

Urbanización y desigualdad de ingresos a nivel global enfoque con datos de panel.

Jesús Godoy-Jaramillo ¹ Patricia Vaca ²

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

Fecha de recepción: Agosto 2018. Fecha de aceptación: Diciembre 2018

Resumen

El presente trabajo examina la relación entre la urbanización y la desigualdad, medida por el coeficiente de Gini a nivel mundial, en los años de 1980 a 2015. Se utilizó datos del *World Development Indicator* (WDI) del Banco Mundial y la base *Inequality Database*. A través del uso de una metodología de datos de panel, se busca demostrar que el crecimiento de la urbanización genera más desigualdad de ingresos a nivel mundial. Estimamos la relación en un contexto mundial de grandes cambios, y de intensos debates políticos, empujando a la derecha y a la izquierda política, lo que genera políticas distintas entre países. Los resultados muestran, la existencia de relación de corto plazo entre las variables, desigualdad de ingresos y urbanización, conjuntamente las pruebas de causalidad de Granger indican que existe causalidad bidireccional, dando a entender que la urbanización causa a la desigualdad de ingresos y viceversa.

Palabras clave: Urbanización; Desigualdad; Datos de panel

Códigos JEL: R51. D63. C23.

Urbanization and income inequality globally approach with panel data.

Abstract

This paper examines the relationship between urbanization and inequality, as measured by the Gini coefficient globally, in the years 1980 to 2015. Data from the World Development Indicator (WDI) of the World Bank and the Inequality Database were used. Through the use of a panel data methodology, we seek to demonstrate that the growth of urbanization generates more income inequality globally. We believe the relationship in a global context of major changes, and intense political debates, pushing the right and the political left, which generates different policies between countries. The results show, the existence of a short-term relationship between variables, income inequality and urbanization, together Granger's causation tests indicate that there is two-way causality, implying that urbanization causes income inequality and vice versa.

keywords: Urbanization; Inequality; Panel data;

JEL codes: R51. D63. C23.

¹Autor: Jesús Godoy-Jaramillo . Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: jesus.godoy@unl.edu.ec

²Coautor: Patricia Vaca. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: patricia.vaca@unl.edu.ec

1. Introducción

El acelerado crecimiento de la urbanización en el mundo ha generado diversos problemas socio-económicos, como cinturones de pobreza, altos niveles de delincuencia, desempleo precario, los cuales desembocan en un amplio interés de búsqueda de soluciones que ayuden a combatir esta problemática. La desigualdad en el mundo es un fenómeno que afecta o se relaciona directamente con la distribución de la renta, lo que genera muchas oportunidades para pocas personas que acceden a más dinero, y pocas oportunidades para muchas personas que o acceden a un rubro grande de dinero. Hay que tomar en cuenta que la urbanización puede llegar a ser positiva para muchos países, como fuente de participación urbana de la población total y es un elemento integral de la industrialización y el rápido crecimiento de los ingresos en todos los países (Fan, 2017; Henderson, Quigley & Lim, 2009; Iauale, Schiavon & Capobianco, 2015).

A partir de 2011, el 52,1% de la población mundial vivía en ciudades Naciones Unidas (2014) y ese número sigue aumentando rápidamente. Como las economías se desarrollan, las actividades económicas generalmente se vuelven más y no menos concentradas en las áreas que rodean a las grandes ciudades (Banco Mundial, 2009). Mientras tanto, la desigualdad también ha aumentado en las últimas décadas en la mayoría de los países en desarrollo y desarrollados (Goldberg & Pavcnik, 2007). De acuerdo al informe de las Naciones Unidas (2014), en las últimas décadas la urbanización ha crecido en gran cuantía, estimando que se podría agregar otro 2,5 mil millones de residentes urbanos para 2050. Siendo los países en desarrollo, en los que crece la urbanización, liderados por China e India. La reciente crisis financiera mundial ha intensificado los debates sobre la desigualdad Stiglitz (2012); Wei (2015) y la equidad se ha convertido en un objetivo superior de desarrollo sostenible del desarrollo posterior de la agenda de la ONU. Además la desigualdad se toma desde un punto de vista más subjetivo, en estudios hechos por, Alesina, Di Tella & MacCulloch, (2004); Verme, (2011); Schröder, (2016), los cuales demuestran que la desigualdad, afecta negativamente a la felicidad.

La migración es provocada por factores de atracción y de expulsión. Lo que hace pensar que las personas migran y estimulan un alto nivel de urbanización por encontrarse atraídos, por mejores salarios y en general un mejor nivel de vida (Todaro, 1969; Borjas, 1987; Hoynes, Page & Stevens, 2006). Como las ciudades son donde la población se concentra cada vez más, y la tierra es un recurso vital pero limitado, un desarrollo equitativo y sostenible de suelo urbano y espacio urbano para atender las necesidades de este creciente la población urbana es vista como uno de los desafíos clave a nivel mundial (UNHabitat, 2011; Wei, 2017; Wei & Ye, 2014). Expansión urbana y la expansión ha sido identificada como los aspectos más importantes de la urbanización y desarrollo urbano. Un principio clave para el desarrollo sostenible y el crecimiento inteligente está promoviendo la urbanización equitativa y el desarrollo de la tierra y mitigar los conflictos de uso de la tierra (Wei, 2017). El principal argumento de esta investigación es que ante un aumento de la urbanización, aumenta la desigualdad de ingresos a nivel mundial. La tasa de urbanización ha aumentado rápidamente en todo el mundo y se ha convertido en una de las características más destacadas del desarrollo económico en el siglo XXI. La urbanización es un indicador demográfico clave que básicamente aumenta la densidad urbana y en el proceso transforma no solo el espacio físico sino también el comportamiento humano (Sadorsky, 2014). Las ciudades concitan más atención en las agendas de desarrollo mundiales en gran parte por su creciente importancia demográfica y además porque expresan varias tensiones del estilo de desarrollo de nuestro tiempo.

Con el aumento de la urbanización global, los intereses en la equidad y la sostenibilidad de los lugares urbanos continúan creciendo entre los investigadores, académicos y profesionales involucrados en la planificación urbana, política pública y desarrollo sostenible en diver-

sas naciones, incluyendo Estados Unidos, China, India y Reino Unido. Si bien ha existido varios problemas especiales sobre urbanización y sostenibilidad, Wei, (2017); Wei & Ye (2014) y cuestiones especiales sobre desigualdad espacial, Wei (2015, 2017), no se han enfocado los problemas especiales sobre los vínculos entre la expansión / expansión urbana y espacial desigualdad.

En este contexto, la investigación examina mediante un modelo econométrico de datos de panel la relación entre la urbanización, y el coeficiente de GINI a nivel mundial, en el periodo 1980-2015, a nivel mundial y por grupos de países, clasificados de acuerdo al nivel de ingreso nacional bruto (INB) per cápita del Banco Mundial, denominado ATLAS. Donde la hipótesis, es que el aumento de la tasa de urbanización, aumenta la desigualdad a nivel mundial. Los resultados muestran que en promedio las variables se mueven de forma simultánea a corto plazo.

Este trabajo está estructurado en cuatro secciones adicionales a la introducción. La segunda sección contiene la revisión de la literatura previa. La tercera sección describe los datos y plantea el modelo econométrico. La cuarta sección discute los resultados encontrados. Finalmente, la quinta sección, muestra las conclusiones del trabajo.

2. Revisión y literatura previa

Este documento se relaciona por lo descrito por Cai, Chen, & Zhou (2010) y Santaaulalia-Llopis & Zheng, (2016) examinan los cambios en la desigualdad del ingreso y la desigualdad en el consumo en las zonas urbanas de China utilizando los datos de (UHS) *Urban Household Survey* en el periodo 1992-2003. Encuentran una convivencia llamativa entre la desigualdad del ingreso y la desigualdad del consumo a lo largo del periodo estudiado. Luego, construyen un conjunto de datos de panel a nivel provincial y realizan un análisis empírico para detectar la correlación entre la creciente desigualdad de ingresos y tres grandes cambios estructurales durante el período: reformas de las EP, urbanización y globalización. Atribuyen la fuerza motriz más importante detrás de la creciente desigualdad urbana a las reformas de las empresas estatales.

Encontramos que las disparidades de salud en China se relacionan con la creciente desigualdad de ingresos y, en particular, con la experiencia adversa en materia, pero no a la tasa de crecimiento de los ingresos promedio en las últimas décadas.

La presente literatura se puede dividir en tres grandes grupos, países de ingreso alto; países de ingreso medio y países de ingreso bajo, debido a la concentración de estudios en países en vías de desarrollo.

En los estudios que relacionan a la desigualdad de ingresos y la urbanización en países de ingresos altos, encontramos a un estudio realizado a las economías BRICS, (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica), en donde los resultados empíricos manifiestan que los efectos de la urbanización y la desigualdad de ingresos en las emisiones de carbono son heterogéneo a través de los cuartiles, lo que significa que en medio y alta emisión de países, la profundización de la desigualdad de ingresos empeorará aún más el medio ambiente. (Zhu, Xia, Guo & Peng, 2018). En un país como China encontramos a Guo, Zhu & Liu, (2018). Encuentran una desigualdad social inesperadamente grave y la segregación entre los aldeanos locales y los trabajadores migrantes en las aldeas que se están urbanizando efectivamente. Bosker, Deichmann & Roberts (2015), encuentran en China, que un aumento en los ingresos y la urbanización, es que vengan con una mayor concentración de personas y actividad económica. Esta concentración se centrará en las regiones costeras de China que hoy ya constituyen las partes más ricas del país. Un estudio hecho en China, muestra que a largo plazo existe equilibrio entre la proporción de población urbano-rural y la diferencia de productividad marginal entre áreas urbanas y áreas rurales (Shang, Li, & Chen, 2018).

Para un estudio realizado en la UE Baiardi, & Morana, (2018). Encuentran que un estado estacionario de toda la EA financiera Curva de Kuznets, es decir, de un enlace inverso en forma de U a largo plazo entre desigualdad y desarrollo de ingresos, donde la profundización financiera contribuye a una distribución más equitativa de los ingresos mediante la reducción de la nivel de ingreso per cápita en el que se produce el punto de inflexión del KC. En un artículo, Chen et al. (2018) encuentran que los inmigrantes chinos son menos educados que los trabajadores de las ciudades locales y esta diferencia es aún más notable en las ciudades más grandes, la migración masiva disminuye la oferta relativa de expertos trabajadores en las ciudades más grandes que en las más pequeñas, lo que conduce a una mayor prima de habilidades y, por lo tanto, a una mayor desigualdad general en las grandes ciudades. En otro estudio realizado en China, Ding & He, (2018) descubren que la desigualdad de consumo sigue de cerca los ingresos desiguales, tanto a lo largo del tiempo como a lo largo del ciclo de vida. Creemos que el principal impulsor de esto el movimiento conjunto podría ser el aumento dramático en los choques de ingresos permanentes no asegurables que ocurrió después de la década de 1990, como resultado de la transición económica en la China urbana.

En un estudio realizado en Brasil, Garcia-López, & Moreno-Monroy (2018) localizan resultados que pueden interpretarse a la luz de los modelos teóricos urbanos. Las ciudades pequeñas son caracterizado por niveles relativamente bajos de segregación de ingresos y altos niveles de empleo densidad y monocentricidad, lo que refleja el hecho de que en tamaños pequeños los costos de transporte son relativamente bajos, lo que hace que la competencia por la ubicación cerca del centro único sea menos intensa tanto para los hogares como para empresas. Luo & Lam (2016) indican que la urbanización tenía efectos tanto positivos como negativos en el desarrollo hotelero. Por lo tanto, para promover la hospitalidad y el desarrollo del turismo, los interesados en los hoteles, incluidos los profesionales, funcionarios gubernamentales y planificadores urbanos, podrían proporcionar los productos correspondientes de turismo y hospitalidad de acuerdo a las características de la ciudad, región o provincia.

Para los países que estudian a la desigualdad de ingresos y la urbanización en países de en vías de desarrollo encontramos un estudio realizado en Buenos Aires, argentina donde Blanco & Apaolaza (2017) señalan a la desigualdad una característica clave común a las grandes ciudades de América Latina, y la Región Metropolitana de Buenos Aires (BAMR) es un excelente ejemplo de esta. Se ha demostrado que la desigualdad presenta múltiples dimensiones que impregnan los dominios socioeconómicos y territoriales, y que la movilidad une estas dos esferas jugando un papel clave en el acceso a la ciudad servicios y oportunidades de empleo.

Algunos estudios han abordado las dimensiones de esta desigualdad en relación a la movilidad para diferentes ciudades de América Latina (Vasconcellos, 2010; CAF - Banco de Desarrollo de América Latina, 2011; Jaramillo et al., 2012; Motte-Baumvol & Nassi, 2012; Oviedo & Titheridge, 2015; Falavigna & Hernández, 2016). Gran parte de la literatura sobre la desigualdad de la renta de la tierra relación sugiere que la

desigualdad de la tierra conduce a desigualdad de oportunidades educativas que a menudo son exacerbadas por las instituciones favoreciendo a los no pobres (Bourguignon & Verdier, 2000; Engerman & Sokoloff, 2002, 2005; Galor & Tsiddon, 1996; Galor & Zeira, 1993; Galor, Moav & Vollrath, 2009).

Para los países que estudian a la desigualdad de ingresos y la urbanización en países de ingresos bajos encontramos un estudio hecho en Vietnam, Youssef, Arouri & Nguyen, (2016) topan que el proceso de urbanización estimula la transición de las actividades agrícolas a las no agrícolas en las áreas rurales. Más específicamente, la urbanización tiende a reducir los ingresos agrícolas y aumentar los salarios y los ingresos no agrícolas en las zonas rurales, sugiriendo que el ingreso total y el gasto de consumo de los hogares rurales tienen mayor probabilidad de aumentar con la urbanización. Sulemana et al. (2019) realizaron un estudio en 48 países de África subsahariana durante el período 1996–2016, encontrando una asociación positiva y altamente significativa entre la urbanización y la desigualdad de ingresos en la región, incluso con la corrección de la posible endogeneidad. Chen et al. (2019) elaboraron características y patrones de urbanización y reducción de la pobreza en Asia y Medio Oriente, concluyendo que la población que vive en pobreza extrema se redujo de 1,17 mil millones a 355,6 millones durante el período de 20 años, y varios países, como China, Laos, Vietnam, Indonesia, Bangladesh y Mongolia, han hecho enormes progresos tanto en urbanización y reducción de la pobreza. Ravallion (2002) identifica las condiciones bajo las cuales los pobres se urbanizan más rápido que los no pobres, en 39 países de la India, sin embargo, sugiere que la tasa de pobreza urbana aumenta lentamente en relación con la tasa rural, finalmente predice que el 60% de los pobres seguirá viviendo en zonas rurales para cuando la mitad de la población del mundo en desarrollo viva en zonas urbanas.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

La presente investigación, cuenta con datos del WDI Banco Mundial (2016). Los datos son de panel el periodo (1980-2015), a nivel global, las variables de estudio, son urbanización (*Urban population*) y la desigualdad de ingresos medida por el coeficiente de GINI a nivel global, siendo la urbanización la variable independiente y el coeficiente de GINI la variable dependiente. Se utiliza un sesgo para medir los países, según el ingreso nacional bruto per cápita, de acuerdo a la clasificación ATLAS del Banco Mundial, teniendo seis niveles, para una mejor comprensión de los países estudiados.

La Figura 1 describe la dispersión entre la urbanización y el GINI, por distintos niveles, se puede destacar, los pocos países disponibles en la sección ingresos extremo alto, la mayoría de países concentrados en la sección medio bajo, lo que destaca a los países en vías de desarrollo, países donde la urbanización es más marcada.

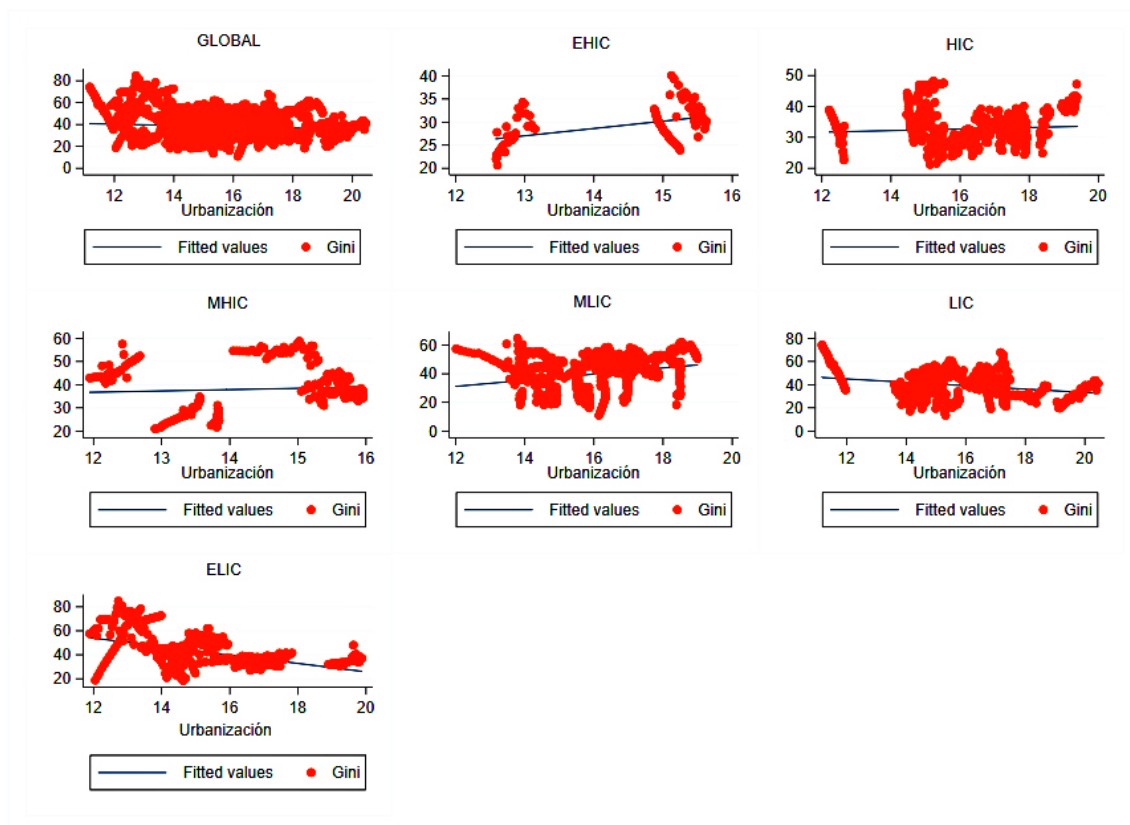


Figura 1. Relación entre la urbanización y el coeficiente GINI de acuerdo a la clasificación ATLAS

La Tabla 1 refiere los estadísticos descriptivos de la urbanización y el coeficiente de Gini a nivel mundial para los 89 países y para los países agrupados por nivel de ingresos. Se puede destacar la desviación estándar del coeficiente de Gini muy superior a la de la urbanización, lo

que quiere decir que tiene una variación de más de nueve veces, más a la de la urbanización panel de datos está estrictamente equilibrado en el tiempo () y en la sección transversal.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variable

Variable		Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
Urbanización	General	15,59	1,69	11,17	20,45	N=3095
	Entre		1,68	11,58	19,81	n=86
	Dentro		0,25	14,27	16,60	T=36
Coeficiente de Gini	General	38,15	10,90	10,91	84,78	N=3095
	Entre		9,49	24,01	68,01	n=86
	Dentro		5,45	-1,17	73,05	T036

3.2. Metodología

La estrategia econométrica está organizada en tres etapas. Primero, estimamos un modelo básico para verificar la dirección de la relación entre las variables. En segundo lugar, aplicamos la prueba de raíz unitaria para Se verifica la estacionariedad de las variables garantizar que las series no tienen un efecto de tendencia. En la tercera etapa, usamos técnicas de cointegración para verificar existencia de un equilibrio a largo plazo entre la urbanización y la desigualdad de ingresos (GINI).

La estrategia econométrica de la primera etapa, proponemos un modelo de regresión básica con datos de panel, donde la variable dependiente es coeficiente de Gini del país en el período (t) y las variable independiente es la urbanización.

$$Y_{i,t} = (\alpha_0 + \beta_0) + \gamma_1 UR_{i,t} + \gamma_2 G_i UR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

La elección entre los efectos fijos y aleatorios está determinada por la prueba de Hausman (1978). El modelo formalizado en la ecuación (1) presenta heterocedasticidad y autocorrelación; por lo tanto, la ecuación se estimó utilizando regresiones por mínimos cuadrados generalizados (GLS). En la segunda etapa, siguiendo Maddala & Wu (1999), la prueba de relación unitaria se estima utilizando las pruebas Dickey & Fuller (1981) y la prueba de Phillips & Perron (1988); que se conocen en la literatura de datos de panel como ADF y PP, respectivamente. Enders (1995) afirma que el orden de integración de la serie con la tendencia y la intercepción se puede estimar a partir de la siguiente ecuación:

4. Discusión de resultados

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \lambda Y_{i,t} UR_{i,t} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_j \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

El uso de cinco pruebas diferentes asegura que la serie utilizada 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 es determinado en base a la siguiente ecuación:

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

Donde representa la variable dependiente del país i en el período t. Además, el corto el término equilibrio se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t} - \beta_i X_{i,t-1}) \sum_{j=1}^{Pi} \alpha_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=-qi}^{Pi} Y Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE). Mediante la inclusión de efectos de tiempo fijo para todos los grupos de países y efectos fijos por grupo de países para Global, logramos corregir los problemas de auto correlación y heterocedasticidad, respectivamente. La Tabla 2 muestra los resultados de la urbanización y el coeficiente de Gini a nivel mundial y por grupos de países.

Los resultados muestran, que entre la urbanización y el coeficiente de Gini no hay mucha relación, teniendo coeficiente bajo a nivel mundial y en los países de ingresos extremos altos, altos y medio altos, excepto los países de ingresos bajos, medios bajos y extremo bajos. Estos resultados no concuerdan con lo encontrado por Chen, Liu & Lu (2018), donde describen que la migración masiva disminuye la oferta relativa de expertos trabajadores en las ciudades más grandes que en las más pequeñas, lo que conduce a una mayor prima de habilidades y, por lo tanto, a una mayor desigualdad general en las grandes ciudades, resultados que concuerdan con los resultados obtenidos son Sulemana et al. (2019) que encontraron una asociación positiva y altamente significativa entre la urbanización y la desigualdad en los países de ingresos bajos, de igual forma Chen et al. (2019).

Tabla 2. Relación entre la urbanización y la desigualdad de ingresos a nivel mundial

	GLOBAL	EHIC	HIC	MHIC	MLIC	LIC	ELIC
Urbanización	-0,55 (-1,81)	0,37 (0,43)	0,25 (1,83)	0,95 (1,44)	2,14*** (8,72)	-1,69*** (-8,95)	-3,52*** (-11,62)
Constante	46,19*** (9,71)	22,91 (1,79)	28,68*** (12,79)	21,22* (2,15)	5,45 (1,38)	66,50*** (21,98)	96,15*** (20,61)
Prueba de Hausman	0,10	0,24	0,00	0,16	0,00	0,00	0,04
Prueba de Autocorrelación serial	0,00	0,33	0,01	0,22	0,00	0,10	0,01
Efectos fijos (país)	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos (tiempo)	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	3096	108	648	252	900	720	468
chi2	3,29	0,19	3,37	2,08	76,10	80,11	135,0

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Las pruebas de Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003) y Breitung (2002) se basan en pruebas paramétricas y las pruebas tipo Fisher de Dickey & Fuller Augmented (1981), Phillips & Perron (1988) son no paramétricos, que fueron propuestos por Maddala & Wu (1999). Breitung (2002) se basa en la homogeneidad de la raíz unitaria, ayudan a

obtener una alta consistencia en las pruebas de estacionalidad de la raíz unitaria. El criterio de información Akaike (AIC) se utilizó para determinar la duración del retraso, a continuación se presentan los resultados de los test de raíz unitaria.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria

Pruebas		LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP
		Sin efectos del tiempo					Con efectos del tiempo				
GLOBAL	Gini	-74,26	-42,97	-17,75	-8,93	-58,79	-74,49	-43,82	-13,32	-9,22	-58,47
	Urb	-31,41	-13,23	-17,37	-14,54	-31,71	-33,82	-13,70	-29,56	-15,81	-36,22
EHIC	Gini	-11,49	-4,52	9,84	-0,34	-4,69	-14,07	-8,30	0,64	-0,42	-9,14
	Urb	-6,89	-3,16	-2,72	-4,40	-5,83	-8,36	-2,64	-4,27	-4,34	-7,08
HIC	Gini	-33,38	-19,57	-2,14	-3,09	-26,46	-33,90	-19,96	-8,61	-3,07	-27,03
	Urb	-13,91	-6,63	-14,10	-8,02	-16,05	-14,59	-8,13	-17,87	-10,03	-17,57
MHIC	Gini	-21,31	-14,69	-7,72	-10,47	-16,36	-21,31	-13,82	0,81	-9,87	-16,22
	Urb	-8,08	-3,80	-12,98	-3,02	-11,61	-10,47	-6,19	-13,81	-4,13	-12,94
MLIC	Gini	-40,45	-21,43	-15,60	-5,36	-32,81	-40,01	-21,42	-9,90	-5,34	-31,76
	Urb	-15,78	-7,93	-13,12	-9,60	-17,15	-21,72	-10,07	-16,05	-11,68	-17,97
LIC	Gini	-36,34	-21,07	-7,12	-6,83	-29,35	-36,34	-20,64	-5,92	-7,19	-30,32
	Urb	-14,75	-5,39	-9,89	-8,74	-14,03	-14,67	-5,12	-19,37	-9,93	-17,56
ELIC	Gini	-29,30	-18,75	-8,41	-7,10	-23,89	-29,30	-20,23	-17,10	-7,55	-29,19
	Urb	-15,01	-4,23	9,50	-4,34	-10,15	-24,46	-5,18	-23,57	-5,33	-27,91

Nota: los valores indican significancia estadística de * p < 0.05, ** p < 0.01 y p < 0,001***.

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 independientemente. La Tabla 4 informa las siguientes estadísticas: una estadística de panel-v, panel-rho, panel-PP y panel-ADF. La prueba de cointegración heterogénea del panel de Pedroni (1999) muestra que no hay un equilibrio relación a nivel global entre las series. Los resultados muestran que a nivel global no existe un movimiento conjunto de las variables, juntamente con los países de ingresos extremos altos, países de ingresos altos, países de in-

gresos medios bajos, países de ingresos bajos.

Para los países de ingresos medios altos se encuentra un movimiento conjunto de las variables a largo plazo, juntamente con los países de ingresos extremos bajos. Estos resultados no concuerdan con lo encontrado por, Shang, Li, Li, & Chen, (2018), debido a que demuestran en un estudio hecho en China, que a largo plazo existe equilibrio entre la proporción de población urbano-rural y la diferencia de productividad marginal entre áreas urbanas y áreas rurales, tomando en cuenta que China es un país de altos ingresos.

Tabla 4. Resultado de la prueba de cointegración de Pedroni

	GLOBAL	EHIC	MHIC	HIC	MLIC	LIC	ELIC
Estadísticos dentro de las dimensiones							
Panel estadístico-v	0,97	0,32	0,67	-0,08	0,74	0,91	0,43
Panel estadístico-p	-55,31	-10,78	-25,81	-14,59	-29,41	-27,79	-20,51
Panel estadístico-PP	-167,4	-41,18	-76,37	-42,82	-77,76	-88,64	-71,29
Panel estadístico ADF	-49,25	-13,08	-19,49	-12,31	-29,84	-21,9	-12,62
Estadísticos entre las dimensiones							
Panel estadístico-p	-44,77	-8,674	-20,98	-11,56	-23,83	-22,42	-16,79
Grupo estadístico-PP	-190,9	-44,5	-86,89	-52,07	-87,68	-100,2	-79,39
Grupo estadístico ADF	-44,3	-11,94	-15,14	-7,637	-24,6	-22,53	-12,64

Nota: **significancia al 1%, ***significancia al 0,1%

La Tabla 5 muestra los resultados del modelo de error vectorial del panel VECM datos propuestos por Westerlund (2007), que tiene una ventaja atractiva porque establece que el la hipótesis conjunta nula es que todas las secciones transversales en el panel están cointegradas y

omiten informar sobre la observación que no tiene cointegración (Kasman & Duman, 2015). La prueba de cointegración propuesto por Westerlund (2007) verifica la ausencia o presencia de determinación de cointegración.

Tabla 5. Resultados de Westerlund VECM

	<i>Estadístico</i>	<i>Valor</i>	<i>Valor-Z</i>	<i>Valor-P</i>
GLOBAL	Gt	-41,35	-450,26	0,00
	Ga	-1,80	-2,50	0,00
	Pt	-83,67	-74,64	0,00
	Pa	-127,96	-184,76	0,00
EHIC	Gt	-937,09	-2,00	0,00
	Ga	-4,90	-1,30	0,00
	Pt	-19,45	-18,40	0,00
	Pa	-151,85	-41,44	0,00
MHIC	Gt	-8,56	-32,75	0,00
	Ga	-119,82	-68,83	0,00
	Pt	-35,25	-30,62	0,00
	Pa	-125,28	-82,62	0,00
HIC	Gt	-8,52	-20,31	0,00
	Ga	-124,62	-44,83	0,00
	Pt	-21,35	-18,36	0,00
	Pa	-124,92	-51,38	0,00
ELIC	Gt	-8,44	-37,85	0,00
	Ga	-116,77	-78,83	0,00
	Pt	-41,12	-35,59	0,00
	Pa	-104,41	-79,90	0,00
MLIC	Gt	-9,83	-41,64	0,00
	Ga	-134,23	-82,25	0,00
	Pt	-42,76	-38,80	0,00
	Pa	-133,94	-93,57	0,00
LIC	Gt	-9,507	-32,102	0,000
	Ga	-132,063	-65,134	0,000
	Pt	-33,091	-29,670	0,000
	Pa	-133,535	-75,199	0,000

Las Tablas 6 y 7 muestran los resultados del modelo DOLS con y sin efectos del tiempo, el cual nos permite evaluar la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables de forma individual por países. Estos resultados nos permiten determinar qué grado de fuerza del vector de cointegración, existe mayor contundencia de los valores cuando son más cercanos a 1. Cuando los países son analizados con efectos del tiempo, los países de ingresos extremo altos que poseen un equilibrio al largo plazo son: Noruega y Suiza, los países de ingresos altos poseen contundencia son: Finlandia, Francia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda, Suecia y Reino Unido, en el grupo de países de ingresos medios altos encontramos a las Bahamas, los países de ingresos medios bajos son: Brasil, Colombia, República checa, Ecuador, Irán, Rep. Islámica, Letonia, Lituania, México, Polonia, Federación Rusa, Turquía y Venezuela, RB, los países de ingresos bajos son: Armenia, República Dom., El Sal-

vador, Macedonia, Moldavia, Nigeria, Paraguay, Serbia y Tailandia, finalmente los países de ingresos extremo bajos son solamente Pakistán y Vietnam.

Cuando se analizan las variables sin efecto de tiempo presenta los siguientes resultados, para los países de ingresos extremo altos que poseen un equilibrio al largo plazo tenemos a Suiza, los países de ingresos altos poseen contundencia son: Australia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda y Suecia, en el grupo de países de ingresos medios altos encontramos a Eslovenia, los países de ingresos medios bajos son: Colombia, Croacia, Ecuador, Letonia, Lituania, Panamá y República Eslovaca, los países de ingresos bajos son: Armenia, Belice, Bolivia, República Dom., El Salvador, Marruecos, Nigeria y Tailandia, finalmente los países de ingresos extremo bajos son Mauritania, Pakistán, Tayikistán y Tanzania.

Tabla 6. Resultados de pruebas de los modelos DOLS individuales (con dummy)

EHIC		HIC		MHIC		MLIC		LIC		ELIC	
Luxemburgo	-0,99	Australia	0,15	Bahamas	-1,16	Argentina	-0,97	Armenia	-1,10	Bangladesh	-0,16
Noruega	-1,61	Austria	-0,34	Chipre	-0,22	Botswana	0,71	Azerbaiyán	-0,97	Camboya	0,31
Suiza	-1,66	Canadá	1,15	Grecia	0,62	Brasil	-1,29	Bielorrusia	-0,80	Gambia, el	0,68
		Dinamarca	0,88	Honduras	-0,25	Bulgaria	-0,46	Belize	-0,84	Guatemala	-0,38
		Finlandia	1,07	Israel	-0,06	Chile	0,50	Bolivia	-0,10	India	0,14
		Francia	-1,34	Portugal	-0,41	Colombia	-2,75	China	-0,17	Rep. Kirguiza	-0,37
		Alemania	-0,25	Eslovenia	-0,70	Costa Rica	-0,71	República Dom,	-1,94	Lesoto	-0,09
		Islandia	-0,64			Croacia	3,03	Egipto, Rep. Árabe	-0,28	Mauritania	-0,74
		Irlanda	-0,82			Republica checa	-1,21	El Salvador	1,73	Pakistán	1,13
		Italia	0,70			Ecuador	1,26	Indonesia	0,62	Tayikistán	0,55
		Japón	-2,54			Estonia	-0,08	Macedonia	-1,28	Tanzania	0,12
		Países Bajos	1,19			Hungría	-0,43	Moldavia	1,16	Uganda	0,10
		Nueva Zelanda	1,03			Irán, Rep. Islámica	-1,88	Marruecos	0,40	Vietnam	1,73
		Singapur	-0,25			Letonia	3,12	Nigeria	-2,43		
		España	0,34			Lituania	2,21	Paraguay	1,48		
		Suecia	-1,60			Malasia	0,49	Perú	0,04		
		Reino Unido	-1,76			Mexico	-1,29	Serbia	-1,34		
		Estados Unidos	0,56			Panamá	-0,05	Sri Lanka	-0,09		
						Polonia	2,95	Tailandia	-1,24		
						Rumania	0,26	Ucrania	-0,21		
						Federación Rusa	-1,28				
						República Eslovaca	0,74				
						Turquia	1,81				
						Uruguay	0,55				
						Venezuela, RB	2,14				

Tabla 7. Resultados de pruebas de los modelos DOLS individuales (sin dummy)

EHIC		HIC		MHIC		MLIC		LIC		ELIC	
Luxemburgo	-0,46	Australia	-1,00	Bahamas	-0,92	Argentina	0,31	Armenia	-1,12	Bangladesh	0,82
Noruega	0,10	Austria	-0,03	Chipre	-0,13	Botswana	0,62	Azerbaiyán	-0,65	Camboya	0,65
Suiza	-1,21	Canadá	0,58	Grecia	-0,80	Brasil	0,46	Bielorrusia	-0,32	Gambia, el	0,25
		Dinamarca	-0,45	Honduras	0,26	Bulgaria	-0,47	Belice	-1,23	Guatemala	0,91
		Finlandia	-0,48	Israel	-0,15	Chile	-0,28	Bolivia	-1,21	India	0,90
		Francia	0,29	Portugal	-0,12	Colombia	1,42	China	-0,33	Rep. Kirguiza	0,20
		Alemania	-0,10	Eslovenia	-1,26	Costa Rica	-0,53	República Dom.	-2,17	Lesoto	-0,42
		Islandia	-0,31			Croacia	3,01	Egipto, Rep. Árabe	-0,31	Mauritania	-1,89
		Irlanda	0,05			Republica checa	-0,94	El Salvador	2,91	Pakistán	1,46
		Italia	0,52			Ecuador	-1,77	Indonesia	0,63	Tayikistán	1,44
		Japón	-2,05			Estonia	-0,24	Macedonia	-0,50	Tanzania	1,23
		Países Bajos	2,11			Hungría	-0,76	Moldavia	0,96	Uganda	0,25
		Nueva Zelanda	1,10			Irán, Rep. Islámica	0,35	Marruecos	1,28	Vietnam	-0,85
		Singapur	-0,06			Letonia	2,56	Nigeria	-1,90		
		España	-0,20			Lituania	1,22	Paraguay	0,74		
		Suecia	-1,50			Malasia	0,45	Perú	0,36		
		Reino Unido	-0,96			Mexico	-0,27	Serbia	0,25		
		Estados Unidos	0,88			Panamá	1,20	Sri Lanka	-0,54		
						Polonia	0,44	Tailandia	-1,13		
						Rumania	-0,54	Ucrania	-0,43		
						Federación Rusa	0,75				
						República Eslovaca	-1,50				
						Turquia	0,67				
						Uruguay	-0,13				
						Venezuela, RB	0,07				

Al medir la fuerza del vector de cointegración a largo plazo tenemos resultados que establecen un equilibrio en los países de ingresos extremo altos, medios bajos y bajos, cuando no se toma en cuenta el efecto

del tiempo, por otro lado cuando no se toma en cuenta este, los países de ingresos medios altos, medios bajos, bajos y extremo bajos poseen valores contundentes, como se muestra en la Tabla 8.

Tabla 8. Resultados de pruebas de los modelos de panel PDOLS)

Grupos	Con dummy del tiempo		Sin dummy del tiempo	
	PDOLS	Estadístico-t	PDOLS	Estadístico-t
GLOBAL	-125,30	-0,90	-11,72	0,003
EHIC	-313,10	-2,47	-127,00	-0,91
HIC	-53,97	-0,58	-105,80	-0,39
MHIC	-128,00	-0,83	-126,40	-1,19
MLIC	20,45	1,48	59,47	1,22
LIC	-352,6	-1,66	-198,20	-1,06
ELIC	96,13	0,84	356,90	1,39

La Tabla 9 muestra los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger que se estiman sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu & Hurlin (2012), los cuales muestran la existencia de causalidad de Granger bidireccional (GINI → URBAN) entre el coeficiente de

GINI y la urbanización en todos los grupos de países excepto para los países de ingresos altos en el cual hay una relación unidireccional del índice de Gini y urbanización (GINI → URBAN).

Tabla 9. Resultados de la prueba de causalidad basada en Dumitrescu & Hurlin (2012)

Dirección causal	Grupo	W-bar	Valor-Z	Valor-P
GINI → URBAN	GLOBAL	5,67	30,61	0,00
	EHIC	10,24	11,32	0,00
	MHIC	4,98	11,93	0,00
	HIC	3,57	4,81	0,00
	MLIC	4,30	11,68	0,00
	LIC	5,85	15,35	0,00
	ELIC	9,03	20,48	0,00
URBAN → GINI	GLOBAL	12,01	72,22	0,00
	EHIC	2,62	1,99	0,00
	MHIC	4,36	10,07	0,00
	HIC	2,49	2,79	0,01
	MLIC	24,93	84,60	0,00
	LIC	11,27	32,49	0,00
	ELIC	6,21	13,27	0,00

5. Conclusiones

Esta investigación analiza el efecto que tiene la urbanización, sobre la desigualdad de ingresos a nivel mundial, en el periodo 1980-2015. Encontramos una relación de equilibrio a corto plazo entre la urbanización y la desigualdad de ingresos. Mediante el modelo de corrección de error, determinado por el test de Westerlund (2007), encontré la existencia de relación de corto plazo entre las variables antes descritas, también encontramos relación de equilibrio a largo plazo de forma individual y por grupos de países. Finalmente, las pruebas de causalidad de Granger indican que existe causalidad bidireccional, entre las variables para todos los grupos de países, excepto los países de ingresos altos que poseen una relación unidireccional donde el Gini causa la urbanización. Las posibles implicaciones de política económica están orientadas a invertir en educación en los países de ingresos medios bajos, países de ingresos bajos y países de ingresos extremos bajos, debido a que en estos países aún se concentra la riqueza en pocos sectores, haciendo que la urbanización genere más desigualdad, una de las mejores formas para reducir la desigualdad es la educación, puesto que genera mayores oportunidades a los más vulnerables.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- [2] Alcántara de Vasconcellos, E. (2010). *Análisis de la movilidad urbana. Espacio, medio ambiente y equidad*. CAF
- [3] Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?. *Journal of public economics*, 88(9-10), 2009-2042.
- [4] Alvarado-López, J. R., Correa-Quezada, R. F., & Tituaña-Castillo, M. D. C. (2017). Migración interna y urbanización sin eficiencia en países en desarrollo: evidencia para Ecuador. *Papeles de población*, 23(94), 99-123.
- [5] Baeten, S., Van Ourti, T., & Van Doorslaer, E. (2013). Rising inequalities in income and health in China: who is left behind?. *Journal of health economics*, 32(6), 1214-1229.

- [6] Baiardi, D., & Morana, C. (2018). Financial development and income distribution inequality in the euro area. *Economic Modelling*, 70, 40-55.
- [7] Borjas, G. J. (1989). Economic theory and international migration. *International migration review*, 23(3), 457-485.
- [8] Bosker, E. M., Deichmann, U., & Roberts, M. (2015). Hukou and Highways: The Impact of China's Spatial Development Policies on Urbanization and Regional Inequality.
- [9] Bourguignon, F., & Verdier, T. (2000). Oligarchy, democracy, inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 62, 285-313.
- [10] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- [11] BANCO, D. D. D. A. L. (2011). Desarrollo urbano y movilidad en America Latina. Panamá: CAF
- [12] Cai, H., Chen, Y., & Zhou, L. A. (2010). Income and consumption inequality in urban China: 1992-2003. *Economic Development and Cultural Change*, 58(3), 385-413.
- [13] Chen, B., Liu, D., & Lu, M. (2018). City size, migration and urban inequality in China. *China Economic Review*.
- [14] Chen, M., Sui, Y., Liu, W., Liu, H., & Huang, Y. (2019). Urbanization patterns and poverty reduction: A new perspective to explore the countries along the Belt and Road. *Habitat International*, 84, 1-14.
- [15] DESA, U. (2010). United Nations Department of Economic and Social Affairs/Population Division (2009b): World Population Prospects: The 2008 Revision. Internet: <http://esa.un.org/unpp/gelesen> am 16.
- [16] Dickey, D., & Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [17] Ding, H., & He, H. (2018). A tale of transition: An empirical analysis of economic inequality in urban China, 1986-2009. *Review of Economic Dynamics*, 29, 106-137.
- [18] Dumitrescu, E.I., & Hurlin, C. (2012). Prueba de no causalidad de Granger en heterogénea paneles. *Economic Modeling*, 29 (4), 1450-1460
- [19] Enders, W., (1995) .Applied Econometric Time Series, *John Wiley Sons, Inc., U.S.A.*
- [20] Engerman, S. K., & Sokoloff, K. L. (2005). Colonialism, inequality, and long-run paths of development. *NBER Working Paper*, No. 11057.
- [21] Engerman, S. L., Sokoloff, K. L. (2002). *Factor endowments, inequality, and paths of development among new world economics* (No. w9259). National Bureau of Economic Research.
- [22] Falavigna, C., & Hernandez, D. (2016). Assessing inequalities on public transport affordability in two latin American cities: Montevideo (Uruguay) and Córdoba (Argentina). *Transport Policy*, 45, 145-155.
- [23] Fan, Y. (2017). Research on factors influencing an individual's behavior of energy management: a field study in China. *Journal of Management Analytics*, 4(3), 203-239.
- [24] Galor, O., & Tsiddon, D. (1996). Income distribution and growth: the Kuznets hypothesis revisited. *Economica*, S103-S117.
- [25] Galor, O., Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52.
- [26] Galor, O., Moav, O., & Vollrath, D. (2009). Inequality in landownership, the emergence of human-capital promoting institutions, and the great divergence. *The Review of Economic Studies*, 76(1), 143-179.
- [27] García-López, M. À., & Moreno-Monroy, A. I. (2018). Income segregation in monocentric and polycentric cities: Does urban form really matter?. *Regional Science and Urban Economics*.
- [28] Godoy, J. (2018). Urbanización e industrialización en Ecuador. *Revista Vista Económica*, (Vol.4), 46-57.
- [29] Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39-82.
- [30] Guo, Y., Zhu, J., & Liu, X. (2018). Implication of rural urbanization with place-based entitlement for social inequality in China. *Cities*.
- [31] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271
- [32] Henderson, J. V., Quigley, J., & Lim, E. (2009). Urbanization in China: Policy issues and options. *Unpublished manuscript*, Brown University.
- [33] Hernandez, D. O., & Titheridge, H. (2016). Mobilities of the periphery: Informality, access and social exclusion in the urban fringe in Colombia. *Journal of transport geography*, 55, 152-164.
- [34] Hoynes, H. W., Page, M. E. & Stevens, A. H., (2006). "Poverty in America: Trends and explanations", *The Journal of Economic Perspectives*, 47-68.
- [35] Ianuale, N., Schiavon, D., & Capobianco, E. (2015). Smart cities and urban networks: are smart networks what we need?. *Journal of Management Analytics*, 2(4), 285-294.
- [36] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74..
- [37] Jaramillo, C., Lizárraga, C., & Grindlay, A. L. (2012). Spatial disparity in transport social needs and public transport provision in Santiago de Cali (Colombia). *Journal of Transport Geography*, 24, 340-357.
- [38] Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: A panel data analysis. *Economic Modelling*, 44, 97-103.
- [39] 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..
- [40] 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.
- [41] 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.
- [42] Motte-Baumvol, B., & Nassi, C. D. (2012). Immobility in Rio de Janeiro, beyond poverty. *Journal of Transport geography*, 24, 67-76.

- [43] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [44] Peña-López, I. (2008). World Development Report 2009: reshaping economic geography.
- [45] Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346..
- [46] Ponce, P., & Alvarado, R. (2019). Air pollution, output, FDI, trade openness, and urbanization: evidence using DOLS and PDOLS cointegration techniques and causality. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(19), 19843-19858.
- [47] Ravallion, M. (2002). On the urbanization of poverty. *Journal of Development Economics*, 68(2), 435-442.
- [48] Santaaulalia-Llopis, R., & Zheng, Y. (2018). The price of growth: consumption insurance in China 1989-2009. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(4), 1-35.
- [49] Schröder, M. (2016). How income inequality influences life satisfaction: Hybrid effects evidence from the German SOEP. *European Sociological Review*, 32(2), 307-320.
- [50] Shang, J., Li, P., Li, L., & Chen, Y. (2018). The relationship between population growth and capital allocation in urbanization. *Technological Forecasting and Social Change*, 135, 249-256.
- [51] Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*. WW Norton & Company.
- [52] Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019). Urbanization and income inequality in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society*, 48, 101544.
- [53] Todaro, M. P. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *The American economic review*, 59(1), 138-148
- [54] United Nations Human Settlements Programme. (2010). *State of the world's cities 2010/2011: Bridging the urban divide*. Earthscan
- [55] UN, D. (2015). World urbanization prospects: The 2014 revision. *United Nations Department of Economics and Social Affairs, Population Division: New York, NY, USA, 41*.
- [56] Verme, P. (2011). *Life satisfaction and income inequality*. The World Bank.
- [57] Wang, Q., Su, M., Li, R., & Ponce, P. (2019). The effects of energy prices, urbanization and economic growth on energy consumption per capita in 186 countries. *Journal of cleaner production*, 225, 1017-1032.
- [58] Wei, Y. D. (2015). Spatiality of regional inequality. *Applied Geography*, 61, 1-10.
- [59] Wei, Y. H. D. (2018). Urban expansion, sprawl and inequality. *Land-use and urban planning*, 177.
- [60] Wei, Y. D., & Ye, X. (2014). Urbanization, urban land expansion and environmental change in China. *Stochastic environmental research and risk assessment*, 28(4), 757-765.
- [61] Youssef, A. B., Arouri, M. E. H., & Nguyen-Viet, C. (2016). Does Urbanization Reduce Rural Poverty? *Evidence from Vietnam*.
- [62] Zhu, H., Xia, H., Guo, Y., & Peng, C. (2018). The heterogeneous effects of urbanization and income inequality on CO 2 emissions in BRICS economies: evidence from panel quantile regression. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(17), 17176-17193.