

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

Urbanization and income inequality at a global level approach with panel data

Jesús Godoy-Jaramillo¹ | Danny Granda²

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

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

Correspondencia

Jesús Godoy-Jaramillo, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador
Email: jesus.isra7tuto@gmail.com

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 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. Utilizamos datos del World Development Indicator del Banco Mundial y la base inequaliti 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 donde la ideología política en diversas concepciones ha generado políticas distintas entre países. Los resultados muestran la existencia de relación de corto plazo entre las variables de análisis y las pruebas de causalidad de Granger indican que la urbanización causa a la desigualdad de ingresos en estos países unidireccionalmente.

Palabras clave: Urbanización; Desigualdad; Datos de panel; Estimación.

Códigos JEL: R. D63. C23. C13.

ABSTRACT

This paper examines the relationship between urbanization and inequality, measured by the Gini coefficient at the global level, in the years 1980 to 2015. We use data from the World Bank's World Development Indicator and the inequaliti database. Through the use of a panel data methodology, it is sought to demonstrate that the growth of urbanization generates more income inequality worldwide. We estimate the relationship in a global context of great changes and intense political debates where political ideology in different conceptions has generated different policies between countries. The results show the existence of a short-term relationship between the analysis variables and the Granger causality tests indicate that urbanization causes income inequality in these countries unidirectionally.

Keywords: Urbanization; Inequality; Panel data; Estimate.

JEL codes: R. D63. C23. C13.

1 | INTRODUCCIÓN

El acelerado crecimiento de la urbanización en el mundo ha generado diversos problemas socioeconómicos, como cinturones de pobreza, altos niveles de delincuencia, desempleo pre-carario, 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 distribución de la renta, lo que genera muchas oportunidades para pocas personas que acceden a más dinero, y pocas oportunidades para muchas personas que tienen muchas coherencias en su estilo de vida, afectando su bienestar, salud y educación generalmente al no contar con circulante suficiente para satisfacer sus necesidades más básicas. Hay que tomar en cuenta que la urbanización puede llegar a ser positiva para muchos países, como fuente participación urbana de la población total y es un elemento integral de la industrialización y los ingresos rápidos crecimiento en todos los países (Fan, 2017; Henderson, Quigley, Lim, 2009; Iauane, Schiavon, Capobianco, 2015). A partir de 2011, el 52,1% de la población mundial vivía en ciudades y ese número sigue aumentando rápidamente (Naciones Unidas, 2012). 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 y Pavcnik, 2007). Según United Nations (2014), en las últimas décadas la urbanización ha crecido en gran cuantía que podría agregar otros 2.5 mil millones de residentes urbanos a las ciudades del mundo para 2050, siendo la China y la India los países encabezarían el crecimiento poblacional en zonas urbanas debido que gran cantidad de la población de estos países rural actualmente. La reciente crisis financiera mundial ha intensificado los debates sobre la desigualdad y la equidad se ha convertido en un objetivo superior de desarrollo sostenible en la agenda de la ONU (Stiglitz, 2012; Wei 2015). 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 y 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 esta creciente población urbana, es vital como uno de los desafíos clave a nivel mundial (UNHabitat, 2011; Wei, 2017; Wei y Ye, 2014). La 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 diversas naciones, incluyendo Estados Unidos, China, India y Reino Unido. Si bien ha existido varios problemas especiales sobre urbanización y sostenibilidad, donde autores como Wei, 2017; Wei y Ye, (2014) han establecido bases para su estudio, es requerido enfocar estudios en cuestiones especiales sobre desigualdad espacial, Wei, (2015, 2017). En este sentido, 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. 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 y las pruebas de causalidad indican una relación unidireccional desde la urbanización hacia la desigualdad. 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 DE LITERATURA

Este documento se relaciona por lo descrito por Cai, Chen, Zhou (2010) y Santaaulalia-Llopis, Zheng, (2016) donde 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 periodo: 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 heterogéneos a través de los cuantiles, 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, y Peng, 2018). En un país como China, Guo, Zhu, y 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, y 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. Shang, Li, Li, y Chen (2018)

muestran que en China a largo plazo existe equilibrio entre la proporción de población urbano-rural y la diferencia de productividad marginal entre áreas urbanas y áreas rurales.

Baiardi, y Morana, (2017) por su parte, encuentran que en la UE existe un estado estacionario en la 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 del nivel de ingreso per cápita en el que se produce el punto de inflexión del KC. Por otro lado, Chen, Liu, y Lu (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, y 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, García-López, y Moreno-Monroy (2018) localizan resultados que pueden interpretarse a la luz de los modelos teóricos urbanos. Las ciudades pequeñas son caracterizadas 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, y 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 de-

sarrollo 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, especialmente en la Región Metropolitana de Buenos Aires (BAMR). 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 (Vasconcelos, 2010; CAF - Banco de Desarrollo de América Latina, 2011; Jaramillo et al., 2012; Motte-Baumvol y Nassi, 2012; Oviedo y Titheridge, 2015; Falavigna y 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 y Verdier, 2000; Engerman y Sokoloff, 2002, 2005; Galor y Tsiddon, 1996; Galor y Zeira, 1993; Galor, Moav, y 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. Ben Youssef, Aroui, y 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 hogares.

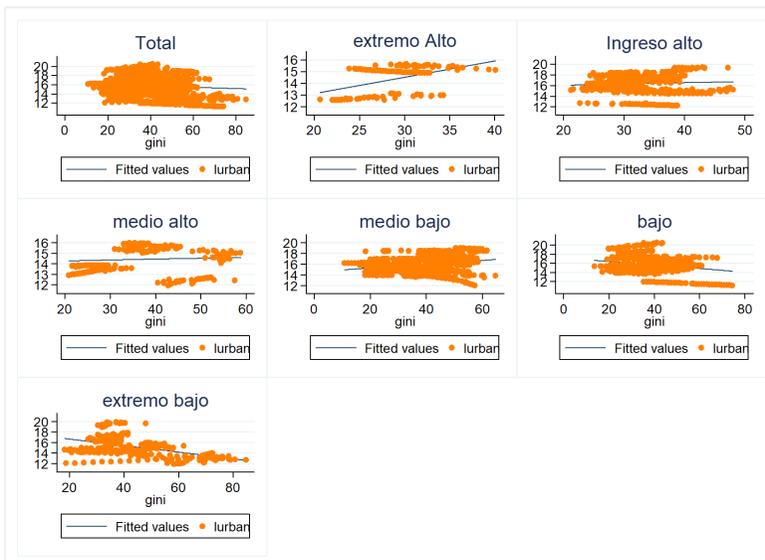


Figura 1. Relación entre la urbanización y el coeficiente GINI por nivel de ingresos a nivel mundial

3 | DATOS Y METODOLOGÍA

3.1 | Datos

La presente investigación, cuenta con datos extraídos del WDI Banco Mundial (2016). Los datos son de panel durante el periodo 1980-2015 para todos los países del mundo. 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. Para una mejor comprensión del efecto de estas variables utilizamos la clasificación del método Atlas del Banco Mundial para agrupar a los países por niveles de ingresos, como un

proxy a los niveles de desarrollo de los mismos. 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.

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 que la desviación estándar del coeficiente de Gini es 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, así mismo, el panel de datos está estrictamente equilibrado en el tiempo () y en la sección transversal.

Tabla 1. Descripción de variables

variable		Mean	SD	Min	Max.	N
urbanización	overall	15,69	1,689	11,17	20,45	N=3095
	between		1,68	11,58	19,81	i=86
	within		0,25	14,27	16,6	T=36
coeficiente de Gini	overall	38,15	10,9	10,91	84,78	N=3095
	between		9,49	24,01	68,01	i=86
	within		5,45	-1,17	73,05	T=36

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 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 (i) en el periodo (t); y la variable independiente es la urbanización.

$$Y_{i,t} = (\alpha_0 + \beta_0) + \gamma_1 UR_{i,t} + \gamma_2 GiUR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

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 y Wu (1999), la prueba de relación unitaria se estima utilizando las pruebas Dickey Fuller Augmented (1981) y la prueba de Phillips y 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 interceptación se puede estimar a partir de la siguiente ecuación:

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

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:

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

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

$$Y_{i,t} = \sigma_i d_t + \alpha_i (Y_i, t - \beta_i X_{i,t-1}) \sum_{j=1}^{\pi} \alpha_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=-qi}^{\pi} \gamma Y_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

4 | DISCUSIÓN Y RESULTADOS

La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE) donde se determinó el mejor modelo para cada uno de los grupos de países clasificados por sus niveles de ingresos. Para el modelo planteado a nivel global, el test de Hausman indica la utilización de un modelo de efectos aleatorios, mientras que para el resto grupo de países indica la utilización de efectos fijos. Para corregir la auto correlación y heterocedasticidad en todos los modelos planteados utilizamos el modelo GLS para datos de panel. El cuadro 2 muestra los resultados de la urbanización y el coeficiente de GINI a nivel mundial y por grupos de países.

Los resultados muestran que la relación entre la urbanización y el coeficiente de GINI son significativos en los PIA, PIMA PIMB y PIB, con una particularidad de que en coeficiente de los PIMB es negativo al igual que los PEB, pero en éstos últimos son estadísticamente significativos. Estos resultados no concuerdan con lo encontrado por Chen, Liu, y 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.

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

Índice de Gini	GLOBAL	PIEA	PIA	PIMA	PIMB	PIB	PEB
Urbanización	0.00121	-0.00264	0.00581***	0.0278***	-0.00604***	0.00484***	-0.000421
	-1.44	(-0.59)	-3.89	-6.53	(-3.58)	-3.38	(-0.18)
Constant	15.65***	14.50***	16.17***	13.37***	16.22***	15.44***	15.31***
	-85.17	-109.18	-40.48	-23.67	-240.3	-268.66	-151.31
Hausman test (p-value)	0.28	-0.06	0.91	0.77	0.00	-2.70	-2.81
Observations	3096	108	648	252	900	720	468
Adjusted R2		-0.025			-0.014	-0.012	-0.029

estadístico t en paréntesis * p < 0.05 ** p < 0,01 *** p < 0.001

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

pruebas de estacionariedad de la raíz unitaria. El criterio de información Akaike (AIC) se utilizó para determinar la duración del retraso en cada uno de los rezagos necesarios para eliminar la estacionalidad de las variables. A continuación se presentan los resultados de los test de raíz unitaria.

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria en niveles y en primeras diferencias

		LL	UB	IPS	ADF	PP					
		Niveles					Primeras diferencias				
							UB	IPS	ADF	PP	
GLOBAL	GINI	-48,10*	11,34*	-56,67*	-35,21*	-3,78*	-45,07*	-11,46*	-55,40*	-35,48*	-7,59*
	URBAN	-4,60*	1,54	-3,81*	1,92	-145,25*	-3,59*	-0,71	-3,30*	1,94	-145,95*
PIEA	GINI	-7,34*	-0,24	-17,78*	-1,39	-10,87*	-12,20*	0,25	-14,24*	-4,96*	-13,79*
	URBAN	-2,02*	0,42	-1,20	-1,58	-0,78	-1,43	0,51	-3,38*	-1,13	1,03
PIA	GINI	-8,28*	-5,42*	-8,25*	-0,82	-6,72*	-8,89*	-4,93*	-8,33*	-1,13	-7,16*
	URBAN	-10,52*	-6,46*	-12,40*	-4,23*	-15,25*	-11,33*	-8,99*	-10,72*	-4,25*	-8,57*
PIMA	GINI	-8,64*	-4,13*	-8,71*	-3,15*	-9,24*	-7,60*	-4,34*	-8,45*	-1,32	-7,59*
	URBAN	-18,32*	-9,80*	-22,20*	-7,13*	-23,86*	-21,41*	-9,33*	-26,28*	-6,83*	-31,57*
PIMB	GINI	-10,81*	-2,45	-12,98*	-3,74*	-13,26*	-11,44*	-2,83*	-14,12*	-3,32*	-13,53*
	URBAN	-15,30*	-6,12*	-17,23*	-6,24*	-20,06*	-17,24*	5,35*	-18,23*	-5,88*	-20,02*
PIB	GINI	-11,83*	-5,21*	-12,72*	-2,55	-11,55*	-11,41*	-4,68*	-13,06*	-3,59*	-12,51*
	URBAN	-17,35*	-6,12*	-18,25*	-7,76*	-20,50*	-16,38*	-5,77*	-17,65*	-8,04*	-20,59*
PEB	GINI	-12,52*	-3,26*	-13,43*	-2,97*	-13,87*	-15,22*	-3,06*	-15,61*	-3,05*	-14,87*
	URBAN	-21,74*	-6,52*	-25,50*	-10,63*	-27,30*	-19,66*	-6,31*	-25,33*	-10,27*	-28,23*

t statistic with p < 0.005

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 ingresos 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, y 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	PIEA	PIMA	PIA	PIMB	PIB	PIEB
Within dimension test statistics							
v-statistic	-2,35	-0,55	0,25	-0,2	-2,07	-1,62	0,77
p-statistic	1,53	0,82	-1,24	-0,4	1,73	1,7	-3,5
PP-statistic	-1,62	0,79	-2,21	-0,95	0,31	0,7	-6,55
ADF statistic	-1,85	0,97	-4,55	-0,41	0,53	0,37	-2,92
Between dimension test statistics							
p-statistic	-8.831	-1.19	-1.82	-1.68	-5.87	-4.59	-6.15
PP-statistic	-26.58	-3.28	-6.98	-6.76	-14.9	-12.92	-16.89
ADF statistic	-15.82	-3.02	-4.68	-5.36	-7.88	-4.11	-7.84

Note: **significance at 1%, ***significance at .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 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 y Duman, 2015). La prueba de cointegración propuesta por Westerlund (2007) verifica la ausencia o presencia de determinación de cointegración.

Tabla 5. Resultados de Westerlund VECM))

	Estadístico	Valor	Z-value	P-value
GLOBAL	Gt	-2,49	-1,5	0,05
	Ga	11,29	0,84	0,8
	Pt	-23,63	-4,71	0,00
	Pa	-10,15	-1,85	0,03
PIEA	Gt	-3,4	-2,25	0,01
	Ga	-18,61	-1,74	0,04
	Pt	-3,96	-0,36	0,35
	Pa	-8,23	0,21	0,58
PIMA	Gt	-3,12	-4,04	0,00
	Ga	-16,78	-3,11	0,00
	Pt	-14,45	-6,39	0,00
	Pa	-17,98	-6,41	0,00
PIA	Gt	-3,03	-2,23	0,01
	Ga	-13,65	-0,69	0,24
	Pt	-9,21	-4,21	0,00
	Pa	-16,51	-3,34	0,00
PIEB	Gt	-2,53	-1,12	0,13
	Ga	-11,58	0,23	0,59
	Pt	-11,83	-1,48	0,06
	Pa	-9,51	-0,47	0,31
PIMB	Gt	-1,92	2,4	0,99
	Ga	-6,97	3,3	1,00
	Pt	-0,88	-0,51	0,3
	Pa	-7,59	1,01	0,84
PIB	Gt	-1,92	1,94	0,97
	Ga	-6,79	2,76	0,99
	Pt	-8,49	-1,02	0,15
	Pa	-7,77	0,71	0,76

Note: **significance at 1%, ***significance at .1%.

La tabla 6 muestra los resultados de la prueba de causalidad del tipo Granger que se estiman sobre la base de la prueba propuesta por Dumitrescu y Hurlin (2012), los cuales muestran que no existe causalidad de Granger entre el coeficiente de GINI y la urbanización a nivel global. Para el grupo de países de ingresos extremos altos se encuentra una relación unidireccional, causando la urbanización al GINI; para el grupo de países de ingresos medios altos, se encuentra que no existe causalidad de Granger al igual, el caso de los países de ingresos altos, países de ingresos medios bajos, países de ingresos bajos y los países de ingresos extremos bajos.

Tabla 6. GLS con variables de control y sin población urbana))

Dirección causal	Grupo	W-bar	Z-value	P-value
URBAN → GINI	GLOBAL	0,813	-1,221	0,221
	PIEA	2,946	2,383	0,017
	PIMA	0,356	-1,930	0,053
	PIA	0,338	-1,238	0,215
	PIMB	1,029	0,102	0,918
	PIB	0,855	-0,457	0,647
	PIEB	0,733	-0,681	0,496

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

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. Finalmente, las pruebas de causalidad de Granger indican que existe únicamente causalidad unidireccional, entre las variables para los países de ingresos extremos altos, dando a entender que la urbanización causa a la desigualdad de ingresos en estos países. 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, la educación genera oportunidades.

Referencias bibliográficas

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6), 716-723.
- [2] Alesina, A., Di Tella, R., MacCulloch, R., 2004. Inequality and happiness: are Europeans and Americans different? J. Public Econ. 88 (9), 2009–2042.
- [3] 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.
- [4] Baiardi, D., Morana, C. (2017). Financial development and income distribution inequality in the euro area. Economic Modelling.
- [5] Ben Youssef, A., Arouri, M. E. H., Nguyen, C. (2016). Does Urbanization Reduce Rural Poverty? Evidence from Vietnam. HAL.
- [6] Borjas, G. J., 1987, "Economic theory and international migration", in International migration Review, 457-485.
- [7] Bosker, E. M., Deichmann, U., Roberts, M. (2015). Hukou and Highways: The Impact of China's Spatial Development Policies on Urbanization and Regional Inequality.
- [8] Bourguignon, F., Verdier, T. (2000). Oligarchy, democracy, inequality and growth. Journal of Development Economics, 62, 285–313.
- [9] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. Journal of Econometrics, 108(2), 343-363.
- [10] CAF - Banco de Desarrollo de América Latina, 2011. Desarrollo Urbano y Movilidad en América Latina. CAF, Panamá.
- [11] Cai, H., Chen, Y., Zhou, L-A., 2010. Income and consumption inequality in urban China: 1992–2003. Economic Development and Cultural Change 58, 385–413. change in China. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 28(4),

- [12] Chen, B., Liu, D., Lu, M. (2018). City size, migration and urban inequality in China. *China Economic Review*.
- [13] Dickey, D., Fuller, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [14] Ding, H., He, H. (2018). A Tale of Transition: An Empirical Analysis of Economic Inequality in Urban China, 1986–2009. *Review of Economic Dynamics*.
- [15] Dumitrescu, El, y Hurlin, C. (2012). Prueba de no causalidad de Granger en heterogénea paneles. *Economic Modeling*, 29 (4), 1450-1460
- [16] Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley Sons, Inc., U.S.A.
- [17] Engerman, S. K., Sokoloff, K. L. (2005). Colonialism, inequality, and long-run paths of development. NBER Working Paper, No. 11057.
- [18] Engerman, S. L., Sokoloff, K. L. (2002). Factor endowments, inequality and paths of development among new world economies. *Economía*, 3 (1), 41–88, Fall. evidence from the German SOEP. *Euro. Sociol. Rev.* 32 (2), 307–320.
- [19] Falavigna, C. y Hernández, D. (2016) Assessing inequalities on public transport affordability in two Latin American cities: Montevideo (Uruguay) and Córdoba (Argentina). *Transp. Policy* 45, 145-155.
- [20] Fan, Y., 2017. Research on factors influencing an individual's behavior of energy management:
- [21] Galor, O., Tsiddon, D. (1996). Income distribution and growth: The Kuznets hypothesis revisited. *Economica*, 63, S103–S117.
- [22] Galor, O., Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35–52.
- [23] 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.
- [24] 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*.
- [25] Goldberg, P. K., Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39–82.
- [26] Guo, Y., Zhu, J., Liu, X. (2018). Implication of rural urbanization with place-based entitlement for social inequality in China. *Cities*.
- [27] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271
- [28] Henderson, J.V., Quigley, J., Lim, E., 2009. Urbanization in China: Policy Issues and
- [29] Hoynes, H. W., Page, M. E. y Stevens, A. H., 2006, "Poverty in America: Trends and explanations", in *The Journal of Economic Perspectives*, 47-68.
- [30] Iannuale, N., Schiavon, D., Capobianco, E., 2015. Smart cities and urban networks: are
- [31] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [32] Jaramillo, C., Lizárraga, C., Grindlay, A., 2012. Spatial disparity in transport social needs and public transport provision in Santiago de Cali (Colombia). *J. Transp. Geogr.* 24,
- [33] 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.
- [34] 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.
- [35] 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.
- [36] 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.
- [37] Motte-Baumvol, B., Nassi, C., 2012. Immobility in Rio, beyond poverty. *J. Transp. Geogr. Options* (Unpublished manuscript). Brown University.
- [38] Oviedo, D., Titheridge, H., 2015. Mobilities of the periphery: informality, access and social exclusion in the urban fringe in Colombia. *J. Transp. Geogr.*
- [39] Pedroni, P. (1999). Valores críticos para pruebas de cointegración en paneles heterogéneos con múltiples regresores. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), 653-670
- [40] Phillips, P., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [41] Santaaulalia-Llopis, R., Zheng, Y., 2016. The Price of Growth: Consumption Insurance in China 1989–2009. Working Paper.
- [42] Schröder, M., 2016. How income inequality influences life satisfaction: hybrid effects

- [43] Shang, J., Li, P., Li, L., Chen, Y. (2018). The relationship between population growth and capital allocation in urbanization. *Technological Forecasting and Social Change*. smart networks what we need? *J. Manag. Anal.* 2 (4), 285–294
- [44] Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality*. New York: W.W. Norton Company
- [45] Todaro, M. P., 1969, "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries", in *The American Economic Review*, 138-148
- [46] UN-Habitat (2011). *State of the world's cities 2010/2011*. New York: United Nations.
- [47] United Nations (2014). *World urbanization prospects*. New York: United Nations
- [48] United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2012). *World Urbanization Prospects: The 2011 Revision, CD-ROM Edition*.
- [49] Vasconcellos, E., 2010. *Análisis de la movilidad urbana. Espacio, medio ambiente y equidad*. Corporación Andina de Fomento, Bogotá.
- [50] Verme, P., 2011. Life satisfactijon and income inequality. *Rev. Income Wealth* 57 (1),
- [51] Wei, Y. H. D. (2015). Spatiality of regional inequality. *Applied Geography*, 61, 1–10.
- [52] Wei, Y. H. D. (Ed.). (2017). *Urban land and sustainable development*. Basel, Switzerland: MDPI.
- [53] Wei, Y. H. D., Ye, X. (2014). Urbanization, urban land expansion, and environmental.
- [54] World Bank, 2009, *World Development Report 2009: Reshaping Economic Geography*.
- [55] 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*, 1-18.