

Desigualdad y tasa de fertilidad a nivel mundial: un enfoque de cointegración y causalidad con datos de panel

Global inequality and fertility rate: a cointegration and causality approach with panel data

María Ordoñez¹ | Johanna Alvarado-Espejo¹ | Verónica Guaya²

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

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

Correspondencia

María Ordoñez, Carrera de Economía,
Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: maria.ordonez@unl.edu.ec

Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

Fecha de recepción

Julio 2020

Fecha de aceptación

Diciembre 2020

Dirección

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

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es examinar el vínculo causal entre la desigualdad y la tasa de fertilidad en 89 países durante 1980-2016. Primero, utilizamos la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) para encontrar el equilibrio y las pruebas de Dumitrescu y Hurlin (2012) para verificar la dirección de la causalidad entre las series. En segundo lugar, estimamos la fortaleza del vector de cointegración para países de forma individual, a través de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS) y para grupos de países a través de un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS). Los resultados indican la existencia de un equilibrio a corto y largo plazo entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La fuerza del vector de cointegración es fuerte en los países de ingresos medios bajos. Finalmente, los resultados de la prueba de causalidad muestran que existe una causalidad bidireccional entre la tasa de fertilidad y la desigualdad en los países de ingresos altos, de ingresos medios-bajos, de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajos. Se plantea la necesidad de incorporar políticas como la implementación de transferencias monetarias a familias pobres y una tributación progresiva para disminuir la desigualdad en los grupos de países afectados.

Palabras clave: Desigualdad; Tasa de fertilidad; Datos de panel.

Códigos JEL: C23. D63. J13.

ABSTRACT

The objective of this research is to examine the causal link between inequality and fertility rate in 89 countries during 1980-2016. First, we use the Pedroni (1999) and Westerlund (2007) cointegration test to find the equilibrium and the Dumitrescu and Hurlin (2012) tests to verify the direction of causality between the series. Second, we estimate the strength of the cointegration vector for individual countries through a Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) model and for groups of countries through a Dynamic Panel with Ordinary Least Squares (PDOLS) model. The results indicate the existence of a short-run and long-run equilibrium between the two variables at the global level and by country groups. The strength of the cointegrating vector is strong in lower middle-income countries. Finally, the results of the causality test show that there is bidirectional causality between the fertility rate and inequality in high-income, lower-middle-income, low-income and extremely low-income countries. The need to incorporate policies such as the implementation of cash transfers to poor families and progressive taxation to reduce inequality in the affected groups of countries is raised.

Keywords: Inequality; Fertility rate; Panel data.

JEL codes: C23. D63. J13.

1 | INTRODUCCIÓN

El problema de la desigualdad global recibió muy poca atención en los foros internacionales durante décadas. Sin embargo, a partir del informe de la Comisión Mundial sobre la Dimensión de la Globalización (CIT, 2004) empezó a centrarse la atención en la desigualdad global. Los resultados de las investigaciones resaltan que el aumento de las desigualdades puede poner en peligro la sostenibilidad económica, social y ambiental (CICS/IED/UNESCO, 2016). El crecimiento económico no es suficiente para reducir la pobreza si este no es inclusivo ni tiene en cuenta las tres dimensiones del desarrollo sostenible: económica, social y ambiental (CEPAL, 2019). La desigualdad global entre países no se ha incrementado, no obstante la desigualdad de ingresos en la mayoría de los países en desarrollo se ha incrementado principalmente por la globalización (Amarante y Colacce, 2018). La desigualdad de ingresos difiere considerablemente entre regiones, siendo relativamente más baja en Europa y más alta en Medio Oriente. Las cifras indican que en 2016 apenas 10% de individuos con mayores ingresos era 37% en Europa, 41% en China, 46% en Rusia, 47% en Estados Unidos y Canadá y aproximadamente 55% en África Subsahariana, Brasil e India (Alvaredo et al., 2018).

Asimismo, el crecimiento real del ingreso nacional por adulto alcanzó 831% en China y 223% en India. En Europa, Rusia y América del Norte, el crecimiento del ingreso fue inferior al 100% (40%, 34% y 74%, respectivamente). Detrás de estas trayectorias de crecimiento promedio heterogéneas, las diferentes regiones comparten las enormes desigualdades. De igual manera, comparando con cuatro décadas atrás, algunas regiones de bajos a medianos ingresos han empeorado en la actualidad. Entre 1980 y 2016, los ingresos por adulto en África crecieron más lentamente (18%) que los ingresos promedio por adulto del mundo (54%). Esta tendencia de crecimiento, marcada por una combinación de crisis y guerras políticas y económicas, no se limita a la región más pobre del mundo. También en América del Sur, los ingresos han crecido solo 12% desde 1980. Como resultado, los ingresos promedio de estas regiones cayeron en relación con el promedio mundial, del 6% a solo el 40% del promedio mundial en 1950, frente al 140% a menos del 100% en América Latina (World Inequality Report, 2018). A lo anterior, se suma el crecimiento poblacional exponencial, lo cual se ha convertido en un problema en algunos países. Contrariamente, también existe una baja tasa de natalidad, lo que provoca sociedades donde la mayoría de los miembros está en la tercera edad, jubilados, con menor fuerza de trabajo y con una escasa generación de recambio.

Para que la población dependiente sea sostenida por la población económicamente activa, la estructura poblacional debe ser 65% de población en edad activa, 25% de jóvenes y 10% de mayores. La Oficina de Referencia de Población (PRB), estimó que la población mundial llegará a nueve mil 900 millones en 2050, un aumento del 33% sobre los siete mil 400 millones actuales. A pesar de la disminución en las tasas de fertilidad en todo el planeta, se espera que el incremento demográfico se mantenga lo suficientemente fuerte como para aumentar la población mundial a 10 mil millones en 2053. Ejemplo de ello es el continente africano, donde regiones como Níger, que cuentan con la mayor tasa de natalidad, tendrá más del triple de habitantes. Las diez tasas de fecundidad superiores en el mundo están en países de África subsahariana, con promedios de seis hijos por mujer. En Europa, esta cifra es de 1.6; y en los Estados Unidos es de 1.8 hijos por madre. Debido a esto, la población estadounidense será de 398 millones dentro de 40 años, un 23 por ciento más de la cantidad actual. Por su parte, el número de personas en Asia será de alrededor de 900 millones de habitantes, donde la población de la India, que actualmente es el segundo país más populoso con 1.300 millones de habitantes, superará los 1.400 millones de ciudadanos de China para el 2024; y Oceanía, que incluye Australia y Nueva Zelanda, elevará de 40 a 66

millones su población (Bohemia, 2016).

Existen trabajos que investigan la cointegración y causalidad con datos de panel. Los estudios realizados por Larrea y Kawachi (2005); Gründler y Scheuermeyer (2018); y, Adam et al. (2015) indican el efecto negativo de la desigualdad del ingreso en el crecimiento económico. Las sociedades menos iguales tienden a tener poblaciones menos educadas, mayores tasas de fertilidad y menores participaciones de inversión. Por otro lado, el estudio de Santelli et al. (2017) sugiere que la reducción de la pobreza y la desigualdad de ingresos y el aumento de las inversiones en educación deberían ser componentes esenciales de las políticas nacionales para reducir las tasas de fertilidad en los adolescentes. Por su parte, Mamota (2016) encuentra que un aumento en la fertilidad de las madres disminuye el stock de capital y el bienestar económico. En definitiva, dada la evidencia limitada del estudio entre la desigualdad y la tasa de fertilidad, se realiza el presente trabajo para comprobar su relación a nivel mundial.

La presente investigación examina mediante un modelo econométrico la relación entre la desigualdad y la tasa de fertilidad a nivel mundial, con datos de panel en el periodo 1980-2016. La hipótesis a probar es que la tasa de fertilidad incrementa la desigualdad. Los resultados obtenidos muestran la relación de equilibrio a corto y largo plazo entre las variables de estudio. El principal aporte del estudio es que analiza la cointegración y causalidad entre la desigualdad y la tasa de fertilidad a nivel mundial. Para obtener resultados concluyentes se clasificó a los países en seis grupos según su nivel de ingreso nacional bruto per cápita. Los países de ingresos altos, de ingresos medios-bajos, de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajos sobresalen con la causalidad bidireccional entre la tasa de fertilidad y la desigualdad.

El resto de la investigación tiene la siguiente estructura. En la segunda sección se muestra una revisión de las investigaciones previas sobre el tema. En la tercera sección, se presenta los datos y planteamientos de la estrategia econométrica. En la cuarta sección se discute los resultados encontrados con la teoría y la evidencia empírica. La quinta sección contiene las conclusiones.

2 | REVISIÓN DE LITERATURA

La evidencia empírica que relaciona las investigaciones entre desigualdad y tasa de fertilidad se divide en dos grandes grupos. En el primer grupo se encuentran las investigaciones que relacionan directamente ambas variables (Larrea y Kawachi, 2005; Adam et al., 2015; Rougoor y Van Marrewijk, 2015; Bakke, 2016; Li, Lai et al., 2016; Behzadan et al., 2017; Gründler y Scheuermeyer, 2018; Islam, 2018; Policardo y Carrera, 2018). Y en el segundo grupo se indican las investigaciones complementarias (Geronimus, Bound y Waidmann, 1999; Caucutt, Guner y Knowles, 2002; Yumusak, Bilen y Ates, 2013; Bongaarts y Casterline, 2013; Kulu y Washbrook, 2014; Day y Guest, 2016; Momota, 2016; Dereuddre, Van de Velde y Bracke, (2016); Mendoza, 2017; Wood y Neels, 2017; Santelli, Song, Garbers, Sharma y Viner, 2017).

En el primer grupo se destacan las investigaciones de Larrea y Kawachi (2005); Gründler y Scheuermeyer, (2018); Adam et al., (2015); y, Rougoor y Van Marrewijk, (2015) que indican mediante un amplio panel de datos el efecto negativo de la desigualdad del ingreso en el crecimiento económico. Las sociedades menos iguales tienden a tener poblaciones menos educadas, mayores tasas de fertilidad y menores participaciones de inversión. Estos efectos son particularmente frecuentes si la disponibilidad de crédito es limitada, por la estructura de las políticas tributarias, mientras que el gasto público en educación atenúa los efectos negativos de la desigualdad.

Sin embargo, la educación materna, condiciones básicas de vi-

vienda, acceso a la salud los servicios, la etnia, la fertilidad, la edad materna y la composición de la dieta se asociaron independientemente con el retraso en el crecimiento. A nivel municipal o local, la desigualdad no se asoció con el retraso en el crecimiento, por su parte Li et al. (2016) señalan que en 27 provincias chinas de 1984 a 2012 existe una sólida relación positiva a largo plazo entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento en China, posterior a la reforma. Policardo y Carrera, (2018) argumentan que la desigualdad de ingresos podría de hecho ser responsable de fomentar la corrupción, que puede ser una reacción a una distribución del ingreso percibida como injusta, muestran que la dirección de la causalidad entre la corrupción y la desigualdad de ingresos es específica de cada país y puede ser bidireccional. Mediante un modelo dinámico de GMM, encontraron que la desigualdad de ingresos afecta positivamente la corrupción, mientras que la corrupción no parece ser significativa en la determinación de la desigualdad del ingreso, por lo tanto, contradice lo que la literatura existente señala.

En China mediante datos de panel se encontró que la desigualdad de ingresos no tiene un impacto significativo en los riesgos de los individuos de tener problemas de salud. Este resultado es robusto al cambiar entre diferentes indicadores de desigualdad de ingresos (Bakkeli, 2016). Sin embargo, el estudio realizado por Behzadan et al. (2017) determinan que un aumento en la proporción de la atención de la salud privada aumenta la desigualdad. Finalmente, Islam (2018) sugiere que la creciente desigualdad de riqueza obstaculiza significativamente la libertad económica, la protección de los derechos de propiedad, la libertad de comerciar, la solidez del dinero y el entorno regulatorio. Además, este efecto negativo de la desigualdad de la riqueza se refuerza en un nivel más bajo de democracia. Estos hallazgos son sólidos para medidas alternativas de riqueza desigualdad, libertad económica, tratamiento para la endogeneidad y especificación del modelo.

En la segunda línea de investigación los resultados encontrados por Kulu y Washbrook (2014) examinan la variación de la fecundidad en Gran Bretaña, distinguiendo entre las ciudades centrales y los suburbios. Los resultados muestran que los niveles de fertilidad disminuyen a medida que el tamaño de la área urbana aumenta; dentro de las zonas urbanas los suburbios tienen niveles de fertilidad significativamente más alta que los centros de las ciudades. De igual manera Caucutt et al. (2002); Dereuddre, Van de Velde y Bracke, (2016); y, Day y Guest, (2016) indican que la fertilidad como el trabajo está fuertemente relacionada con el estado civil de las mujeres. El principal resultado es que las tasas de fertilidad están disminuyendo debido a los ingresos familiares. Cuando los salarios de las mujeres son mayores tienen más probabilidades de aumentar la fertilidad. Este efecto es más fuerte cuando la elasticidad de la oferta de vivienda es alta ya que los precios de la vivienda y, por lo tanto, los costos de los niños, se mantienen bajo control. Los gobiernos preocupados por la baja fecundidad, tienen que dirigir las políticas para aumentar la elasticidad de la oferta de vivienda para mantener los precios de la vivienda bajo control.

Por su parte, el trabajo de Momota (2016) encuentra que un aumento en la fertilidad de las madres disminuye el stock de capital y el bienestar económico. Además, un ingreso intergeneracional de redistribución puede eliminar la pérdida de bienestar resultante del mercado incompleto, de igual manera los estudios de Yumusak et al. (2013) y Wood y Neels, (2017) muestran que los grupos con oportunidades limitadas en el mercado laboral tienen más probabilidades de tener un hijo en respuesta al desempleo o la inactividad. Es más probable que las mujeres con poca educación o con antecedentes migratorios adopten estrategias de maternidad como alternativa a la participación en el mercado laboral.

Mendoza (2017) demuestra que en la República Popular China todavía hay brechas educativas entre los diferentes grupos y la desigualdad educativa. Los resultados implican que dado que las ciudades no son homogéneas, por lo tanto, tienen diferentes contribu-

ciones hacia la desigualdad educativa. Sugieren que los objetivos de política específicos de ubicación y las prioridades pueden producir resultados más favorables en la reducción de la desigualdad educativa. Por su parte, Santelli et al. (2017) sugieren que la reducción de la pobreza, las desigualdades de ingresos y el aumento de las inversiones en educación deberían ser componentes esenciales de las políticas nacionales para reducir las tasas de fertilidad en los adolescentes. En este sentido, respecto a la desigualdad y al capital humano, tenemos trabajos como los de Cumbicus y Tillaguano (2017); y, Lojan y Méndez (2020) donde se hace referencia en ambos trabajos que para reducir la desigualdad es indispensable una expansión educativa, y hacer énfasis en la educación inclusiva a temprana edad.

En el estudio realizado por Geronimus et al. (1999) en las áreas empobrecidas de afroamericanos en Harlem, Detroit, Chicago y el área de Watts en los Ángeles, los autores sostienen la hipótesis de la fertilidad temprana mitiga algunos de los costos para las familias asociadas con exceso de mortalidad y deterioro temprano de la salud en jóvenes hasta la edad adulta media. En el estudio realizado por Bongaarts y Casterline (2013) sobresalen las políticas sociales progresivas (que dan como resultado una escolarización universal, una alta esperanza de vida y la provisión de bienestar estatal), ofrecen una explicación convincente de las bajas tempranas en Sri Lanka y Kerala, y la desigualdad de género ha avanzado como la principal barrera para la disminución de la fecundidad en el norte de la India y Pakistán. La vigorosa promoción estatal de la planificación familiar probablemente haya acelerado el ritmo de la disminución en Sri Lanka, India y Nepal. En Bangladesh, el programa de planificación familiar puede haber desencadenado el inicio del cambio reproductivo, mientras que en Pakistán el programa ha sido ineficaz debido al débil apoyo político.

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

Con el objetivo de examinar empíricamente la relación entre la desigualdad y la tasa de fertilidad, se utilizó estadísticas compiladas por Inequality Bases (2017) y el World Development Indicator del Banco Mundial (2016). La investigación abarca 89 países a nivel mundial para el período 1980-2016. La variable dependiente es la desigualdad ($D_{i,t}$) y la variable independiente tasa de fertilidad total ($Tf_{i,t}$) medido por nacimientos por cada mujer, las mismas que están expresadas en tasas.

La intensidad de la desigualdad varía según los países y según la actividad económica y el nivel de desarrollo. En este sentido, los países se clasificaron en seis grupos según el nivel de ingreso nacional bruto per cápita. Los países de ingreso extremadamente alto (PIEA) son: Dinamarca, Luxemburgo, Noruega y Suiza, cuyo ingreso nacional bruto per cápita es superior a USD 40000; los países de ingreso alto (PIA) son: Australia, Austria, Barbados, Canadá, República Checa, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Islandia, Irlanda, Israel, Italia, Japón, República de Corea, Lituania, Malta, Países Bajos, Nueva Zelanda, Portugal, Singapur, República Eslovaca, Eslovenia, España, Suecia, Reino Unido, Estados Unidos y Venezuela, cuyo ingreso nacional bruto per cápita oscila entre USD10001-40000; los países de ingreso medio-alto (PIMA) son: Argentina, Bahamas, Brasil, Chile, Chipre, Hungría, México y Uruguay, cuyo ingreso nacional bruto per cápita se encuentra entre USD 7001-10000.

Los países de ingreso medio-bajo (PIMB) son: Belarús, Colombia, Costa Rica, Croacia, Irán, Jamaica, Kazajistán, Letonia, Malasia, Montenegro, Panamá, Polonia, Rumanía, Federación de Rusia, Serbia, Sudáfrica y Turquía, cuyo ingreso nacional bruto per cápita fluc-

túa entre USD 4001-7000; los países de ingreso bajo (PIB) son: Armenia, Azerbaiyán, Bolivia, Botsuana, Bulgaria, Costa de Marfil, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Indonesia, República de Macedonia, Moldavia, Marruecos, Nigeria, Paraguay, Perú, Tailandia y Ucrania, cuyo ingreso nacional bruto per cápita ondea entre USD 1501-4000; los países de ingreso extremadamente bajo (PIEB) son: Bangladés, Camboya, China, India,

Kirguistán, Mauritania, Pakistán, Sri Lanka, Tayikistán, Tanzania y Uganda, cuyo ingreso nacional bruto per cápita es inferior a USD 1500. El resto de los países del mundo fueron excluidos debido a limitaciones en la información estadística disponible. La Figura 1 resume las correlaciones para todos los países y por grupos de países entre la desigualdad y la tasa de fertilidad.

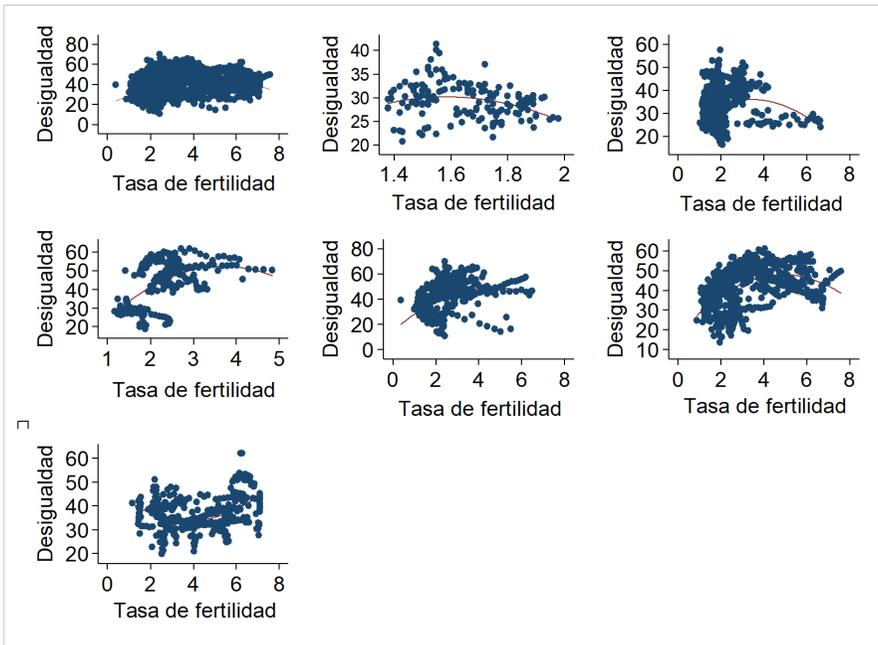


Figura 1. Evolución de las variables utilizadas en el modelo econométrico

La Tabla 1 informa los estadísticos descriptivos de la desigualdad y la tasa de fertilidad a nivel mundial para los 89 países y para los países agrupados por nivel de ingresos. Un hecho estilizado relevante es que existe una mayor variabilidad entre países que dentro de los países. La desviación estándar de la desigualdad por habi-

tante es de aproximadamente 9.9, lo que representa dos veces la variación dentro de la cual es 4.6. Con respecto a la tasa de fertilidad, la variación es aproximadamente 1.4 y la variación dentro es de 0.6. Los datos de panel están estrictamente equilibrado en el tiempo ($T = 1, \dots, 37$) y en la sección transversal ($n = 1, \dots, 89$).

Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables

Variable		Media	Std. Dev.	Min	Max	N
Desigualdad	Overall	37,228	9,872	10,65	69,96	N = 3293
	Between		8,748	24,04	56,842	n = 89
	Within		4,665	13,71	58,499	T = 37
Tasa de fertilidad	Overall	2,596	1,379	0,394	7,59	N = 3293
	Between		1,248	1,356	6,719	n = 89
	Within		0,599	-0,398	5,724	T = 37

3.2 | Metodología

La estrategia econométrica global diseñada para evaluar la fuerza del vector de cointegración entre la desigualdad y la tasa de fertilidad tiene cinco etapas. En la primera etapa, se estimó un modelo

de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es la desigualdad y la variable independiente es la tasa de fertilidad. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables a nivel mundial y por grupos de países. La ecuación (1) formaliza la relación entre las dos variables:

$$D_{i,t} = (\alpha_0 + \beta_0) + \alpha_1 T f_{i,t} + \theta_{i,t} \quad (1)$$

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, utilizamos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Los parámetros capturan la variabilidad en tiempo y sección transversal. Finalmente, el parámetro es el término de error estocástico. 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), Levine, 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 es significativo, se puede concluir que al menos uno de los paneles tiene una raíz unitaria. El uso de cinco pruebas diferentes asegura que las series utilizadas en las estimaciones posteriores no tienen el problema de la raíz de la unidad. La segunda etapa de la estrategia econométrica determina el equilibrio a corto y largo plazo entre las tres variables utilizando la prueba de cointegración desarrollada por Pedroni (1999), el equilibrio a largo plazo se determina con base en la siguiente ecuación:

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

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

$$D_{i,t} = \delta_i d_i + \alpha_i (D_{i,t-1} - \beta_i T f_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} D_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} T f_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $t=1, \dots, T$ son los períodos de tiempo y $i=1, \dots, N$ son los países. El término d_i es el componente determinista. Confiamos en la suposición de que el vector k -dimensional de $T f_{i,t}$ es aleatorio e independiente de $\varepsilon_{i,t}$, por lo que se supone que estos errores son independientes a través de i y t . La prueba de cointegración a corto y largo plazo solo indica la existencia o no de un vector que se relaciona con las variables en cuestión. Además, los modelos con datos de panel ofrecen resultados que son demasiado agregados. En consecuencia, en la próxima etapa estimamos la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001) y aplicado por Neal (2014). Esta estrategia nos permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre la desigualdad y la tasa de fertilidad. 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 una dinámica ordinaria del modelo de panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación entre las dos variables:

$$D_{i,t} = \alpha_i + \delta_i T f_{i,t} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{i,t} \Delta T f_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

Dónde $D_{i,t}$ indica la desigualdad, $i=1, 2, \dots, 89$ los países, $t=1, 2, \dots, T$ es el tiempo, $p=1, 2, \dots, P$ es el número de retrasos y avances que en la regresión DOLS, mientras que $\delta D_{i,t} / \delta T f_{i,t} = \delta_i$ mide el cambio en la desigualdad cuando cambia la tasa de fertilidad. De los coeficientes δ y los valores t se obtienen los valores promedio en todo el panel utilizando el método de los promedios grupales. El estimador PDOLS se promedia a lo largo de la dimensión entre los grupos (Neal, 2014), y la hipótesis nula establece que $\beta_i = \beta_0$. Finalmente, en la cuarta etapa usamos la prueba formalizada por Dumitrescu Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables usando la siguiente expresión:

$$D_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k D_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k T f_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

En la ecuación (6), suponemos 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 HO: $\beta_i = 0$.

4 | DISCUSIÓN Y RESULTADOS

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación de la desigualdad y la tasa de fertilidad a nivel mundial y por grupos de países. Los resultados obtenidos indican una fuerte relación positiva y estadísticamente significativa entre la desigualdad y la tasa de fertilidad a nivel mundial y para tres grupos de países PIA, PIMB y PIEB. Además, los resultados confirman el cumplimiento de la hipótesis de la curva de Kuznetz (EKC) a nivel global y para los países HI; sus coeficientes muestran una estrecha relación negativa y estadísticamente significativa entre la desigualdad y la tasa de fertilidad.

Tabla 2. Relación entre la desigualdad y la tasa de fertilidad

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Tasa de fertilidad	-0.624*** (-4.56)	0.327 (0.13)	-2.252*** (-7.17)	-0.175 (-0.41)	-0.853** (-3.00)	-0.454 (-1.57)	0.646* (2.02)
Constant	38.85*** (106.42)	28.72*** (6.55)	37.39*** (61.76)	43.59*** (12.11)	41.62*** (22.24)	42.77*** (22.65)	33.96*** (19.63)
Hausman test (p-value)	0	0,3584	0,0251	-1,26	-18,45	-86,19	-122,45
Serial correlation test (p-value)	0,84	0,523	0,502	0,797	0,610	0,659	0,626
Fixed effects (time)	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects (country groups)	no	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	3293	148	1110	259	666	703	407
Adjusted R2	-0.021		0.019				

estadístico t en paréntesis * p < 0,05 ** p < 0,01 *** p < 0,001

La Tabla 3 informa los resultados de la prueba de raíz unitaria de la desigualdad y la tasa de fertilidad. Ambas variables se expresan en tasas. El uso de cinco pruebas independientes entre ellos asegura una alta consistencia y confirma que las primeras diferencias de ambas series no tienen el problema de la raíz de la unidad. Para garantizar la solidez de los cálculos, se muestran los resultados

obtenidos con los efectos del tiempo y sin efectos del tiempo. Las pruebas de Levine et al. (2002), Im et al. (2003) y Breitung (2002) se basan en pruebas paramétricas y las pruebas tipo Fisher de Dickey 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.

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria en la primera diferencia

Grupos \ variables		LL	UB	IPS	ADF	PP	Continua
GLOBAL	Sin efectos del tiempo						
	D	-	-	-	-	-	-
PIEA	Tf	53.12***	11.98***	59.72***	27.82***	67.26***	
	D	8.07	-7.89***	-9.97***	3.48	-4.21***	
PIA	Tf	11.65***	-1.49*	13.47***	-1.79***	14.21***	
	D	-4.09***	-8.09***	-6.40***	-	-6.89***	
PIMA	Tf	29.96***	-4.63***	35.16***	17.35***	38.99***	
	D	-3.84***	-	-	0.08	-9.21***	
PIMB	Tf	10.46***					
	D	-	-4.93***	-	-6.41***	-	
PIB	Tf	16.81***	-2.39***	17.78***	4.01	19.15***	
	D	5.63	-4.27***	-0.59*	1.03*	2.55*	
PIEB	Tf	23.11***	-7.55***	25.71***	12.36***	29.08***	
	D	4.11	-4.16***	-3.77***	1.03*	0.92*	
PIEB	Tf	27.96***	-3.84***	29.63***	12.17***	31.02***	
	D	10.55	-6.79***	-1.16*	2.21	1.58*	
PIEB	Tf	14.30***	-1.70***	17.69***	11.42***	25.09***	
	D	8.16	-0.45*	-0.45*	3.89	3.46	

Continuación	LL	UB	IPS	ADF	PP
Con efectos del tiempo					
-	-	-	-	-	-
55.27***	12.17***	60.28***	28.12***	67.61***	
-0.35	-6.29***	-	2.55	-2.97***	
		12.36***			
-9.62***	-0.65	-	-7.13***	-	
		14.05***			16.12***
-2.01***	-4.09***	-5.87***	-0.69	-7.39***	
-	-8.51***	-	-	-	
32.76***	-	37.74***	17.27***	39.43***	
-5.23***	-4.07***	-	-2.68***	-	
		12.19***			11.17***
-	-4.79***	-	-6.14***	-	
21.87***	-	21.98***			19.44***
-0.21*	-1.98***	-2.75***	1.60*	2.04*	
-	-4.49***	-	-	-	
26.44***	-	26.86***	12.04***	29.13***	
-1.88***	-2.32***	-4.67***	1.71*	0.60*	
-	-7.94***	-	-	-	
25.05***	-	27.81***	12.30***	30.74***	
0.81*	-2.32***	-2.02***	3.76	2.67	
-9.87***	-7.24***	-	-	-	
		16.46***	12.01***	26.19***	
4.54	-0.35	-0.34*	4.18	2.67	

*** significado al 0,05%

La Tabla 4 informa los resultados de la prueba de cointegración entre las dos variables globales. 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. La Tabla 4 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) muestra que existe una relación de equilibrio a nivel global entre las series. 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. A nivel global y en los seis grupos de países los resultados son estadísticamente significativos. Lo que significa que, existe un vector de cointegración de largo plazo entre las variables en el periodo 1980-2016.

Tabla 4. Resultados del test de integración de Pedroni

	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PIEB
Within dimensión test statistics							
Panel v-statistic	2.35*	.3155	1.349	1.206	1.441	.4817	.2089
Panel p-statistic	-	-	-	-	-	-	-
	50.92***	11.49***	29.31***	16.68***	22.46***	22.87***	17.88***
Panel PP-statistic	-	-	-	-	-38.4***	-	-
	92.32***	21.78***	54.06***	26.89***	-	42.95***	39.22***
Panel ADF-statistic	-	-	-	-	-	-	-
	51.42***	12.29***	28.84***	15.55***	27.07***	21.77***	12.42***
Between dimensión test statistics							
Panel p-statistic	-	-9.2	-	-	-	-	-14.7***
	41.13***	-	23.67***	13.46***	17.94***	18.78***	-
Group PP statistic	-	-	-	-	-	-	-
	104.3***	23.56***	60.25***	31.06***	42.06***	49.94***	43.86***
Group ADF statistic	-	-	-	-16.2***	-	-	-
	49.49***	12.45***	27.32***	-	24.71***	22.43***	12.06***

*** significado al 0,05%

En la práctica, la existencia de una relación a largo plazo implica que las variables bajo análisis se muevan de manera conjunta y simultánea porque existe una fuerza de cointegración o un vector que las equilibra a lo largo del tiempo. Sin embargo, es muy posible que los cambios en la desigualdad varíen inmediatamente como resultado de los cambios en la tasa de fertilidad. Para evaluar esta relación, la Tabla 5 muestra los resultados del modelo de error vectorial

de los datos del panel VECM propuesto por Westerlund (2007), el cual verifica la ausencia o presencia de cointegración a corto plazo para cada país o para el grupo de países. Además, esta prueba se basa en el hecho de que las series no son estacionarias. Las pruebas de Levine et al. (2002), Im et al. (2003) y Breitung (2002) y las pruebas de Fisher de Dickey Fuller Augmented (1981) y Phillips y Perron (1988) mostraron que la serie no tienen el problema de raíz

unitaria. Como resultado, fue posible realizar la prueba de cointegración de Westerlund. Los resultados indican que un cambio en la tasa de fertilidad genera cambios inmediatos en la desigualdad. La

existencia de un equilibrio a corto plazo de las variables se cumple a nivel global y en todos los grupos de países porque son estadísticamente significativos.

Tabla 5. Resultados de Westerlund VECM

	Statistic	Value	Z-value	P-value
GLOBAL	Gt	-6.640	-50.326	0.000
	Ga	-56.379	-63.086	0.000
	Pt	-64.292	-51.669	0.000
	Pa	-67.133	-91.886	0.000
PIEA	Gt	-5.338	-7.427	0.000
	Ga	125.910	41.435	1.000
	Pt	-14.583	-12.064	0.000
	Pa	-68.723	-20.012	0.000
PIA	Gt	-6.612	-29.028	0.000
	Ga	-66.364	-44.848	0.000
	Pt	-36.762	-29.341	0.000
	Pa	-69.159	-55.206	0.000
PIMA	Gt	-6.042	-12.144	0.000
	Ga	-57.561	-18.163	0.000
	Pt	-15.874	-11.979	0.000
	Pa	-59.840	-22.539	0.000
PIMB	Gt	-6.362	-21.162	0.000
	Ga	-60.054	-30.715	0.000
	Pt	-27.379	-21.449	0.000
	Pa	-59.600	-35.973	0.000
PIB	Gt	-6.995	-25.177	0.000
	Ga	-66.245	-35.613	0.000
	Pt	-29.397	-23.513	0.000
	Pa	-65.281	-41.104	0.000
PIEB	Gt	-7.414	-20.888	0.000
	Ga	-71.629	-29.782	0.000
	Pt	-24.426	-20.288	0.000
	Pa	-75.328	-36.854	0.000

Los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni y Westerlund tienen al menos dos limitaciones; solo muestran la existencia de un vector de cointegración pero no informan sobre la fuerza del vector o el efecto individual en cada país. La Tabla 6 informa los resultados encontrados en esta etapa de la estimación. El panel DOLS es paramétrico y constituye una opción alternativa para obtener el estimador de panel OLS totalmente modificado desarrollado por Phillips Moon (1999) y Pedroni (2001) según lo observado por Kao y Chiang (2000). Estimamos la fortaleza del vector de cointegración de Pedroni (2001) formalizado en la Ecuación (5) y se informa en la Tabla 6. Primero, se informa los estimadores obtenidos

por mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países individualmente con efectos de tiempo fijo (WT) y sin efecto de tiempo (WOT). Los países que tienen un coeficiente positivo, muestran una relación entre la desigualdad y la tasa de fertilidad positiva y si el coeficiente es negativo, la relación entre las dos variables es negativa. En los países de Islandia, Venezuela, Hungría, Kazakstán, Montenegro, Honduras, Guatemala, Macedonia, Morocco, Perú, Tailandia, tiene un vector de cointegración mayor que 1, que denota que los cambios en la tasa de fertilidad tienen un fuerte impacto en la desigualdad.

Tabla 6. Resultados del modelo DOLS para países individuales

PIEA			PIA			PIMA			Continua
País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD	
Dinamarca	.975	1.034	Australia	.975	-.065	Argentina	1.398	-6.196	
Luxembourg	-.432	-.693	Austria	-1.335	1.094	Brazil	-.0734	-1.753	
Norway	-1.099	-1.413	Bahamas	-.971	-.614	Chile	-.0891	-1.821	
Switzerland	1.954	1.230	Barbados	-1.381	-.168	Cyprus (Chipre)	.329	.234	
			Canada	-1.059	-.129	Hungary	3.113	1.427	
			Rep.Checa	.375	-.252	Mexico	.539	-.929	
			Estonia	-1.611	-1.99	Uruguay	.706	-1.325	
			Finland	.430	.871				
			France	-.361	.698				
			Germany	1.168	.803				
			Greece	-.704	.751				
			Iceland	2.057	2.173				
			Ireland	.0641	.569				
			Israel	-.606	-.832				
			Italy	.205	.119				
			Japan	.446	.503				
			Korea Rep.	-.369	-.291				
			Lithuania	-.851	-1.441				
			Malta	.044	.194				
			Netherlands	-1.297	-1.051				
			New Zealand	-1.454	-.884				
			Portugal	-.924	-.902				
			Singapore	-1.175	-2.075				
			Slovak Republic	-1.813	-2.199				
			Slovenia	-1.102	-1.499				
			Spain	1.628	1.276				
			Sweden	1.107	-1.510				
			United Kingdom	1.230	.492				
			United States	-1.809	-.884				
			Venezuela RB	2.062	-1.565				

Continuación	PIMB			PIB			PIEB		
	País	WD	WOD	País	WD	WOD	País	WD	WOD
Belarus	.813		-.906	Armenia	.331		Bangladesh	1.259	.710
Botswana	.606		-.869	Azerbaijan	-1.330		Cambodia	-.472	-1.263
Colombia	.771		-2.573	Bolivia	1.160		China	-1.792	-1.151
Costa Rica	-1.270		-.0851	Bulgaria	-.5467		India	.613	.0204
Croatia	.245		-.403	Costa de Marfil	-.762		Kyrgyz Republic	-1.406	-1.682
Iran	-1.660		-1.136	Rep.Dominicana	.640		Mauritania	-1.569	-.677
Jamaica	-.560		-.0652	Ecuador	1.036		Pakistan	1.098	-1.595
Kazakhstan	-2.437		-2.140	El Salvador	-.5951		Sri Lanka	1.416	.0769
Latvia	-.224		-1.004	Guatemala	-2.691		Tajikistan	-.566	-1.673
Malaysia	-1.169		-.0496	Honduras	-2.127		Tanzania	-.903	-.0309
Montenegro	-3.185		1.025	Indonesia	.927		Uganda	.908	1.053
Panamá	-1.182		-3.040	Macedonia	-2.364				
Poland	-1.289		-2.758	Moldova	.0777				
Romania	1.340		-1.875	Morocco	-2.221				
Russian Federation	-1.943		-2.816	Nigeria	-.302				
Serbia	-1.523		4.161	Paraguay	-.4474				
South Africa	-1.651		.121	Perú	-3.038				
Turkey	1.212		1.668	Thailand	-3.951				
				Ukraine	-1.188				

*, **, *** indican el rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5%, 10% y 1% respectivamente para $H_0: = 1$

De la prueba de Pedroni (2001) se estimó 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 estimó un modelo con tiempo ficticio y otro sin tiempo. Se encontró que en todos los grupos de países el vector es estadísticamente sig-

nificativo, pero es más contundente en el ingreso medio-bajo. En los ingresos bajos, la relación es significativa y negativa, lo que sugiere que estos países se encuentran en una situación privilegiada para reducir la desigualdad.

Tabla 7. Resultados del modelo PDOLS para grupos de países

Grupos	Con tiempo ficticio		Sin tiempo ficticio	
	Bi	t-statistics	Bi	t-statistics
Global	-3.039	-3.874	-4.734	-5.246
PIEA	-11.560	-.718	9.095	.0785
PIA	.674	-1.284	-2.444	-1.608
PIMA	12.55	2.239	-33.12	-3.916
PIMB	-6.522	-3.089	-2.918	-3.004
PIB	-12.3	-4.284	-2.833	-2.643
PIEB	-2.724	-.426	-4.202	-1.873

*, ** indica el rechazo de la hipótesis nula en el nivel del 5%, 10% respectivamente para $H_0: = 1$

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 ingresos altos, de

ingresos medios-bajos, de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajos existe una causalidad bidireccional entre la desigualdad y la tasa de fertilidad.

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

Dirección causal	Grupos	W-bar	Z-bar	p-value
Tf → D	GLOBAL	1.823	2.743	0.309
	PIEA	1.595	0.842	0.399
	PIA	1.755	2.923	0.004
	PIMA	1.795	1.486	0.137
	PIMB	2.906	5.717	0.000
	PIB	1.674	2.078	0.038
	PIEB	1.952	2.233	0.026
Tf ← D	GLOBAL	2.542	3.793	0.588
	PIEA	1.213	0.301	0.763
	PIA	3.486	9.628	0.000
	PIMA	2.647	3.081	0.002
	PIMB	9.237	24.712	0.000
	PIB	4.790	11.681	0.000
	PIEB	2.954	4.582	0.000

Los resultados de la prueba de causalidad sugieren que en los países de ingresos altos, de ingresos medios-bajos, de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajo la desigualdad puede reducirse mediante cambios en la tasa de fertilidad. Mientras que en los países de ingresos extremadamente altos y de ingresos medios-altos las políticas a favor de la desigualdad pueden limitar la expansión de la tasa de fertilidad.

5 | CONCLUSIONES

Esta investigación aborda la desigualdad, que es uno de los principales problemas mundiales que deben resolver los gobiernos y las organizaciones multilaterales. En las últimas décadas la desigualdad de ingresos se ha incrementado en prácticamente todos los países, aunque a ritmos diferentes, siendo las instituciones gubernamentales y las políticas que se realizan decisivas para influir en la desigualdad. En este sentido, el principal objetivo de esta investigación fue examinar la relación entre la desigualdad y la tasa de fertilidad 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) y Westerlund (2007) se verificó la existencia de un equilibrio de corto y 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 estimaron modelos DOLS y PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente. En general, los resultados muestran que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque la relación es negativa. Finalmente, la prueba de causalidad muestra la existencia de una causalidad bidireccional en los países de ingresos altos, de ingresos medios-bajos, de ingresos bajos y de ingresos extremadamente bajos. Estos resultados sugieren que la desigualdad puede reducirse mediante cambios en la tasa de fertilidad.

Las implicaciones de las políticas derivadas de los resultados de esta investigación sugieren que las medidas destinadas a reducir la desigualdad deberían centrarse en los países de ingresos bajos. Una política a implementar son las transferencias monetarias a familias pobres, estos programas proporcionan un ingreso básico a las familias pobres, que les permite enviar a sus hijos a la escuela y brinda a las madres la posibilidad de acceder a servicios básicos de atención de la salud. Asimismo, las familias pueden utilizarlos para afrontar crisis económicas u otras perturbaciones potencialmente devastadoras. Otra política es la tributación progresiva, donde los impuestos progresivos equitativos permiten financiar las políticas y los programas estatales que son necesarios para equiparar las condiciones y transferir recursos a los habitantes más pobres. Asimismo, se pueden diseñar sistemas tributarios que permitan reducir la de-

sigualdad y al mismo tiempo mantener el coste de eficiencia en un nivel bajo.

Referencias bibliográficas

- [1] Adam, A., Kammass, P., Lapatinas, A. (2015). Income inequality and the tax structure: Evidence from developed and developing countries. *Journal of Comparative Economics*, 43(1), 138-154.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [3] Alvaredo, F., Piketty, T., Chancel, L., Saez, E., Zucman, G., Perrotini, I., Muller, N. (2018). Informe sobre la desigualdad global 2018. Grano de Sal.
- [4] Amarante, V., Colacce, M. (2018). ¿Más o menos desiguales? Una revisión sobre la desigualdad de los ingresos a nivel global, regional y nacional. *Revista Cepal*.
- [5] Bakkeli, N. Z. (2016). Income inequality and health in China: A panel data analysis. *Social Science Medicine*, 157, 39-47.
- [6] Behzadan, N., Chisik, R., Onder, H., Battaile, B. (2017). Does inequality drive the Dutch disease? Theory and evidence. *Journal of International Economics*, 106, 104-118.
- [7] Bohemia. (2016). Recuperado el Junio de 2018, de <http://bohemia.cu/mundo/2016/09/crecera-notablemente-la-poblacion-mundial-hasta-2050>
- [8] Bongaarts, J., Casterline, J. (2013). Fertility transition: is sub-Saharan Africa different?. *Population and development review*, 38, 153-168.
- [9] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [10] Caucutt, E. M., Guner, N., Knowles, J. (2002). Why do women wait? Matching, wage inequality, and the incentives for fertility delay. *Review of Economic Dynamics*, 5(4), 815-855.
- [11] CEPAL, N. (2019). La Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible: una oportunidad para América Latina y el Caribe. Objetivos, metas e indicadores mundiales.
- [12] CIT. (2004). Por una globalización justa: El papel de la OIT.

- [13] CICS/IED/UNESCO (2016). Informe Mundial sobre Ciencias Sociales 2016 - Afrontar el reto de las desigualdades y trazar vías hacia un mundo justo. Ediciones UNESCO, París (Francia).
- [14] Cordoba, J. C., Liu, X., Ripoll, M. (2016). Fertility, social mobility and long run inequality. *Journal of Monetary Economics*, 77, 103-124.
- [15] Cumbicus, M., Tillaguango, B. (2017). Efecto del capital humano en la desigualdad: evidencia empírica para 17 países de América Latina. *Revista Vista Económica*, 3(1), 53-62.
- [16] Day, C., Guest, R. (2016). Fertility and female wages: A new link via house prices. *Economic Modelling*, 53, 121-132.
- [17] Dereuddre, R., Van de Velde, S., Bracke, P. (2016). Gender inequality and the 'East-West' divide in contraception: An analysis at the individual, the couple, and the country level. *Social Science Medicine*, 161, 1-12.
- [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] Geronimus, A. T., Bound, J., Waidmann, T. A. (1999). Health inequality and population variation in fertility-timing. *Social science medicine*, 49(12), 1623-1636.
- [21] Gründler, K., Scheuermeyer, P. (2018). Growth effects of inequality and redistribution: What are the transmission channels? *Journal of Macroeconomics*, 55, 293-313.
- [22] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [23] He, Z., Xu, S., Shen, W., Long, R., Chen, H. (2017). Impact of urbanization on energy related CO₂ emission at different development levels: Regional difference in China based on panel estimation. *Journal of Cleaner Production*, 140, 1719-1730.
- [24] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [25] Islam, M. R. (2018). Wealth inequality, democracy and economic freedom. *Journal of Comparative Economics*.
- [26] Kao, C., Chiang, M. H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited.
- [27] Kulu, H., Washbrook, E. (2014). Residential context, migration and fertility in a modern urban society. *Advances in Life Course Research*, 21, 168-182.
- [28] Larrea, C., Kawachi, I. (2005). Does economic inequality affect child malnutrition? The case of Ecuador. *Social Science Medicine*, 60(1), 165-178.
- [29] Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [30] Li, T., Lai, J. T., Wang, Y., Zhao, D. (2016). Long-run relationship between inequality and growth in post-reform China: New evidence from dynamic panel model. *International Review of Economics Finance*, 41, 238-252.
- [31] Lojan, D., Méndez, P. (2020). Capital humano y desigualdad: un análisis de cointegración para Ecuador. *Revista Vista Económica*, 8(2), 86-91.
- [32] Maddala, G. S., Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- [33] Mendoza, O. M. V. (2017). Heterogeneous determinants of educational achievement and inequality across urban China. *China Economic Review*
- [34] Momota, A. (2016). Intensive and extensive margins of fertility, capital accumulation, and economic welfare. *Journal of Public Economics*, 133, 90-110.
- [35] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [36] Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- [37] Phillips, P. C., Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- [38] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [39] Policardo, L., Carrera, E. J. S. (2018). Corruption causes inequality, or is it the other way around? An empirical investigation for a panel of countries. *Economic Analysis and Policy*, 59, 92-102.
- [40] Rougoor, W., Van Marrewijk, C. (2015). Demography, growth, and global income inequality. *World Development*, 74, 220-232.
- [41] Santelli, J. S., Song, X., Garbers, S., Sharma, V., Viner, R. M. (2017). Global trends in adolescent fertility, 1990-2012, in relation to national wealth, income inequalities, and educational expenditures. *Journal of Adolescent Health*, 60(2), 161-168.
- [42] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- [43] Wood, J., Neels, K. (2017). First a job, then a child? Subgroup variation in women's employment-fertility link. *Advances in Life Course Research*, 33, 38-52.
- [44] Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [45] World Bank, 2017. World Development Indicators. Washington D.C. Available on. HYPERLINK "https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators" <https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators> . World Inequality Report. (2018). Recuperado el Junio de 2018, de World Inequality Report: <http://wir2018.wid.world/>
- [46] Yumusak, I. G., Bilen, M., Ates, H. (2013). The Impacts of Gender Inequality in Education on Economic Growth in Turkey. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 103, 1093-1103.