ende, es de vital importancia la intervención estatal en temas de inversión en programas sociales que permitan mejorar las condiciones de la población. El garantizar un nivel de educación superior y educación en temas de inversión brindan mayor oportunidad de percibir mayores ingresos en edad adulta (Jackson *et al.*, 2015; Lusardi *et al.*, 2017).

La recaudación fiscal de los países analizados es clave para mitigar la desigualdad, pues se obtienen grandes ingresos producto del fisco dirigidos a programas sociales para el sector menos desfavorecido (Heathcote *et al.*, 2017). Por ende, atacar el tema de evasión fiscal afecta la desigualdad al bloquear ingresos que se destinan a programas estatales. Así lo aseguran Casaburi & Troiano (2015) para Italia, afirman que un gasto en programas tecnológicos para contrarrestar evasión fiscal como el programa *Ghost-House Busters*, además de generar un mayor nivel de reelección de los políticos, generan un incremento de programas sociales que mitigan la desigualdad usando recursos fiscales. Hay que tener en cuenta, la dirección del gasto gubernamental para poder mitigar de manera adecuada la desigualdad y que se enfoquen en los sectores de la población más desfavorecidos (Gete & Zecchetto, 2017). Piketty *et al.* (2017) aseguran que el gasto gubernamental influye en la desigualdad, en Estados Unidos a partir de 1913 el ingreso ha incrementado considerablemente sobre todo en el estrato superior, y a pesar de la intervención estatal en temas de prestaciones sociales, la desigualdad se ha cubierto en una pequeña fracción. Para el segundo grupo de países con ingresos altos, Justino & Martorano (2018) determinaron que el gasto gubernamental en temas de bienestar social mitiga los conflictos militares, pero que únicamente esto se cumple solo en gastos invertidos para temas de programas sociales y de bienestar.

En el tercer grupo se incluyen países que poseen características marcadas, población con niveles de pobreza considerable, donde la inversión estatal en programas sociales genera empoderamiento y mejorar la desigualdad general de su población (Bandiera *et al.*, 2017). Los programas sociales deben monitorearse de manera adecuada para que generen resultados plausibles (Banerjee *et al.*, 2016). Además, han demostrado una afectación de la desigualdad tanto en el corto como en el largo plazo. Así Baird *et al.* (2016), hallaron que el gasto estatal en programas de salud en temas de desparasitación generase en el largo plazo mejores condiciones para mitigar la desigualdad de niños en Kenia.

Finalmente, para el cuarto grupo en estudios a nivel micro y macro, surgen algunos factores que afectan nuestras variables de interés. Bierbrauer & Boyer (2015) encontraron que temas de elección social y tipo de política inciden en la desigualdad, debido a las promesas y elecciones de distintos candidatos sobre temas de retribuciones y programas sociales. La desigualdad salarial en la empresa, según Grossman & Helpman (2018) muestran a nivel empresarial el crecimiento económico más rápido generalmente genera una mayor desigualdad salarial debido a temas de especialización y mayor capacidad de un solo grupo de trabajadores. En temas a nivel macro, diversos estudios para países miembros de la OCDE, establecen que la desigualdad se asocia a temas de ciclos económicos. Dentro de los niveles de ingreso, en el extremo bajo se eleva durante las crisis económicas, mientras que el aumento de la desigualdad de gama alta se asocia con el crecimiento económico (Pontusson & Weisstanner, 2018). Por otro lado, la aplicación de procesos de descentralización fiscal, acompañado de medidas para mejorar la calidad del gobierno, serían una estrategia eficaz para la reducir las desigualdades regionales (Kyriacou *et al.*, 2017). A nivel de país Correa & Leil (2016) encontraron que la intervención estatal mediante leyes SOP (Say On Pay, por sus siglas en inglés) mitigan la desigualdad salarial.

Temas étnicos y movilidad humana se asocian con la desigualdad, según Alesina *et al.* (2016) el índice de desigualdad entre grupos étnicos está débilmente correlacionado con la desigualdad del ingreso y modestamente correlacionado con la fraccionalización étnica. Se detectaron una fuerte asociación negativa entre la desigualdad étnica y el PIB real per cápita. Así mismo Corak (2013) señala la afectación de la desigualdad en el ingreso de las futuras generaciones, esto resalta nuestro trabajo respecto al tema de agrupación de países e incidencia del gasto gubernamental sobre la desigualdad para nuestro panel de datos que inicia desde el año 1980 hasta el año 2015. En los últimos años, la evidencia empírica sigue reflejando una relación negativa entre gasto gubernamentales y desigualdad a nivel general en los países (Pontusson

& Weisstanner, 2018; Grossman & Helpman, 2018). Así, Gete Zecchetto (2017) señalan en Estados Unidos que la desigualdad en la riqueza aumenta, impulsada por mayores márgenes de hipotecas y alquileres de viviendas al eliminar inversión estatal en *Government-Sponsored Enterprises (GSEs)*. Además, existen algunos estudios que establecen enfoques opuestos, sobre temas de prestaciones sociales en salud que promueven la desigualdad (Kaestner & Lubotsky, 2016). Como se evidencia en toda la literatura previa mencionada, existen distintos enfoques para distintas economías a nivel global que relacionan la desigualdad y el gasto gubernamental pero que no llegan a un consenso general.

Por ende, el aporte del presente trabajo radica en primer lugar utilizar un panel de datos a nivel mundial para 90 países divididos según el nivel de ingreso per cápita utilizando metodologías recientes de vectores de cointegración en datos de panel, esta combinación de factores y metodologías hasta el presente trabajo no se han utilizado previamente en otros estudios. Además, se utilizó variables proxy que puedan capturar de buena manera la relación entre estas variables, como variable dependiente para medir la desigualdad utilizo el coeficiente de Gini y como independiente para medir el gasto gubernamental empleo el gasto final de consumo del gobierno.

### 3. Datos y metodología

Dentro del presente trabajo investigativo, se empleó un panel de datos para 90 países a nivel mundial, incrementando la consistencia en los estimadores estadísticos, se utilizó datos obtenidos de *World Income Inequality Database (2018)* y del *World Development Indicators* del Banco Mundial (2018) para examinar la relación entre desigualdad y gasto gubernamental período 1980 – 2015. Dentro de las variables del modelo, se usó el promedio del coeficiente de Gini como variable dependiente. Y se utilizó al gasto final de consumo del gobierno general para cada país en precios constantes 2010 (Ver Tabla 1).

**Tabla 1.** Descripción de las variables

Variable	Definición	Unidad	Fuente
Gini	Coficiente de Gini mide la desigualdad de los ingresos dentro de un país.	Promedio Gini	World Income Inequality Database (WIID)
Gastop	Gasto público destinado al consumo final del gobierno por cada país .	Dólares	World Delopment Indicators (WDI)

Para realizar una diferenciación del crecimiento entre países, realizo una agrupación entre países de acuerdo con su nivel de ingreso per cápita clasificado en 6 grandes grupos: ingresos extremadamente al-

tos (EHIC), ingresos altos (HIC), ingresos medios altos (MHIC), ingresos medios bajos (MLIC), ingresos bajos (LIC), ingresos extremadamente bajos (ELIC) (Ver Tabla 2).

**Tabla 2.** Distribución de países por nivel de ingresos

Grupos por nivel de Ingreso	Países
EHIC	Luxemburgo, Noruega, Suiza.
HIC	Australia, Austria, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Suecia, Islandia, Irlanda, Italia, Japón, Holanda, Nueva Zelanda, Singapur, España.
MHIC	Las Bahamas, Chipre, Grecia, Honduras, Israel, Portugal, Eslovenia.
MLIC	Argentina, Botsuana, Brasil, Bulgaria, Chile, Colombia, Costa Rica, Croacia, República Checa, Ecuador, Estonia, Hungría, Letonia, Lituania, Malasia, México, Panamá, Polonia, Rumania, Rusia, Eslovaquia, Sud África, Turquía, Uruguay, Venezuela, Irán, Kazajistán, Corea del Sur.
LIC	Armenia, Azerbaiyán, Bielorrusia, Belice, Bolivia, China, República Dominicana, Sri Lanka, Tailandia, Ucrania, Franja de Gaza, Egipto, El Salvador, Indonesia, Macedonia, Moldavia, Marruecos, Nigeria, Paraguay Perú, Serbia
ELIC	Bangladesh, Camboya, Gambia, Guatemala, India, Kirguistán, Lesoto, Mauritania.

En la Tabla 3 se resumen los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas para 90 países a nivel mundial. La desviación estándar para cada variable se observa para el coeficiente de Gini una variación a nivel global de 38,20 y por país de -1,13. La variable gasto gubernamental a nivel general es de 23,28, y para cada país el valor es de 20,27. Estos valores indican que la variación de la variable dependiente es más

notoria que para la independiente. Cabe destacar que el panel de datos cuenta con más de 3000 datos por variable, está completamente balanceado con el mismo número de períodos de años para cada variable, T = 36 y número de países empleados n = 90. Junto a esta información presento algunos datos importantes como: media, desviación estándar, valor máximo y mínimo para cada variable.

**Tabla 3.** Estadísticos descriptivos de las variables.

Variable		Desviación Est.	Mínimo	Máximo	Observaciones
Gini	General	38,2	11,03	10,91	N = 3240
	Entre	9,65	24,02	68,02	n = 90
	Dentro	5,43	-1,13	73,1	T = 36
Gasto Gubernamental	General	23,28	2,14	15,97	N = 3240
	Entre	2,11	17,83	28,31	n = 90
	Dentro	0,41	20,27	25,38	T = 36

El objetivo de la investigación es examinar la relación entre desigualdad y gasto gubernamental mediante un panel de datos para 90 países utilizando técnicas de cointegración. Como primer paso se establece el modelo inicial, siguiendo los lineamientos de (Anderson *et al.*, 2017) y en sintonía con (Boustan *et al.*, 2013). Como variable dependiente el coeficiente de Gini para cada año por país medida en tasa porcentual anual,  $GINI_{i,t}$  y como variable independiente el logaritmo del gasto de consumo final del gobierno general en dólares constantes de 2010,  $\log(Gastop_{i,t})$ . La Ecuación (1) permite determinar la dirección de la relación entre ambas variables.

$$GINI_{i,t} = (\alpha_0 + \beta_0) + \alpha_1 \log(Gastop_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

En econometría al emplear series de tiempo, para cada país de nuestro panel, es evidente la presencia de problemas de estacionariedad, auto correlación y heteroscedasticidad, estos se confirman con la prueba de Wooldridge (2002) para auto correlación y el test del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan para heteroscedasticidad. Ambos problemas se solucionan mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Como segundo paso procedo a solucionar el problema de estacionariedad para el panel de datos, para ello empleamos varios test paramétricos y no paramétricos para evaluar y solucionar el problema de la raíz unitaria, al incorporar las primeras

diferencias (Breitung, 2002; Im *et al.*, 2003; Dickey & Fuller, 1981; Levin & Chu, 2002; Phillips & Perron, 1988). Para poder estimar cada una de estas pruebas empleo la Ecuación (2) de la siguiente manera:

$$y_t = \alpha_0 + \lambda_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_j y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde  $y_t$  es la serie que presenta por lo menos una raíz unitaria,  $\alpha_0$  la intersección y  $\alpha_1$  mide el efecto de tendencia del tiempo  $t, \varepsilon_t$ , es el error gaussiano, y el índice p representa la longitud del rezago. Al resolver esta ecuación, si el parámetro  $\lambda$  es estadísticamente significativo, se asume que por lo menos uno de los paneles tiene el problema de raíz unitaria. En la siguiente sección mostramos los resultados luego de aplicar primeras diferencias, que por lo general soluciona este problema. Como tercer paso obtengo los primeros resultados de regresiones normales para la Ecuación (1), cabe destacar que empleamos una regresión normal para el total de países y clasificamos para cada uno de los 6 grupos de ingreso per cápita. Para determinar el uso de efectos fijos o variables en cada grupo de países empleamos el test de acuerdo a Hausman, (1978). El criterio de elección mayormente generalizado. Explica que si el valor de la probabilidad de Chi2 es menor a 0,05 se utilizan efectos fijos. Por otro lado, si el valor de la probabilidad de Chi2 es mayor a 0,05 o de valor negativo, se procede a emplear efectos aleatorios. A estos

cálculos se obtuvo el valor de correlación de variables a nivel global y de grupos de países respectivamente. Como ya se indicó, el objetivo del trabajo consiste en determinar si existe una relación entre desempleo y desigualdad para los países objeto de estudio. Debido a que los datos de panel poseen un efecto tanto en el tiempo como en el espacio para ambas variables, usamos técnicas de cointegración para medir la relación entre estas, empleo el test de Pedroni (2004) que comprueba la existencia de nexo entre las variables, más específicamente, permite verificar si existen vectores de cointegración en el largo plazo. Para ello se establece la siguiente ecuación:

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

Donde  $y_{it}$  representa la variable dependiente del país  $i$  en el período  $t$ .  $\beta$ ,  $\omega$  y  $\pi$  son los parámetros ha calcular. Y es  $ECT_{t-1}$  es el vector de cointegración que determinará la existencia de equilibrio a largo plazo según Pedroni (2004). El término de error aleatorio  $\varepsilon_{it}$  tiene media cero y la longitud del rezago está determinada de acuerdo con Akaike (1974). Además, empleo el test de Westerlund (2007) para determinar si existe relación a corto plazo entre las variables, basado en la siguiente ecuación:

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

En la ecuación (4), los períodos de estudio son  $t = 1, \dots, T$  y los países son  $i = 1, \dots, N$ . El término  $d_t$  representa el componente determinista. Bajo la suposición de que el vector  $k$ -dimensional de  $X_{it}$  es aleatorio e independiente del error  $\varepsilon_{it}$  medidos por  $i$  y  $t$ . La hipótesis nula establece que no existe cointegración de corto plazo entre las variables. Uno de los problemas de los resultados de cointegración según Pedroni (2004) y Westerlund (2007) implica que muestran resultados de manera general para las variables, además establecen únicamente la presencia de cointegración entre ellas tanto a corto como largo plazo, pero no establecen la fuerza de este nexo. Por ende, añadimos una prueba de cointegración basada en Pedroni (2001) y estable-

cida por Neal (2014) el cual permite determinar la fuerza del vector de cointegración entre gasto gubernamental y desigualdad a nivel de cada país mediante un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS). Y para analizar la fuerza del vector de cointegración para grupos de países según su nivel de ingreso, se formula un modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La ecuación a continuación establece la relación de ambos modelos para mi caso de estudio:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i X_{it} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} X_{it-j} + \mu - it \quad (5)$$

Dentro de la ecuación (5),  $y_{it}$  es la desigualdad, para cada uno de  $i = 90$  países,  $t$  es el período de tiempo para cada país y  $p$  es el número de rezagos para la regresión del modelo DOLS. La derivada  $\partial y_{it} / \partial \log X_{it}$  mide el cambio de la desigualdad tras una variación del gasto gubernamental. Por otro lado, tanto  $\delta$  como  $t$  se obtienen del promedio del total de paneles usando el método de promedios grupales. Para el PDOLS se realiza un promedio a lo largo de cada uno de los grupos (Neal, 2014). Finalmente, determino la dirección de la causalidad entre las variables, a través de un modelo de causalidad en el sentido de Granger según Dumitrescu Hurlin (2012) que se especifica de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k x_{it-k} + \mu_{it} \quad (6)$$

Donde suponemos que  $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^k$  y  $\alpha_i$  son fijos en el tiempo.  $\gamma_i^k$  es el parámetro auto regresivo y  $\beta_i^k$  es el coeficiente de la regresión, los cuales cambian de acuerdo con las secciones cruzadas. Para determinar la causalidad entre gasto gubernamental y desigualdad, la hipótesis nula establece que no hay relación causal para ninguna de las secciones cruzadas del panel,  $H_0: \beta_i = 0$ .

#### 4. Discusión de resultados

Para realizar la modelación econométrica en nuestro estudio, previamente se procedió a analizar de manera general la relación entre gasto estatal y crecimiento económico.

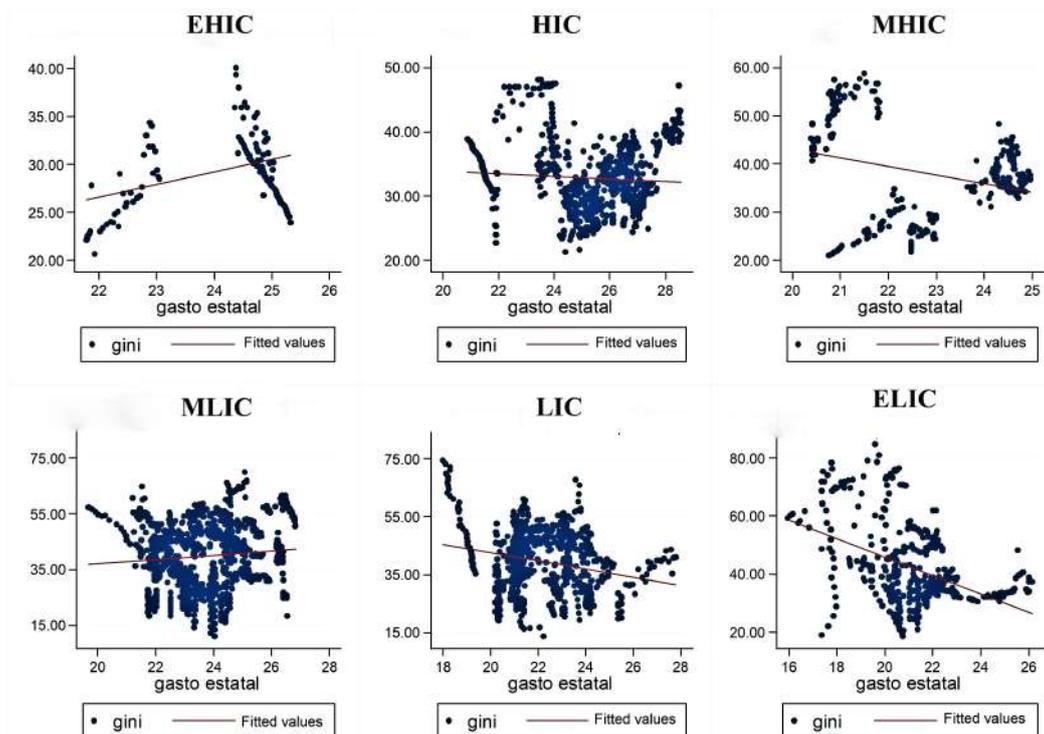


Figura 1. Relación entre desigualdad y gasto gubernamental para 90 países a nivel mundial por nivel de ingreso per cápita período 1980 – 2015

La Figura 1 representa el comportamiento de cada una de las variables dentro de la función para 90 países a nivel mundial, clasificados por nivel de ingreso en el período 1980 – 2015, se observa una clara tendencia positiva, en otras palabras, para cada grupo de países al incrementarse el gasto público el crecimiento económico aumenta, lo que evidencia que el nivel de ingreso si afecta la relación entre las variables antes mencionadas.

A continuación, en la Tabla 4 muestra las regresiones normales de acuerdo a mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para los grupos de países, de acuerdo a la Ecuación (1), primero se procedió a calcular el grado de correlación entre las variables, se observa que existen distintos niveles, confirmando aún más la necesidad de clasificar los países por distintos grupos.

Tabla 4. Regresiones iniciales y GLS..

	GLOBAL	EHIC	HIC	MHIC	MLIC	LIC	ELIC
Gasto Gubernamental	-1,85*** (-5,01)	1,31*** (4,59)	0,85 (0,89)	4,20*** (4,22)	0,52* (2,55)	-1,36*** (-6,94)	-0,50 (-0,65)
Constante	87,50*** (9,79)	-2,39 (-0,35)	9,85 (0,41)	-40,23* (-2,00)	29,08*** (5,97)	69,51*** (15,71)	45,76** (2,82)
Hausman prob chi2	0,94	0,31	0,72	0,88	0,29	0,95	0,65
Correlación	-0,28*	0,39*	-0,06	-0,28*	-0,09*	-0,23*	-0,45*
Observaciones	3240	108	648	252	1008	756	468

Estadístico t en prentesis \* p < 0,05 \*\* p < 0,01 \*\*\* p < 0,001

Utilizamos el test de Hausman (1978) para establecer el uso de modelos de efectos fijos o variables para cada grupo de ingreso. Como se observa en los resultados, existe una relación positiva entre variables para cada grupo de países, excepto para países de ingresos mediano bajo e ingreso bajo. Únicamente para países de ingreso alto y mediano alto esta relación es estadísticamente significativa, lo que contrasta lo evidenciado por Piketty Zucman (2014), respecto al incremento estrepitoso de la riqueza de las principales economías a nivel mundial los últimos 200 años gracias a la acumulación de capitales privados que de igual manera han generado un aumento de la desigualdad en estos

países sobre todo en el estrato de ingreso superior.

En la Tabla 5 muestra las pruebas de raíz unitaria para las variables de acuerdo con los test de Phillips & Perron (1988); Dickey & Fuller aumentada (1981); Mandala & Wu (1999); Im, Pesaran & Shin, (2003); Levin, Lin & Chu, (2002) y Breitung (2001) basada en la Ecuación (2), dentro del modelo para cada grupo de países y de manera global con y sin rezagos. En general no existe evidencia para aceptar H0, por lo tanto, el panel de datos no presenta estacionariedad luego de aplicar primeras diferencias.

**Tabla 5. Pruebas de raíz unitaria para países de acuerdo con su nivel de ingreso**

Grupos/variables		PP	FSH	LLC	UB	IPS	PP	FSH	LLC	UB	IPS
Normal						Ampliada					
GLOBLAL	Gini	-66,65*	-27,29*	-49,08*	-11,72*	-57,93*	-66,95*	-27,40*	-48,03*	-11,84*	-56,88*
	GastoP	-38,43*	-12,13*	-23,17*	-9,14*	-27,00*	-39,46*	-11,71*	-21,21*	-8,91*	-25,64*
EHIC	Gini	-10,85*	-1,4	-7,35*	-0,24	-9,39*	-13,79*	-4,96*	-12,20*	0,03	-13,61*
	GastoP	-4,25*	-2,44*	-5,39*	-3,18*	-4,68*	-4,33*	-2,06*	-6,05*	-2,73*	-5,82*
HIC	Gini	-28,75*	-13,70*	-16,95*	-5,37*	-25,09*	-29,96*	-14,03*	-18,01*	-6,18	-25,46*
	GastoP	-9,37*	-3,43*	-9,80*	-5,12*	-9,79*	-10,15*	-3,17*	-11,47*	-5,47*	-10,53*
MHIC	Gini	-18,43*	-8,73*	-18,49*	-9,39*	-17,78*	-18,02*	-9,28*	-11,02*	-9,48*	-14,24*
	GastoP	-9,80*	-2,22*	-7,08*	-3,13*	-8,98*	-12,00*	-2,22*	-5,17*	-2,96*	-5,58*
MLIC	Gini	-36,09*	-13,53*	-30,32*	-5,93*	-32,73*	-36,74*	-13,77*	-31,32*	-6,11*	-35,10*
	GastoP	-23,53*	-7,44*	-12,18*	-5,29*	-14,87*	-24,44*	-7,63*	-15,05*	-5,82*	-16,73*
LIC	Gini	-33,23*	-12,54*	-27,02*	-7,44*	-30,99*	-32,90*	-11,82*	-25,55*	-7,51*	-29,93*
	GastoP	-22,72*	-5,96*	-13,38*	-3,03*	-14,96*	-22,77*	-5,68*	-16,64*	-4,15*	-15,69*
ELIC	Gini	-27,57*	-12,91*	-12,19*	-7,29*	-17,98*	-28,50*	-13,49*	-10,22*	-8,46*	-19,11*
	GastoP	-17,46*	-6,58*	-7,41*	-3,66*	-9,80*	-17,36*	-6,02*	-8,24*	-3,51*	-10,90*

t statistic with \* p < 0,05

Seguidamente en la Tabla 6 se presenta los resultados de cointegración a largo plazo según Pedroni (2004) de la Ecuación (3), se observa los valores para cada grupo de países son estadísticamente significativos al 0,01% en su mayoría, por ende, se concluye que existe cointegración a largo plazo. Los valores negativos de los estadísticos sugieren que a medida que el gasto gubernamental aumenta la desigualdad disminuye

dentro del largo plazo, esto afirma lo encontrado por Baird, Hicks, Kremer & Miguel, (2016) y Jackson, Johnson & Persico, (2015) sobre la inversión estatal en programas sociales de educación y desarrollo que mitigan la desigualdad social en un futuro para los beneficiarios de estos programas sociales.

**Tabla 6. Resultados del test cointegración a largo plazo de Pedroni**

	GLOBAL	EHIC	HIC	MHIC	MLIC	LIC	ELIC
Panel estadístico-v	1,71	0,35	1,42	-0,12	1,31	1,01	0,23
Panel estadístico-rho	-49,82	-9,94	-22,12	-11,57	-28,50	-25,10	-18,18
Panel estadístico-t	-87,81	-20,66	-40,56	-21,61	-47,22	-43,70	-44,89
Panel estadístico ADF	-51,42	-9,66	-20,45	-10,88	-34,22	-29,09	-10,98
<i>Estadísticos entre las pruebas de dimensión</i>							
Panel estadístico- p	-40,19	-7,94	-17,89	-8,95	-22,76	-20,09	-14,98
Grupo estadístico-t	-101,00	-22,85	-44,89	-22,73*	-51,82	-50,89	-49,30
Grupo estadístico ADF	-51,07	-8,82	-17,13	-10,25	-33,68	-29,43	-11,11

Nota. \* Significancia al 5%, \*\*significancia al 1%, \*\*\*significancia a. 0,1%.

A continuación, en la Tabla 7 se presenta los resultados de cointegración a corto plazo de acuerdo con test de cointegración de West-erlund (2007) según la Ecuación (4). Los resultados en general muestran significancia estadística, excepto para el grupo de países con ingreso extremadamente bajo. Se asume que existe cointegración entre gasto gubernamental y desigualdad en el corto plazo de acuerdo con West-

erlund (2007). Estos resultados se asemejan con Bandiera *et al.* (2017) que hallaron que programas sociales empoderan a los beneficiarios, reduciendo la brecha de desigualdad económica. Estos programas deben ser bien monitoreados limitando fugas y que puedan brindar resultados óptimos (Banerjee *et al.* 2016).

**Tabla 7.** Resultados del test cointegración a corto plazo de Westerlund

Estadísticos		Valor	Valor de Z	Valor de P
GLOBAL	Gt	-55,04	-622,30	0,00
	Ga	-2,00	-3,00	0,00
	Pt	-65,46	-52,90	0,00
	Pa	-149	-93,47	0,00
EHIC	Gt	-1,00	-3,00	0,00
	Ga	-6,00	-1,00	0,00
	Pt	-13,84	-11,86	0,00
	Pa	-62,83	-15,62	0,00
HIC	Gt	-6,34	-21,05	0,00
	Ga	-63,75	-33,07	0,00
	Pt	-27,14	-21,18	0,00
	Pa	-67,75	-41,76	0,00
MHIC	Gt	-6,50	-13,65	0,00
	Ga	-656	-21,35	0,00
	Pt	-16,66	-12,90	0,00
	Pa	-60,15	-22,68	0,00
LHIC	Gt	-6,13	-24,86	0,00
	Ga	-59,37	-37,77	0,00
	Pt	-32,15	-24,43	0,00
	Pa	-56,73	-42,33	0,00
LIC	Gt	-6,81	-25,41	0,00
	Ga	-65,93	-37,23	0,00
	Pt	-31,38	-25,28	0,00
	Pa	-69,33	-26,32	0,00
ELIC	Gt	-7,20	-21,75	0,00
	Ga	57,12	37,41	1,00
	Pt	-28,08	-23,84	0,00
	Pa	-74,85	-39,78	0,00

Los resultados para el modelo DOLS a nivel de países divididos por nivel de ingreso basados en la Ecuación (5), se observa que no existe una fuerza de integración similar para todos los grupos de países y nivel individual. Aunque en la mayoría de los países no existe contundencia del vector de cointegración y no es estadísticamente significativo,

se concluye que el gasto gubernamental no mitiga la desigualdad dentro de países con un nivel de ingreso alto (Ver Tabla 8). Evidenciando que la desigualdad está causada por otros temas como étnicos, ciclos económicos entre otros (Pontusson & Weisstanner, 2018; Alesina *et al.*, 2016).

**Tabla 8.** Resultados del modelo DOLS a nivel de países de ingresos altos

EHIC			HIC			MHIC		
País	DOLS	t- stat		DOLS	t- stat	País	DOLS	t- stat
Luxemburgo	55,65	2,765	Australia	-25,820	-0,393	Las Bahamas	4,132	0,312
Noruega	-43,23	-1,534	Austria	-5,800	-0,164	Chipre	0,750	0,122
Suiza	46,65	1,904	Canadá	20,240	0,930	Grecia	7,879	1,136
			Dinamarca	-21,240	-0,573	Honduras	1,84	0,248
			Finlandia	27,950	0,985	Israel	13,21	0,999
			Francia	-7,419	-0,230	Portugal	21,39	1,473
			Alemania	-11,670	-0,363	Eslovenia	2,082	0,152
			Islandia	10,040	1,056			
			Irlanda	8,119	0,560			
			Italia	-31,870	-1,35			
			Japón	7,075	0,214			
			Holanda	-6,647	-0,209			
			Nueva Zelanda	19,640	0,728			
			Singapur	5,662	0,383			
			España	6,821	0,281			
			Suecia	-16,530	-0,637			
			Reino Unido	-12,970	-0,456			
			Estados Unidos	0,111	0,003			

La Tabla 9 muestra resultados de cointegración según el modelo DOLS, a nivel de grupo de países de ingreso bajos y a nivel individual según la Ecuación (5). De igual manera no existe una tendencia común para todos los países, la mayoría poseen vectores de cointegración que no son contundentes ni estadísticamente significativos, excepto para algunos países en concreto sobre todo del continente asiático.

**Tabla 9. Resultados del modelo DOLS a nivel de países de ingresos bajos**

PIMB			PIB			PIEB		
País	DOLS	t- stat	País	DOLS	t- stat	País	DOLS	t- stat
Argentina	-14,69	-1,146	Armenia	-39,53	-1,715	Bangladesh	7,175	0,376
Botsuana	-13,88	-0,762	Azerbaiyán	-16,47	-1,758	Camboya	8,214	1,218
Brasil	-3,719	-0,659	Bielorrusia	-10,06	-1,913	Gambia	-17,01	-0,732
Bulgaria	-8,281	-1,539	Belice	-12,03	-2,351	Guatemala	-3,547	-0,479
Chile	7,277	0,423	Bolivia	-10,25	-0,711	India	-27,72	-2,111
Colombia	-7,419	-0,866	China	-2,616	-0,246	Kirguistán	0,209	0,016
Costa Rica	25,44	0,914	República Dominicana	-20,99	-2,874	Lesoto	8,784	0,802
Croacia	33,83	1,263	Egipto	31,02	0,641	Mauritania	-1,777	-0,177
República Checa	32,74	1,941	El Salvador	3,449	0,664	Pakistán	-7,16	-1,669
Ecuador	10,07	0,921	Indonesia	-1,1	-0,074	Tayikistán	6,687	1,238
Estonia	-23,85	-0,755	Macedonia	-21,65	-1,592	Tanzania	0,511	0,036
Hungría	7,021	0,379	Moldavia	13,47	1,649	Uganda	3,766	0,315
Irán	-1,444	-2,979	Marruecos	-7,699	-0,213	Vietnam	6,429	0,735
Kazajistán	-9,612	-1,422	Nigeria	1,048	0,387			
Corea del Sur	-21,96	-2,373	Paraguay	5,87	0,631			
Letonia	3,127	0,279	Perú	7,926	0,977			
Lituania	-7,909	-0,258	Serbia	-3,275	-0,284			
Malasia	-15,53	-0,957	Sri Lanka	19,21	0,717			
México	-26,87	-1,69	Tailandia	-24,01	-2,396			
Panamá	5,893	0,878	Ucrania	13,79	0,720			
Polonia	18,85	1,792	Franja de Gaza	-3,273	-0,423			
Rumania	5,955	0,462						
Rusia	-41,75	-2,391						
Eslovaquia	26,87	1,838						
Sud África	-21,29	-0,414						
Turquía	13,01	0,736						
Uruguay	-3,881	-0,353						
Venezuela	-63,07	-4,557						

La Tabla 10 presenta los resultados de cointegración del modelo PDOLS para los grupos de países de acuerdo al nivel de ingreso basados en la Ecuación (5), se observa que a nivel global y para los países de ingreso bajo existe cointegración entre el gasto gubernamental y de-

sigualdad, estos resultados están en sintonía Bandiera *et al.* (2017) y Baird *et al.*(2016) respecto a que en economías donde es más latente la presencia de personas en situación de pobreza la inversión estatal tiene una mayor afectación en la desigualdad.

**Tabla 10. Resultados del modelo PDOLS a nivel de grupos de países.**

	$\beta_i$	Estadístico t
GLOBAL	-6,34	-3,60
EHIC	19,69	1,81
HIC	-1,91	0,18
MHIC	7,33	1,68
MLIC	-3,40	-1,63
LIC	-3,67	-2,22
ELIC	-1,15	-0,12

La Tabla 11 muestra resultados de cointegración de acuerdo con Granger basado en la Ecuación (6), los resultados muestran que no ex-

iste cointegración en el sentido de Granger, pues no existe una significancia estadística en los valores obtenidos.

**Tabla 11.** Resultados de causalidad de Granger a nivel de grupo de países.

Dirección de causalidad	Grupos	W-bar	Z-bar	Valor-p
<b>GASTO → GINI</b>	GLOBAL	0,90	-0,69	0,49
	EHIC	0,49	-0,63	0,53
	HIC	0,87	-0,40	0,69
	MHIC	0,96	-0,07	0,94
	MLIC	1,18	0,66	0,51
	LIC	0,68	-1,03	0,30
	ELIC	0,74	-0,67	0,50
<b>GINI → GASTO</b>	GLOBAL	0,90	-0,70	0,48
	EHIC	0,19	-0,99	0,32
	HIC	0,70	-0,90	0,37
	MHIC	0,87	-0,25	0,82
	MLIC	1,28	1,04	0,30
	LIC	0,67	-1,06	0,29
	ELIC	0,88	-0,32	-0,44

## 5. Conclusiones e implicaciones de política

En el presente trabajo se analizó la relación entre desigualdad y gasto gubernamental, para ello se empleó un panel de datos para 90 países clasificados por nivel de ingresos per cápita, estos se analizaron mediante el uso de técnicas de cointegración tanto a corto (Westerlund, 2007) como a largo plazo (Pedroni, 2004). Y de manera global como individual por cada país. Los resultados indican que existe una correlación negativa tanto a corto como a largo plazo a nivel global de todos los países. Pero según el modelo DOLS no hay evidencia consistente de que dicha correlación entre variables sea significativa a nivel de cada país. Se concluye que la relación entre ambas variables depende de otras variables no especificadas en el modelo, o a su vez depende de características propias de cada país objeto de estudio. Por otro lado, no se encontró causalidad en el sentido de Granger entre las variables del modelo, lo que refuerza aún más lo encontrado sobre la correlación a nivel de cada país. En temas de política económica, de acuerdo con los resultados hallados en el presente trabajo, recomiendo invertir en temas de programas sociales para mitigar la desigualdad, pero únicamente para países donde exista un sector bien marcado de pobreza, por lo general en países de ingresos bajos y extremadamente bajos. Para trabajos futuros, recomiendo implementar más variables al modelo que puedan captar de manera global rasgos similares entre países relacionadas con desigualdad, como por ejemplo una medida de consumo para analizar la desigualdad (Attanasio Pistaferri, 2016), temas de deuda pública (Röhrs Winter, 2017). Además de analizar el conjunto de países por grupos de acuerdo con su ubicación geográfica.

## Referencias bibliográficas

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- Alesina, A., Michalopoulos, S., & Papaioannou, E. (2016). Ethnic inequality. *Journal of Political Economy*, 124(2), 428-488.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European economic review*, 40(6), 1203-1228.
- Alvarado, R., Peñarreta, M., Armas, R., & Alvarado, R. (2017). Access to financing and regional entrepreneurship in Ecuador: an approach using spatial methods. *International Journal of Entrepreneurship*, 21(3), 1-9.
- Anderson, E., Jalles D'Orey, M. A., Duvendack, M., & Esposito, L. (2017). Does Government Spending Affect Income Inequality? A Meta-Regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 31(4), 961-987.
- Attanasio, O. P., & Pistaferri, L. (2016). Consumption inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 3-28.
- Baird, S., Hicks, J. H., Kremer, M., & Miguel, E. (2016). Worms at work: Long-run impacts of a child health investment. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1637-1680.
- Bandiera, O., Burgess, R., Das, N., Gulesci, S., Rasul, I., & Sulaiman, M. (2017). Labor markets and poverty in village economies. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 811-870.
- Banerjee, A., Hanna, R., Kyle, J., Olken, B. A. & Sumarto, S. (2016). Tangible information and citizen empowerment: Identification cards and food subsidy programs in Indonesia. *Journal of Political Economy*, 39.
- Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G., & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: new evidence. *Journal of Economic Growth*, 1-47.
- Bierbrauer, F. J. & Boyer, P. C. (2015). Efficiency, welfare, and political competition. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 461-518.
- Boustan, L., Ferreira, F., Winkler, H., & Zolt, E. M. (2013). The effect of rising income inequality on taxation and public expenditures: Evidence from US municipalities and school districts, 1970-2000. *Review of Economics and Statistics*, 95(4), 1291-1302.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- Casaburi, L., & Troiano, U. (2015). Ghost-house busters: The electoral response to a large anti-tax evasion program. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 273-314.
- Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Correa, R., & Lel, U. (2016). Say on pay laws, executive compensation, pay slice, and firm valuation around the world. *Journal of Financial Economics*, 122(3), 500-520.

- [17] Cumbicus, M., Tillaguango, B. (2017). Efecto del capital humano en la desigualdad: evidencia empírica para 17 países de América Latina. *Revista Vista Económica*, Vol.3, 53-62.
- [18] Dickey, D. & Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [19] Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [20] Gabaix, X., Lasry, J. M., Lions, P. L., & Moll, B. (2016). The dynamics of inequality. *Econometrica*, 84(6), 2071-2111.
- [21] Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026.
- [22] Garrochamba, A. (2017). Gasto público y su efecto en la desigualdad de Ecuador. *Revista Vista Económica*, Vol.3, 63-73.
- [23] Gete, P. & Zecchetto, F. (2017). Distributional implications of government guarantees in mortgage markets. *The Review of Financial Studies*, 31(3), 1064-1097.
- [24] Grossman, G., & Helpman, E. (2018). Growth, trade, and inequality. *Econometrica*, 86(1), 37-83.
- [25] Halter, D., Oechslin, M., & Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: the neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1), 81-104.
- [26] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [27] Heathcote, J., Storesletten, K. & Violante, G. L. (2017). Optimal tax progressivity: An analytical framework. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1693-1754.
- [28] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [29] Jackson, C. K., Johnson, R. C. & Persico, C. (2015). The effects of school spending on educational and economic outcomes: Evidence from school finance reforms. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 157-218.
- [30] Justino, P., & Martorano, B. (2018). Welfare spending and political conflict in Latin America, 1970–2010. *World Development*, 107, 98-110.
- [31] Kaestner, R., & Lubotsky, D. (2016). Health insurance and income inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 53-78.
- [32] Kyriacou, A. P., Muínelo-Gallo, L. & Roca-Sagalés, O. (2017). Regional inequalities, fiscal decentralization and government quality. *Regional Studies*, 51(6), 945-957.
- [33] Lange, G. M., Wodon, Q. & Carey, K. (Eds.). (2018). The changing wealth of nations 2018: Building a sustainable future. World Bank Publications.
- [34] Levin, A., Lin, C. E., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finitesample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [35] Lusardi, A., Michaud, P. C. & Mitchell, O. S. (2017). Optimal financial knowledge and wealth inequality. *Journal of Political Economy*, 125(2), 431-477.
- [36] Montaña, M., Ordoñez, M., & Garrochamba, V. (2017). ¿Cambia la relación entre el gasto público en el crecimiento económico con el nivel de desarrollo?: una aplicación para Ecuador, Chile y Estados Unidos. *Revista Vista Económica*, Vol.2, 23-30.
- [37] Mora, E. (2017). ¿Es importante el gasto público para aumentar el capital humano a nivel global mediante la aplicación de datos de panel? *Revista Vista Económica*, Vol.3, 42-52.
- [38] Neal, T. (2014). Panel cointegration analysis with xtpedroni. *Stata Journal*, 14(3), 684-692.
- [39] Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.
- [40] 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(3), 597-625.
- [41] Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [42] Piketty, T., Saez, E. & Zucman, G. (2017). Distributional national accounts: methods and estimates for the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), 553-609.
- [43] Ponce, P., Robles, S., Alvarado, R., & Ortiz, C. (2019). Efecto del capital humano en la brecha de ingresos: un enfoque utilizando propensity score matching. *Revista Economía y Política*, 25-47.
- [44] Röhrs, S., & Winter, C. (2017). Reducing government debt in the presence of inequality. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 82, 1-20.
- [45] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [46] Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.