

# cede

CENTRO DE ESTUDOS SOBRE  
**DESIGUALDADE & DESENVOLVIMENTO**

CENTER FOR STUDIES ON INEQUALITY AND DEVELOPMENT

**TEXTO PARA DISCUSSÃO .137 - 2018**

DISCUSSION PAPER . 137 - 2018

# Desigualdad Insostenible?

Evidencia Empírica para Países de América Latina

**Laura Policardo**

Departamento de Economía, Universidad de Siena.

E-mail: policardo@unisi.it

**Lionello F. Punzo**

Departamento de Economía y Estadística, Universidad de Siena.

INCT/PPED, UFRJ, Rio de Janeiro, Brasil.

E-mail: punzo@unisi.it

**Edgar J. Sánchez Carrera**

Facultad de Economía, UASLP México.

E-mail: edgar.carrera@uaslp.mx

[www.ie.ufrj.br/index.php/cede/home](http://www.ie.ufrj.br/index.php/cede/home)

## *DESIGUALDAD INSOSTENIBLE?*

### *EVIDENCIA EMPÍRICA PARA PAÍSES DE AMÉRICA LATINA*

Laura Policardo  
Departamento de Economía, Universidad de Siena.  
E-mail: policardo@unisi.it

Lionello F. Punzo  
Departamento de Economía y Estadística, Universidad de Siena.  
INCT/PPED, UFRJ, Rio de Janeiro, Brasil.  
E-mail: punzo@unisi.it

Edgar J. Sánchez Carrera  
Facultad de Economía, UASLP México.  
E-mail: edgar.carrera@uaslp.mx

#### **Resumen**

En este trabajo aplicamos una estimación econométrica de umbrales, esto para un panel de 13 países de América Latina (AL) en un período de 1970 a 2011. Se muestra la existencia de un nivel de umbral para la más popular medida de la desigualdad del ingreso, a saber “el coeficiente de Gini”. Los resultados indican que por debajo de dicho umbral, los previos/pasados valores del coeficiente de Gini y del PIB per cápita, con respecto al periodo actual  $t$ , parecen ser incapaces de explicar las actuales variaciones, en tal periodo  $t$ , de la dinámica de la desigualdad del ingreso; mientras que estando por encima de dicho umbral, los previos/pasados valores del coeficiente de Gini explican que hay una disminución en la dinámica de la desigualdad del ingreso, pero el PIB per cápita no es significativo. Así, mostramos que hay un punto de inflexión para la desigualdad del ingreso, donde el PIB per cápita no tiene efecto alguno en tal dinámica. Este resultado aporta más pruebas sobre la dudosa existencia de la curva de Kuznets, y se relaciona a las investigaciones y/o literatura crítica sobre el tema de la creciente desigualdad y sus efectos causales sobre el desarrollo económico; como son los casos ya analizados de Brasil, China y México. Concluimos que la desigualdad del ingreso se retroalimenta por sí misma, pero que es posiblemente debido a cuestiones estructurales y/o institucionales que deben ser estudiadas para obtener una disminución en esta desigualdad insostenible, y no a una política de desarrollo económico basada en la hipótesis de la curva de Kuznets.

**Clasificación JEL:** C23, D63, O40, O54.

**Palabras clave:** Coeficiente de Gini, Curva de Kuznets, Desarrollo Económico, Panel dinámico, Valores Umbrales.

## 1. Introducción

Desde la década de 1950, cuando Kuznets (1955) formuló la hipótesis de la presencia de una relación con forma de U invertida entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento económico., i.e. producto interno bruto (PIB), los investigadores y académicos han encontrado empíricamente tal relación (ver Milanovic, 1994), misma que también parece ser sólida respecto a la inclusión de otras variables relevantes (ver Acemoglu y Robinson, 2002). Más sin embargo, Palma (2011) ha puesto recientemente en duda la existencia de dicha relación al advertir cómo los rangos de desigualdad del ingreso en niveles intermedios para los países desarrollados y en vías de desarrollo, caracterizados por diversos niveles del PIB, tienen una irregularidad en los países latinoamericanos, a los que denomina “atípicos”, porque son los únicos responsables de este “efecto de U invertida”. En efecto, en su modelo de regresión, una vez controlando para estos países, la relación de U invertida pierde relevancia estadística.

Así, surge de manera natural la siguiente pregunta: ¿Es el PIB, como medida del crecimiento económico, un determinante válido para explicar la variabilidad de la desigualdad del ingreso? ¿Hay otras variables importantes en esta dinámica? En este sentido, Barro (2000) ha clasificado la forma en que el crecimiento económico afecta la desigualdad de ingresos. En resumen, se estudia la acumulación y asignación de activos, la demografía, etcétera, que sin duda pueden afectar el nivel de desigualdad en el ingreso, determinando así su nivel. Entonces, ¿por qué no plantear la hipótesis de que los niveles de la desigualdad en el ingreso dependen de sus valores pasados? Después de todo, la desigualdad es un buen sustituto de todos sus determinantes en conjunto, y el problema de la ausencia de datos de buena calidad es, en este caso, evitado debido a la

disponibilidad de bases de datos de buena calidad para medir la desigualdad del ingreso, además que son bases de datos que pueden ser comparables entre países y en el transcurso del tiempo (Jenkins, 2015; Solt, 2009; 2015).

Por ejemplo, Jenkins (2015) aporta una comparación entre dos excelentes bases de datos sobre desigualdad del ingreso: la Base de Datos sobre Desigualdad del Ingreso del Banco Mundial de Datos (World Income Inequality Database, WIIDvc) y la Base Estandarizada de Datos sobre Desigualdad del Ingreso (World Income Inequality DataBase, SWIIDv4.0) desarrollada por Solt (2009) e inspirada esta en la WIID, pero con todas las observaciones sometidas a imputación múltiple. Aunque Jenkins sugiere a los usuarios preferir la WIID y no la SWIID, señala que para los investigadores que buscan datos transnacionales con cobertura global para períodos relativamente largos, tanto la WIID como la SWIID son fuentes convenientes y accesibles, ya que ambas se destacan por su cobertura en términos de números de países (161 en la WIID, 173 en la SWIID) y años (de 1867 a 2006 en la WIID; de 1980 a 2012 en la SWIID). Por ende, en este trabajo de investigación utilizamos la base de datos SWIID a fin de cubrir el período de nuestra investigación, i.e. 1970 a 2011. Además de que el enfoque de la SWIID está basado en el Estudio de Ingresos de Luxemburgo (Luxembourg Income Study, LIS) como base estándar y calcula sus valores faltantes con todos los datos disponibles usando tanta información como sea posible del mismo país y los años próximos, consiguiendo de mucho mejor manera aportar estimaciones comparables (ver Solt, 2015). Si bien es sabido que la información sobre desigualdad del ingreso en América Latina y el Caribe se extrae principalmente de la base de datos socioeconómicos denominada SEDLAC, CEDLAS y el Banco Mundial, que es la principal fuente de información sobre desigualdad, pobreza y otros indicadores sociales o del mercado laboral para América

Latina. Estas bases de datos calculan los coeficientes Gini directamente a partir de micro-datos basados en sondeos a viviendas y que cubren un breve período de investigación, del año 1990 al año 2010. Por ejemplo, los datos de SEDLAC se basan en micro-datos armonizados de más de 300 sondeos a viviendas realizados en 24 países de América Latina y el Caribe, y representan, en cada período, más de 97% de la población total de la región (Bourguignon, 2015).<sup>1</sup> De tal forma, que para hacer estudios dinámicos y temporales, se precisan series de tiempo más largas, lo cual es obtenido gracias a los datos SWIID, razón más para utilizar esta base de datos en la presente investigación.

Por su parte, sabemos que la evidencia empírica de la “curva de Kuznets” ha sido objeto de intensas investigaciones, pero las evidencias no son homogéneas (ver, por ejemplo, Aghion *et al.*, 1999; Alesina y Rodrik, 1994; Arjona *et al.*, 2001; Deininger y Squire, 1998; Forbes, 2000; Li y Zou, 1998; Perotti, 1994, 1996; Persson y Tabellini, 1994; Shin, 2012), y sólo parte de la ambigüedad derivada del hecho de que muchos estudios están usando sustitutos imperfectos para la redistribución como, por ejemplo, el gasto social o las tasas fiscales (ver Perotti, 1996; Bassett *et al.*, 1999; y Shin, 2012).<sup>2</sup> Aun así, se trata de una preocupación clave que radica en el trasfondo de las motivaciones de nuestro trabajo. No obstante, ¿cuánta desigualdad es buena o mala para el desarrollo económico?

Si la teoría empírica no se equivoca al afirmar que las desigualdades económicas a veces generan más riqueza, como el caso de China mediante efectos de incentivos (ver Risso y Sanchez Carrera,

---

<sup>1</sup> Bourguignon (2015) revisa dos bases de datos concernientes a América Latina: CEPALSTAT, elaborada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe, y la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC), elaborada por el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de La Plata en colaboración con el Banco Mundial.

<sup>2</sup> Si bien podemos pensar en algunas categorías del gasto como redistributivas (como el gasto en educación o seguridad social), no necesitan ser redistributivas en la práctica: consideremos el gasto en educación superior en los países pobres o en la protección social para los trabajadores del sector formal en muchos países en desarrollo. Milanovic (2000) muestra que, cuando se usan medidas directas de redistribución, las evidencias respaldan la hipótesis de Meltzer y Richard (1981): las sociedades más desiguales sí participan en obtener una mayor redistribución.

2012), entonces es justo incrementar las desigualdades hasta el punto en que cualquier incremento adicional dejaría la posición del miembro menos favorecido de la sociedad sin cambios. Este es el sistema de desigualdades sujeto a maximizar la posición del menos favorecido. Pero cuando las desigualdades se vuelven demasiado extremas en determinada sociedad son cultivo para el conflicto y la inestabilidad social (Stiglitz, 2012). Por tanto, concordamos que los ingresos desiguales pueden resultar en un entorno socio-político inestable, de manera que los altos niveles de desigualdad tenderían a ser insostenibles.

El objetivo del presente trabajo es contribuir al concurrido debate en curso. Esta investigación mostrará la existencia de un umbral de desigualdad en el ingreso donde tal desigualdad determina su propia dinámica. Derivamos el análisis para un conjunto de países de América Latina (AL). Creemos que nuestra investigación constituye el primer intento en la literatura por demostrar que, más allá de determinado valor de umbral, las variaciones en la desigualdad del ingreso se deben a niveles anteriores de la propia desigualdad en el ingreso.<sup>3</sup>

La evidencia sobre la desigualdad económica experimentada en los países de AL motiva nuestra elección de la muestra. Como lo señalan Ferranti *et al.* (2004) y Perry *et al.* (2006), entre otros, una peculiaridad de estos países es que representan un área mundial que se caracteriza por la distribución más desigual del ingreso y también son los “atípicos” responsables de los efectos de “U invertida” que muestran los estudio econométricos (Palma, 2011).

Un hecho estilizado de los países de AL es que los principales indicadores de desigualdad han disminuido en la última década (CEPAL 2010-2011, Gasparini *et al.*, 2009, 2011), mientras que aumentaron drásticamente durante las décadas de 1980 y 1990. Es interesante tratar de comprender los

---

<sup>3</sup> Savvides y Stengos (2000) también aplican un modelo una regresión de umbral (TR) y hallan diferentes relaciones entre desigualdad del ingreso e ingreso per cápita en dos grupos de países con diferentes umbrales de ingresos. Sin embargo, no consideran la dinámica de la desigualdad del ingreso. En eso consiste precisamente nuestro ejercicio.

determinantes de tal situación, ya que este cambio de ruta no parece basarse en un cambio de lo fundamental, i.e. cambios de estructura institucional, mejoras en los niveles democráticos, mejoras en los niveles burocráticos y erradicación de los niveles de corrupción, por ejemplo.

Esta investigación, está organizada de la siguiente manera. La sección 2 hace un análisis de la literatura a partir de una reformulación de las predicciones de Kuznets, en contraste con el enfoque clásico y post-keynesiano y la más reciente revisión del tema, desde el punto de vista de la teoría del crecimiento económico. En la misma sección reportamos nuestros resultados de trabajos previos sobre México, Brasil y China, que nos han llevado a los temas en la agenda de investigación del presente trabajo. La sección, fundamentalmente, ilustra el camino que nos llevó a investigar sobre la sostenibilidad de ciertos niveles de desigualdad de ingresos. La sección 3 introduce la dificultad para hallar la existencia de una curva de Kuznets. A partir desde la sección 3, se desarrolla la metodología y análisis econométrica, presentando nuestra base de datos y realizando diagnósticos sobre estos. Los detalles y resultados de los cálculos se presentan en la sección 4. Por último, la sección 5 otorga algunas conclusiones e indica líneas para futuras investigaciones dentro de lo aquí analizado.

## 2. Desigualdad insostenible: agenda de investigación

La hipótesis de la curva de Kuznets es bastante conocida, pero cabe recordar, que tiene la forma de una U invertida, para un ortante en dos dimensiones en donde en el eje horizontal se representa el ingreso per cápita y en el vertical se tiene una medida de concentración del ingreso, generalmente el índice de Gini.

Importante es recordar que, además, la curva interpola datos de sección cruzada, donde el tiempo esta fijo a un determinado periodo, digamos  $t$ , para un cúmulo de países, es decir, es únicamente válida para análisis de sección cruzada y no para análisis temporales. De cualquier forma, de las características visuales de esta distribución a lo largo de la curva,  $K$ , se derivan un conjunto de predicciones. Recordemos tres proposiciones:

- i) la evolución del crecimiento económico, en términos per cápita denotado por  $y$  ( $\equiv Y/N$ ) siendo  $Y$  la producción total y  $N$  la población; nos conduce la evolución del índice de Gini (es la "causa de"):
- ii) la causalidad entre las dos variables, i.e. crecimiento económico y desigualdad/concentración, tiene una estable relación unidireccional estable.
- iii) tal evolución primero indica que ambas, crecimiento económico,  $y$ , con el índice de Gini crecen de manera conjunta (hay una relación positiva o creciente entre ellas), para que después el Gini disminuya mientras que  $y$  continua creciendo.

Es decir, la relación es por tramos monotónica o hay una "inversión en el signo" de dicha relación, lo que implica la existencia de un umbral en  $y$  lo cual indica que la relación entre crecimiento y desigualdad primero es positiva (y creciente) y luego negativa (y decreciente).



Estas tres proposiciones se pueden traducir naturalmente al lenguaje de la econometría. Las variables están cointegradas, lo que implica que están relacionadas de manera funcional y tal relación es de largo plazo y estable; hay inversión de signo, aun cuando la cointegración es una técnica lineal, y además hay un valor umbral de dicha relación la cual tiene una causalidad unidireccional entre el crecimiento económico y el índice de Gini.

La teoría de Kuznets<sup>4</sup> proviene del punto de vista de la teoría del desarrollo económico, como un intento de generalizar normas/reglamentos de desarrollo que deben seguir los países menos desarrollados (bajo la misma tradición de Lewis, Rodan etc...). La teoría se cobija por consiguiente en la idea de profundos cambios estructurales que una economía en desarrollo debe sufrir para pasar a ser una economía desarrollada, contrastando el modelo de crecimiento de los países en desarrollo, ya que la desigualdad aumenta a lo largo de la ruta del crecimiento, en contraste con el modelo de crecimiento de las economías desarrolladas (donde, en cambio, la desigualdad disminuye). Esto es, una discontinuidad de los modelos de crecimiento económico. En este sentido, la curva de Kuznets produce una caracterización de la dinámica de crecimiento de los países y de su evolución a través de un cambio de modelo basado en un cambio estructural de la economía desde el sector primario al sector industrial.

De cualquier forma, el enfoque de la teoría del crecimiento económico ha sido siempre diferente. La teoría de Kuznets tiene por supuesto importantes antecedentes de la teoría del crecimiento, así como también algunos contemporáneos, manteniendo la no-necesidad de esta relación, o inclusive el punto de vista contrario. Por ejemplo, en la sociedad capitalista Marxiana así como también en el contemporáneo enfoque Kaldoriano, es la desigualdad la que impulsa o causa al crecimiento

---

<sup>4</sup> Para ser sinceros, la teoría de Kuznets es más un marco descriptivo que teórico.

económico (no el caso opuesto, i.e. no es el crecimiento el que esta impulsando o causando a la desigualdad), y mayor desigualdad traerá consigo (a través de la distribución del ingreso de tipo neo-keynesiano donde el capitalista ahorrar más) a un más rápido crecimiento impulsado por la inversión. En otras palabras, las economías capitalistas o desarrolladas llevarían la parte ascendente de la curva de Kuznets a tener una causalidad invertida. Así, la teoría de Kuznets puede ser considerada una innovación, introduciendo una forma funcional de no-linealidad.

Por tanto, la interpretación de la curva de Kuznets siendo cuestionada incluso cuando surgió, el continuo debate se resume en dos líneas de investigación: 1) dentro de la literatura de crecimiento económico de la década de los 90s; 2) como una revisión de la existencia de la curva de Kuznets, dentro de la literatura actual sobre desindustrialización de mediados de la década de los 2000. Así, comparten con Kuznets el mismo enfoque para países de sección-cruzada. Es decir, considerando alguna de la literatura citada en la introducción podemos recalcar que:

- i) el resultado fue básicamente confirmar que las dos variables están funcionalmente relacionadas en una forma estable (y que son cointegradas, i.e. la relación es de largo plazo),
- ii) la relación de causalidad se invierte, yendo desde el índice de desigualdad sobre el crecimiento económico,
- iii) sin embargo, sólo una parte de la curva se ha considerado (por lo tanto, es una relación monotónica),

y por último

- iv) mayor desigualdad implicará menor crecimiento (esto es, una función monotónicamente decreciente, ver por ejemplo Tabellini et al.).

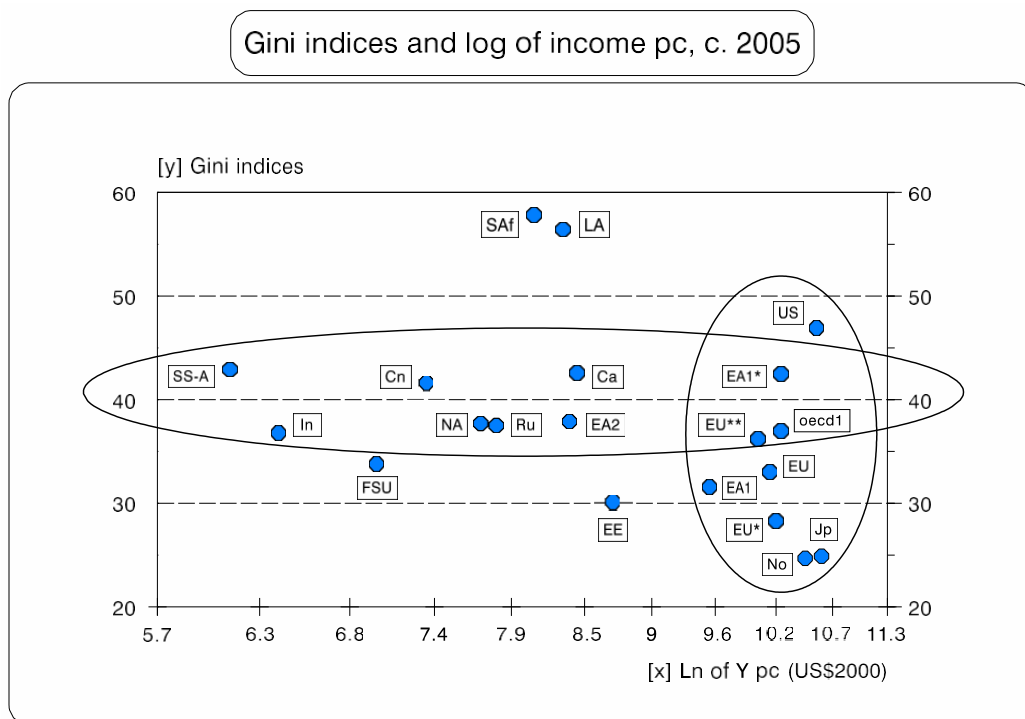
Al final, no hay un “*Consensus Growth Theory*”, i.e. un consenso general dentro de esta literatura del crecimiento económico, pues el debate está a la mano ya que existen algunos aportes mostrando la causalidad inversa, el signo opuesto o la ausencia de una relación estable y reconocible, y así el tema ha sido abandonado.

La discusión anterior (con la literatura referida en la introducción) se puede resumir en una matriz simple, mostrando (a lo largo de las columnas) la variable independiente contra, a lo largo de las filas, el tipo de dependencia funcional.

“Variable causal”	Creciente	Decreciente
PIB per capita	Fase inicial de la curva de Kuznets/industrialización	Fase terminal de la curva de Kuznets/ industrializados; Stiglitz sobre el Milagro del Este Asiático (MEA)
Desigualdad del ingreso (medido por el índice de Gini)	Marx/Kaldor (ej. Forbes; Arjona et al.)	<i>Consensus Growth Theory</i> de mediados de los 90s (ej. Alesina, Persson, Perotti y Tabellini, etc.)

La segunda línea de pensamiento cuestiona la existencia misma de la curva de Kuznets. Un ejemplo es el siguiente gráfico (debido a la Palma, 2011), donde podemos observar que los

países de AL son “atípicos” o llamados “outliers” para la curva de Kuznets basada en la muestra de un panel de países desarrollados y en vías de desarrollo a nivel mundial.



Fuente: Palma (2011). ● [Y] = eje vertical (índices de Gini); y [X] = eje horizontal (logaritmo natural del ingreso per cápita — proxy es PIB per cápita). Regiones y países, ver apéndice 4 de Palma (2011). Figuras regionales son en valores promedio. Sin embargo, en las tres regiones donde domina un país, sus datos se utilizan en lugar de la mediana; Este es el caso de Brasil en América Latina (Ecuador es el país real mediano, Gini = 53.7); Sudáfrica en el África meridional; y la India en Asia del sur. También, se destacan la ex-uni3n sovi3tica ' el valor de Rusia y para el pa3s promedio (excluyendo Rusia); de igual manera la parte anglosajona de la OCDE vis-á-vis los Estados Unidos. Por 3ltimo, la Uni3n Europea esta desahregada entre los pa3ses del Mediterráneo (EU \*\*), los Gini por debajo de 30 (EU \*, Alemania y Austria) y el resto (UE).

El argumento es que sólo incluyendo pa3ses de Am3rica Latina uno podr3a obtener una curva de U invertida, pero observando el anterior gráfico los pa3ses AL denotados por los c3rculos con centro son por supuesto datos at3picos a toda la muestra, es decir, son outliers en el plano. Dos nubes de pa3ses en cambio pueden ser visualmente observados, y no se muestra ninguna asociaci3n obvia entre las dos variables, adem3s se muestra que los pa3ses no se comportan igual, pero siguiendo la teor3a de Kuznets deben agruparse para dinámicas similares. Esto fue la lecci3n del debate de la convergencia, que termin3 por cuestionar el enfoque de an3lisis de secci3n cruzada basado en la

hipótesis de heroica de que todos los países dentro de la muestra comparten el mismo "modelo".

- Por lo tanto, mientras su estatus de datos atípicos/"outliers" en los países AL sugiere algo interesante está en su evolución que nos invita a ver más de cerca en ellos, el enfoque podría ya no ser el de un análisis de sección cruzada de países, en cambio invita a analizar los países de AL bajo series de tiempo (donde Palma 2005 una referencia base). Estos son los dos *pilares* de nuestro trabajo. Haremos análisis para países de manera individual y en forma comparativa, intentando trazar la dinámica, y para cada país se construye, analiza y compara el comportamiento cualitativo de las curvas en un plano (PIB per cápita vs índice de Gini) con los ejes de coordenadas, de un plano de Kuznets. Obviamente, estas curvas no son verdaderas curvas de Kuznets, debido a que trabajamos con series de tiempo, pero podemos llamarlos "curvas del tipo Kuznets".
- Con esta técnica se analizaron los países China y Brasil<sup>5</sup> (Punzo et al., 2016). Desarrollamos un ejercicio econométrico para mostrar que en ambos países el crecimiento económico, PIB per cápita, y la desigualdad de ingresos, índice de Gini, son variables que están cointegradas en el tiempo, i.e. tienen una relación estable de largo plazo.
  - Los resultados indican que, mientras que la causalidad de Granger (VAR) indica que el crecimiento económico de China "predetermina" o "causa en el sentido de Granger" a la desigualdad de ingresos (posiblemente, podríamos decir "á la Kuznets"), en Brasil la relación causas es todo lo contrario, i.e. la desigualdad de ingresos causa en el sentido de Granger al crecimiento económico en Brasil.
  - En China, dicha relación entre desigualdad y crecimiento es positiva (y creciente), mientras que en Brasil es negativa<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Adicionalmente se hicieron los ejercicios para México (Punzo et al. 2013) y China (Risso y Sanchez Carrera, 2012).

<sup>6</sup> Esto es "+" y "-", los signos de los coeficientes de las regresiones para cada país China y Brasil, que implican una relación creciente y decreciente, respectivamente.

<b>Variable exógena</b>	<b>+</b>	<b>-</b>
lnPIB	China	México
lnGini		Brasil

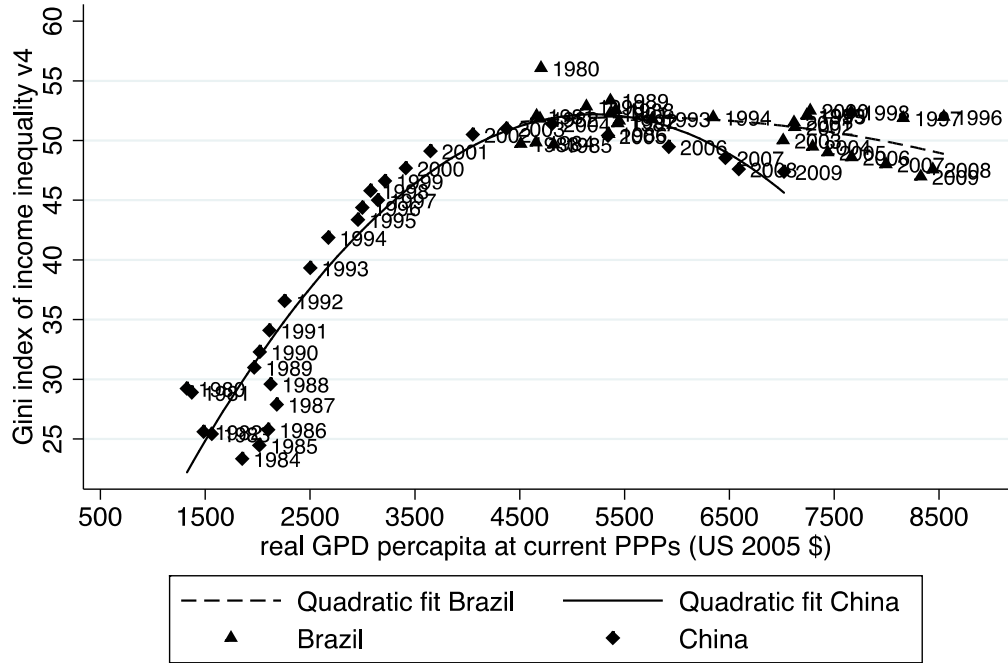
Ni el enfoque de Kuznets ni el de crecimiento parecen capturar los recientes fenómenos relevantes que caracterizan la dinámica comparativa de los países que hemos analizado: Brasil, China y México. Nos inclinamos a aceptar una interpretación de las experiencias de estos países, donde las nociones claves se distinguen para dos modelos de crecimiento, a saber:

1. Un rápido crecimiento con concentración del ingreso, “modelo de inversión de capital” (que prevalece en China, al menos en los años recientes); la concentración del ingreso en manos de los capitalistas inversores beneficia o potencializa el crecimiento.
2. Un moderado crecimiento con redistribución del ingreso, “modelo basado en el consumo” (que prevalece en Brasil), donde la concentración del ingreso tiene un costo para el crecimiento económico.<sup>7</sup>

Sin embargo, una característica que puede atraer nuestra atención: sobreponiendo China y Brasil, obtenemos el siguiente gráfico:

---

<sup>7</sup> Así como también un modelo cambiante.



Fuente: Punzo et al. (2016). Gini index vs PIB per cápita, casos de Brasil y China.

Hemos notado que, por ejemplo, el año 2005 que se gráfica en Pama (2011) representado por la figura anterior, pertenece para ambos países a la parte decreciente del “tipo de curva de Kuznets” (como hemos explicado su existencia, la de la curva de Kuznets, se pone en duda). Esto sugiere que la elección del año/periodo es inapropiada, pues algo importante puede estar sucediendo en tal periodo, entonces, el análisis de series de tiempo, nuevamente, es más apropiado que el análisis de sección cruzada (que dio origen a la teoría de Kuznets). Por otra parte, más importante aún, la tendencia creciente en el índice de Gini para los dos países parece verificarse, y se llega a invertir una vez que se obtiene a un cierto valor umbral de tal índice. Esto conduce al estudio de la desigualdad insostenible.

### **3. Países de América Latina: algo de historia, datos y análisis descriptivo**

La gran desigualdad del ingreso que aquejó a América Latina (AL) durante siglos tiene su origen en la concentración de las tierras, los activos y el poder político en manos de unos cuantos privilegiados, herederos de la Colonia. Este hecho produjo el desarrollo de instituciones que perpetuaron los privilegios de pequeñas oligarquías agrarias, comerciales y financieras hasta adentradas las décadas de 1980 y 1990.

En los últimos 25 años del siglo XX, América Latina sufrió de bajo crecimiento, creciente desigualdad y frecuentes crisis financieras (ver CEPAL, 2010; Lopez-Calva y Lustig, 2010). Aunque los índices de pobreza disminuyeron claramente en los últimos diez años, en la mayoría de los países 15% de la población que salió de la pobreza sobrevive apenas por encima del umbral mínimo y está en constante riesgo de sufrir una nueva caída social. Mientras tanto, el 10% más rico posee alrededor de 50% del ingreso nacional (ver CEPAL, 2011). La desigualdad extrema se hace evidente no solo en términos de ingresos y riqueza, sino también en un acceso inequitativo a la tierra y a servicios públicos esenciales, como la educación, la salud y la seguridad social. En este marco, las mujeres, los niños, los adultos mayores y las personas que pertenecen a determinados grupos étnicos se encuentran particularmente en desventaja (Lopez y Perry, 2008; Milanovic y Muñoz de Bustillo, 2008). Esta desigualdad constituye una problemática estructural en América Latina, ya que el acceso a posiciones y bienes sociales disponibles o deseables acusa limitaciones de naturaleza permanente que abarcan generaciones y se han consolidado desde fines del siglo XIX a la fecha más allá del promedio internacional (Coatsworth, 2008; Frankema, 2009).

La persistencia de la desigualdad social extrema es impactante, en especial porque a lo largo de su cambiante historia la región ha puesto en práctica diversos modelos de desarrollo, ha tenido distintas experiencias democráticas y, en ocasiones, también ha mostrado ejemplos asociados a los regímenes de bienestar.



Muchos analistas atribuyen a esto la “paradoja latinoamericana” (Burchardt, 2010), caracterizada por una persistente y considerable convergencia entre democracia y desigualdad social, incluso en períodos de prosperidad económica, a déficits y “defectos” políticos e institucionales, así como a la falta de recursos suficientes para un Estado de bienestar.<sup>8</sup> Sin embargo, entre 2002 y 2010, la desigualdad disminuyó, al menos según mediciones como el coeficiente Gini. En consecuencia, para 2010 la región volvió al nivel de desigualdad previa a la liberalización, es decir, al nivel de principios de la década de 1980. Este desplome parece ser permanente y no cíclico, ya que la desigualdad siguió disminuyendo durante la crisis de 2009 a 2012. Una valoración de la excepcionalidad de semejante resultado se da por el hecho de que durante la primera década del siglo XXI ninguna otra región mostró una disminución generalizada y considerable de la desigualdad como la que disfrutó América Latina (Cornia, 2014). En esa primera década del siglo, América Latina pareció entrar en una nueva etapa del ciclo político. En varios países, las nuevas administraciones llegaron al poder con la promesa de fomentar un papel más activo del Estados en la economía, así como políticas redistributivas más ambiciosas. Más allá de la retórica, algunos gobiernos sí asumieron un papel más activo en el mercado de la mano de obra, ampliaron el alcance y la cobertura de las políticas sociales, nacionalizaron algunas empresas, intervinieron en algunos mercados y subsidiaron ciertos paquetes de bienes y servicios. Si bien es probable que algunas de estas medidas tuvieran resultados compensatorios, se necesita mucho más trabajo para obtener una evaluación completa de su impacto efectivo en la distribución del ingreso, incluida la progresión real de los subsidios establecidos, así como las consecuencias de estas políticas en el largo plazo. Hay muchos factores plausibles detrás de esta caída de la desigualdad en la región de los países de AL. Entre ellos, podemos destacar: (i) el crecimiento del empleo, (ii) un cambio en los precios relativos, (iii) los reajustes

---

<sup>8</sup> Ninguna de estas interpretaciones ha podido confirmarse empíricamente de manera consistente (Haggard y Kaufman, 2008).

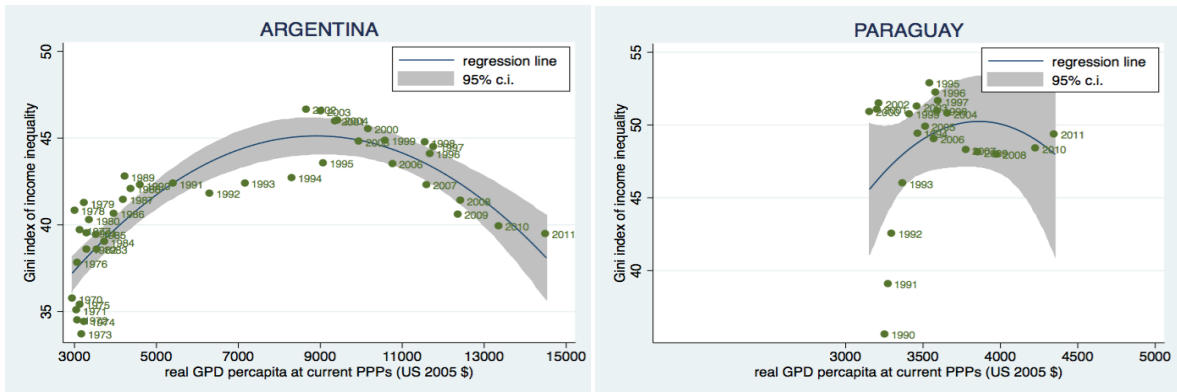
después de las reformas, (iv) los reajustes después de los macro shocks, (v) los programas de transferencia de efectivo, y (vi) mayores preocupaciones por la desigualdad (Gasparini *et al.*, 2009, 2011).

En análisis transversales, la relación de U invertida entre la desigualdad del ingreso y el producto interno bruto per cápita (es decir, la curva de Kuznets o CK) aparece de manera recurrente, de una u otra forma. No obstante, con frecuencia se ha criticado e incluso se ha cuestionado su existencia (ver, por ejemplo, Palma, 2011), a pesar de que nadie ha hecho algo así con un método de cálculo riguroso. En algunos datos por renglón podemos observar que, para varios de los países de AL, la desigualdad en el ingreso primero aumentó con bajos niveles de ingreso, y después disminuyó una vez que alcanzó determinado umbral del PIB per cápita. Ese umbral varía considerablemente de un país a otro, a pesar del hecho de que la literatura empírica sobre la CK da por descontada su existencia y trata de calcular valores cambiantes individuales y puntuales.<sup>9</sup> Así, ¿es realmente el PIB per cápita lo que, más allá de cierto nivel, induce la disminución de la desigualdad del ingreso, después de un aumento por lo general considerable? Es decir, ¿Se tiene una CK? Nuestro argumento es que los cambios en la desigualdad del ingreso son resultado de diversas fuerzas que operan en distintas direcciones, y que el PIB tiene escaso o nulo efecto en ellas. En particular, sugerimos que los altos niveles de desigualdad en el ingreso son social y políticamente insostenibles. Esa es la hipótesis que sometemos a prueba en el caso de trece países latinoamericanos. Las siguientes gráficas (Figura 1) ilustran nuestra hipótesis.

---

<sup>9</sup> Barro (2000), por ejemplo, calcula el punto de inflexión en 3320 US 1985\$.

Figura 1: coeficiente Gini de desigualdad económica vs. PIB real per cápita.



Como se ha indicado, nuestra medida de desigualdad es el coeficiente Gini, calculado a partir del ingreso familiar per cápita. La Figura 1 muestra su evolución en la Argentina y Paraguay. Cabe destacar que el patrón de desigualdad en estos países ha sido ascendente, pero una vez alcanzada la primera mitad de la primera década del siglo XXI, disminuye. Por ende, la actual tendencia descendente en los valores Gini podría explicarse por la existencia de un “punto de inflexión” previo, donde las economías ya no pueden soportar altos niveles de desigualdad. Este es el tema de estudio de las siguientes secciones.

### 3.1 Datos, estadísticas descriptivas y diagnósticos

Como en todo análisis empírico, es deseable contar con una base de datos de calidad aceptable, que permita las comparaciones entre países y a lo largo del tiempo. Es común que los datos sobre desigualdad del ingreso muestren una distribución desigual entre países y en el transcurso del tiempo.<sup>10</sup> Esto ha motivado intentar evaluar la tendencia temporal o el efecto sobre la desigualdad a alguna otra variable para usar únicamente un subconjunto de los datos o alguna forma de interpolación entre observaciones dispersas. En especial, el efecto de la desigualdad del ingreso en el crecimiento económico en el largo plazo se ha mantenido como una cuestión abierta, sobre todo debido a la insuficiencia de datos sobre la distribución del ingreso (ver Knowles, 2005). Más sin embargo, Solt (2009, 2014) ha construido un coeficiente de Gini con una serie consistente y de largo alcance temporal para varios países. Es así que nuestras fuentes de datos son:

- a. PIB per cápita (PPA constante en dólares de 2005) de las tablas 8.0 de The Penn World (Feenstra *et al.*, 2013), para los años de 1970 a 2011 inclusive<sup>11</sup>.
- b. Desigualdad del ingreso, medida con el coeficiente Gini. De la versión 5.0 de la Base Estandarizada de Datos sobre Desigualdad del Ingreso (Solt, 2009; 2014), <http://myweb.uiowa.edu/fsolt/swiid/swiid.html>. De esta base de datos tomamos la variable denominada Gini neto, un estimado del coeficiente Gini de desigualdad en ingreso compensado disponible por vivienda (escala de raíz cuadrada), usando

---

<sup>10</sup> La Base Estandarizada de Datos sobre Desigualdad del Ingreso (SWIID) se introdujo en 2008 para que los investigadores contaran con datos sobre desigualdad del ingreso que maximizaran la comparabilidad entre la mayor muestra posible de países y años (ver Solt 2009).

<sup>11</sup> Optamos por usar el PIB (per cápita) en lugar del ingreso disponible ya que nuestra fuente de datos para este último (la SEDLAC, desarrollada por CEDLAS en la Universidad Nacional de La Plata en colaboración con el grupo de pobreza en América Latina del Banco Mundial, LCSPP), fusionada con nuestro conjunto de datos, conduce a un conjunto final de datos con 139 observaciones frente a las 546 que teníamos en la anterior. Este conjunto mucho más pequeño de observaciones no permite ninguna regresión satisfactoria, en especial las estimaciones de los umbrales. Decidimos incluir en el modelo de regresión una variable que denotara al capital humano a fin de contrarrestar las críticas a nuestra elección de variables, ya que el capital humano se asocia positiva y consistentemente a mayores niveles de ingreso personal (es decir, disponible).

los datos del LIS como estándar. Los años considerados son, nuevamente, de 1970 a 2011.

- c. Índice de capital humano (CH) de las tablas 8.0 de The Penn World (Feenstra *et al.*, 2013), para los años 1970 a 2011 inclusive. Este índice se basa en el índice de capital humano de Barro y Lee (2010).

Con el fin de obtener datos de panel equilibrados, los países de AL considerados en la muestra son: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Paraguay, Perú, República Dominicana y Trinidad y Tobago.

### 3.2 Estadísticas descriptivas

La Tabla 1 muestra los resúmenes estadísticos de las principales variables explicativas usadas en adelante en nuestro modelo econométrico:

Tabla 1. Resúmenes estadísticos de las variables explicativas

Variable	Media	DE (desviación estándar )	Mín.	Max.	N Tamaño de muestra
Año			1970	2011	546
GINI	47.463	5.185	33.708	64.348	413
PIB	5735.10	3779.882	706.52	21266.47	546
CH	2.156	0.399	1.266	2.968	546

La naturaleza de la muestra suele ver los países con una alta concentración de la riqueza en manos de unas cuantas personas.<sup>12</sup> Esto puede llevarnos a sacar conclusiones sesgadas (aunque desafiantes desde un punto de vista empírico), porque no podemos observar el efecto de algunas variables importantes como el PIB ni los valores Gini previos sobre variantes en la desigualdad

<sup>12</sup> El nivel promedio del coeficiente Gini de desigualdad del ingreso es, de hecho, 47, un nivel bastante alto si consideramos que tan solo en los países de la OCDE, en el mismo período, el índice de concentración de la riqueza se sitúa alrededor de 30.

del ingreso para niveles menores de la propia desigualdad. La razón por la que decidimos incluir únicamente países latinoamericanos en la muestra (y no otros, como los pertenecientes a la OCDE, por ejemplo), es porque representan a los “atípicos” u “outliers” (ver Palma, 2011), responsables de la observación de la llamada curva de Kuznets (Kuznets, 1955). Es decir, la relación de U invertida entre la desigualdad del ingreso y el PIB. Los países de la OCDE no muestran, por sí solos y según Palma (2011), este efecto, pues todos ellos atribuyen aproximadamente el mismo nivel de desigualdad del ingreso, aun cuando tienen niveles muy distintos de PIB per cápita.

La siguiente subsección es preliminar a la elección del modelo econométrico y describe la naturaleza del proceso generador de datos de nuestra muestra.

### **3.3 Pruebas de diagnóstico (estacionariedad)**

En cuanto a la naturaleza del proceso generador de datos de las variables que nos interesan, realizamos pruebas para verificar la no estacionariedad.

La Tabla 2 reporta las principales pruebas de raíz unitaria realizadas en niveles y primera diferencia del logaritmo del coeficiente Gini de desigualdad en el ingreso (nuestra variable dependiente), niveles del logaritmo del índice de capital humano y, finalmente, niveles y primera diferencia del logaritmo del PIB per cápita. Como es posible observar, tanto los niveles como las primeras diferencias en el coeficiente Gini de desigualdad del ingreso son estacionarios según diversas pruebas, a saber, Levin, Lin y Chu (2002), Im, Pesaran y Shin (2003), y tanto las pruebas Fisher-ADF como Fisher-PP de raíz unitaria propuestas por Maddala y Wu (1999), ya que los nulos de raíz unitaria (tanto individuales como comunes) se rechazan en el nivel estándar de 5%.

El logaritmo del índice de capital humano parece estacionario según todas las pruebas anteriores, y el PIB per cápita tiene, como era de esperarse, raíz unitaria. Las pruebas realizadas en niveles del logaritmo del PIB per cápita sí muestran que el nulo de raíz unitaria es ampliamente aceptado, al tiempo que las mismas pruebas realizadas en la primera diferencia del logaritmo del PIB rechazan el nulo de no estacionariedad.

Puesto que nuestra variable dependiente es estacionaria, no puede cointegrarse con ninguna otra covariable, y se evitan los problemas de regresión espuria (que surgen cuando se hace una regresión de una variable no estacionaria sobre otra no estacionaria cuando no existe una relación de cointegración entre ambas). Esto significa

que, cualquiera que hubiese sido el proceso de generación estocástica de las otras variables usadas como regresoras, los modelos estándar OLS son adecuados y generan series residuales estacionarias.

#### 4 Resultados.

Usamos una transformación logarítmica de las variables macroeconómicas (siguiendo a Khan y Senhadji, 2001), la cual resulta más adecuada en este tipo de modelos no lineales. Después, con Hansen (1996, 1999, 2000), se calcula el siguiente modelo de umbral por medio de un efecto fijo de panel, es decir:

$$\Delta \log GINI_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \log GINI_{it-1} + \beta_2 \log PIB_{it} + \beta_3 (\log PIB_{it})^2 + \beta_4 \log CH_{it} + \beta_5 d_{it}^* (\log GINI_{it-1} - \log GINI^*) + \epsilon_{it}$$

$$d_{it}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } GINI_{it-1} > GINI^* \\ 0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

donde  $\Delta \log GINI_{it}$  es la diferencia entre  $t$  y  $t - 1$  del logaritmo del Gini para el país  $i$ ,  $\beta_{0i}$  es el coeficiente adjunto a una variable simulada para el país  $i$  que busca encontrar la heterogeneidad entre países no dependiente del tiempo, el logaritmo  $\log GINI_{it-1}$  es el logaritmo del nivel de desigualdad para el país  $i$  en el momento  $t - 1$ , el logaritmo  $\log PIB_{it}$  es el logaritmo del PIB per cápita,  $(\log PIB_{it})^2$  es el cuadrado del nivel de la producción per cápita para el país  $i$  en el momento  $t$  en escala logarítmica, y el logaritmo  $\log CH_{it}$  corresponde al índice de capital humano. Al estimar el modelo anterior para diferentes valores de  $GINI^*$ , elegidos en orden ascendente (es decir, 35, 36, 37, etcétera), los valores óptimos/umbrales de  $GINI^*$  se obtienen al encontrar el valor que minimiza la suma residual de cuadrados (RSS) de la regresión.

El parámetro  $GINI^*$  representa el umbral de desigualdad en el ingreso con la propiedad de que

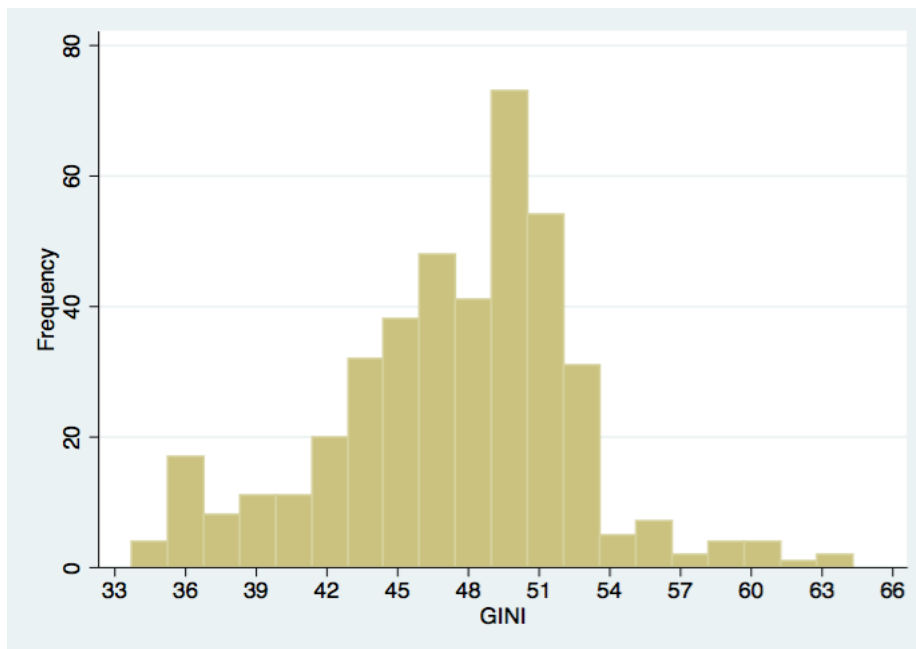
la relación entre la variación actual de desigualdad en el ingreso y la desigualdad pasada queda determinada por:

- baja desigualdad:  $\beta_1$ ; y
- alta desigualdad:  $\beta_1 + \beta_5$ .

En términos prácticos, corrimos esta regresión a partir de un umbral arbitrario  $GINI^*$  igual a 39 y así hasta 60. El valor inicial se sitúa en 39 porque queremos al menos 30 observaciones por debajo de ese umbral (ver Figura 2).



Figura 2. Distribución de la frecuencia del coeficiente Gini de desigualdad del ingreso en el conjunto de datos.



La Tabla 3 reporta los principales resultados de la regresión de umbral anteriormente descrita.

Tabla 3: Principales resultados de la estimación del modelo 1 para diferentes valores de

$GINI^*$

Nivel del umbral	Variable	Coefficiente	S.E.	t-stat	RSS
$GINI^* = 39$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0089951	.0580248	-0.16	
	$\log ttDP_{it}$	-.1249411	.0638999	-1.96	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.006536	.0036082	1.81	.1012
	$\log HC_{it}$	.0044068	.0109027	0.40	
	$Thr_{39}$	-.1212732	.0648352	-1.87	
$GINI^* = 40$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0343066	.0464805	-0.74	
	$\log ttDP_{it}$	-.1217908	.0641588	-1.90	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.0063458	.003626	1.75	.1012
	$\log HC_{it}$	.0040217	.010923	0.37	

Continúa en la página

siguiente

**Tabla 3 – continuación de la página anterior**

Nivel de umbral	Variable	Coefficiente	S.E.	t-stat	RSS
	$T hr_{40}$	-.0978072	.0542409	-1.80	
$GINI^* = 41$	$\log ttINI_{it-1}$	-.042502	.0386168	-1.10	
	$\log ttDP_{it}$	-.1202996	.0640934	-1.88	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.0062341	.0036234	1.72	.1010
	$\log HC_{it}$	.0035194	.0109281	0.32	
	$T hr_{41}$	-.0938255*	.0472084	-1.99	
$GINI^* = 42$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0448425	.0330563	-1.36	
	$\log ttDP_{it}$	-.1197789	.0638619	-1.88	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.006165	.0036102	1.71	.1007
	$\log HC_{it}$	.0027978	.0109266	0.26	
	$T hr_{42}$	-.0976693*	.0424598	-2.30	
$GINI^* = 43$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0510393	.0292428	-1.75	
	$\log ttDP_{it}$	-.1197008	.0637654	-1.88	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.0061356	.0036051	1.70	.1005
	$\log HC_{it}$	.002026	.0109487	0.19	
	$T hr_{43}$	-.0963773*	.039631	-2.43	
$GINI^* = 44$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0594768*	.0263462	-2.26	
	$\log ttDP_{it}$	-.1172008	.0639079	-1.83	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.0059873	.0036153	1.66	<b>.1005</b>
	$\log HC_{it}$	.0012395	.011001	0.11	
	$T hr_{44}$	-.0914877*	.0379366	-2.41	
$GINI^* = 45$	$\log ttINI_{it-1}$	-.0678558**	.0237644	-2.86	
	$\log ttDP_{it}$	-.1136083	.0641769	-1.77	
	$(\log ttDP_{it})^2$	.0057982	.0036322	1.60	.1006
	$\log HC_{it}$	.000035	.0111094	0.00	

Continúa en la página  
siguiente

**Tabla 3 – continuación de la página anterior**

Nivel de umbral	Variable	Coefficiente	S.E.	t-stat	RSS
	<i>Thr</i> <sub>45</sub>	-.0868065*	.0368293	-2.36	
<i>GINI</i> * = 46	log <i>ttINI</i> <sub><i>it</i>-1</sub>	-.0734174**	.0215748	-3.40	
	log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub>	-.1112316	.0642926	-1.73	
	(log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub> ) <sup>2</sup>	.0056746	.0036387	1.56	.1006
	log <i>HC</i> <sub><i>it</i></sub>	-.001483	.0112473	-0.13	
	<i>Thr</i> <sub>46</sub>	-.0872683*	.0363672	-2.40	
<i>GINI</i> * = 47	log <i>ttINI</i> <sub><i>it</i>-1</sub>	-.0802134***	.0199751	-4.02	
	log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub>	-.1130687	.0643027	-1.76	
	(log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub> ) <sup>2</sup>	.0058035	.0036377	1.60	.1007
	log <i>HC</i> <sub><i>it</i></sub>	-.0020991	.0113758	-0.18	
	<i>Thr</i> <sub>47</sub>	-.0832747*	.0365654	-2.28	
<i>GINI</i> * = 48	log <i>ttINI</i> <sub><i>it</i>-1</sub>	-.0855458***	.0186501	-4.59	
	log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub>	-.1150312	.0642641	-1.79	
	(log <i>ttDP</i> <sub><i>it</i></sub> ) <sup>2</sup>	.0059445	.0036331	1.64	.1008
	log <i>HC</i> <sub><i>it</i></sub>	-.0025802	.0114949	-0.22	
	<i>Thr</i> <sub>48</sub>	-.0818788*	.0374704	-2.19	
<i>p</i> < 0.05;		** <i>p</i> < 0.01;	*** <i>p</i> < 0.001		

Es decir, los resultados indican que:

1. En un coeficiente Gini inferior a 44, ni el ingreso ni los valores previos del coeficiente Gini pueden explicar las variaciones en la desigualdad actual del ingreso.
2. La estimación encuentra un umbral en torno a un valor Gini igual a 44, a partir del cual un incremento en los niveles pasados del coeficiente Gini implica una variación negativa del Gini actual.
3. En un coeficiente Gini superior a 44, el PIB per cápita y el PIB per cápita al cuadrado siguen

sin ser significativos en la determinación y los valores pasados del coeficiente Gini se vuelven significativos al explicar las variaciones negativas en los niveles reales de desigualdad del ingreso.

Así, parece que la dinámica de la desigualdad económica se explica por sí misma, con un punto de inflexión de desigualdad en torno a un Gini de 44. mientras que el PIB per cápita parece no tener un efecto de relevancia estadística en dicha dinámica.

A fin de verificar la solidez de estos resultados en relación con distintas especificaciones del modelo econométrico, también realizamos una estimación de panel de datos con efectos fijos. Básicamente, realizamos una regresión de panel de datos estándar con efectos fijos, introduciendo también el logaritmo de la desigualdad al cuadrado entre covariantes.

De manera similar a lo predicho por el modelo previo (el cálculo de umbral), se obtiene que los valores pasados de la desigualdad junto con sus términos cuadráticos son los únicos factores que afectan la dinámica de la desigualdad. El ingreso y el ingreso al cuadrado, en todo el conjunto de datos, no parecen desempeñar un papel crucial, ya que sus coeficientes no son estadísticamente significativos en el nivel estándar de 5%. Los efectos marginales de los valores pasados de la desigualdad en la dinámica de la desigualdad ( $\Delta \log GINI_{it}$ ) computados en valores diferentes del logaritmo  $GINI_{it-1}$  muestran que los valores pasados de la desigualdad del ingreso no afectan significativamente a  $\Delta \log GINI_{it}$  en cuanto a valores de desigualdad (expresados en logaritmos naturales) hasta 3.7, lo que corresponde a un nivel Gini igual a alrededor de 40. Los valores P asociados a los efectos marginales de los niveles pasados de desigualdad a valores iguales o inferiores a 40 son, en efecto, superiores a 0.05, lo que significa la aceptación de la hipótesis nula de estos efectos igual a cero. Por el contrario, con altos niveles de desigualdad la historia es muy distinta. Cuando la desigualdad es superior a 40, los mayores incrementos en dicha desigualdad se asocian negativamente con  $\Delta \log GINI_{it}$ . Todos los efectos marginales son negativos, y significativos estadísticamente en el nivel estándar de 5%.

Tabla 5: Efectos marginales de valores pasados de desigualdad en  $\Delta \log GINI_{it}$

$\log GINI_{it-1}$	$GINI_{it-1}$	$dy/dx$	<i>S.E.</i>	$z$	$P >  z $	95% Intervalo de confianza	
2.8	16.44	0.2137728	0.1294663	1.65	0.099	-0.0399764	0.4675221
2.9	18.17	0.1815559	0.1169047	1.55	0.120	-0.0475732	0.4106849
3	20.09	0.1493389	0.1043602	1.43	0.152	-0.0552033	0.3538812
3.1	22.20	0.117122	0.0918397	1.28	0.202	-0.0628804	0.2971245
3.2	24.53	0.084905	0.0793544	1.07	0.285	-0.0706268	0.2404368
3.3	27.11	0.0526881	0.0669243	0.79	0.431	-0.0784811	0.1838573
3.4	29.96	0.0204711	0.0545869	0.38	0.708	-0.0865172	0.1274595
3.5	33.12	-0.0117458	0.0424233	-0.28	0.782	-0.0948939	0.0714023
3.6	36.60	-0.0439627	0.030641	-1.43	0.151	-0.104018	0.0160926
3.7	40.45	-0.0761797	0.0199284	-3.82	0.000	-0.1152386	-0.0371207
3.8	44.70	-0.1083966	0.0132116	-8.2	0.000	-0.1342908	-0.0825024
3.9	49.40	-0.1406136	0.0164646	-8.54	0.000	-0.1728836	-0.1083436
4	54.60	-0.1728305	0.026206	-6.6	0.000	-0.2241933	-0.1214677
4.1	60.34	-0.2050474	0.0377036	-5.44	0.000	-0.278945	-0.1311498
4.2	66.69	-0.2372643	0.0497543	-4.77	0.000	-0.334781	-0.1397476
4.3	73.70	-0.2694814	0.0620369	-4.34	0.000	-0.3910714	-0.1478914
4.4	81.45	-0.3016983	0.0744364	-4.05	0.000	-0.4475909	-0.1558057
4.5	90.02	-0.3339152	0.0869029	-3.84	0.000	-0.5042418	-0.1635887
4.6	99.48	-0.3661321	0.0994112	-3.68	0.000	-0.5609745	-0.1712898

Nuestros resultados muestran claramente que el ingreso desempeña un papel apenas marginal (si no es que nulo) en la dinámica de la desigualdad del ingreso. Nuestra estimación del umbral muestra que, cuando los niveles de desigualdad del ingreso son altos (es decir, cuando el Gini supera la cifra de 44), únicamente los valores pasados de desigualdad inciden en las variaciones de la desigualdad. Nuestros resultados también son sólidos en relación con diferentes especificaciones del modelo, ya que también una regresión de datos panel con efecto fijo estándar, donde los valores pasados de desigualdad del ingreso al cuadrado, se añade a los regresores, demostrando claramente que la dinámica de la desigualdad del ingreso se ve afectada de manera significativa por los valores pasados de la desigualdad, de manera cuadrática. Una vez más, el PIB y el índice de capital humano no parecen ser relevantes en la determinación de la dinámica

de la desigualdad del ingreso. La única diferencia, mínima desde un punto de vista cualitativo, es el nivel del umbral donde los pasados niveles de desigualdad empiezan a presionar la dinámica de la desigualdad misma. La estimación del umbral encuentra, de hecho, un nivel Gini de 44, mientras que el segundo modelo lo sitúa en 40. Se trata de una diferencia aceptable que depende de la especificación del modelo, pero no afecta nuestro resultado cualitativo.

A fin de verificar si ambas ecuaciones (regresión de umbral y regresión de panel EF) están equilibradas, también probamos la estacionariedad de los residuales generados por tales ecuaciones (no se muestran los resultados). Como se anticipó, Levin, Li y Chu prueban el proceso de raíz unitaria común, y las pruebas Fisher ADF y PP Fisher Chi al cuadrado para procesos de raíz unitaria individual rechazan el nulo de raíz unitaria para los residuales de ambas ecuaciones en los niveles estándar de 5%.<sup>13</sup> Por ende, podemos afirmar que nuestras ecuaciones están equilibradas y los modelos se encuentran bien especificados.

## 5 Conclusión

Nuestros resultados e interpretación de estos acerca del valor umbral son consistentes con el análisis de Cornia (2014): “El artículo describe la dinámica de la disminución de la desigualdad de ingresos que ha tenido lugar en América Latina durante 2002-2010, que redujo el índice de Gini regional al nivel de la década de 1980. El artículo, entonces se centra en los factores que pueden explicar tal disminución. Estos incluyen (...) la adopción de un nuevo modelo de desarrollo por un creciente número de gobiernos progresistas que adoptaron políticas macroeconómicas prudentes pero más equitativas en su ámbito, fiscal, de asistencia social y de políticas de trabajo.”(Cornia, p.1).

Sin embargo, también parecen exhibir una “*singularidad en la experiencia reciente de AL*, esto

---

<sup>13</sup> Pruebas UR realizadas con la selección automática de desfases y sin ninguna variable exógena añadida a la ecuación de prueba. Se obtienen resultados cualitativamente similares al agregar intercepciones por país en la ecuación de prueba.

es, la bifurcación de las tendencias entre AL v/s Asia, que fue experimentada de manera corta<sup>14</sup>.

En nuestra opinión, en AL esas nuevas políticas de orientación social tuvieron mucho que ver en la evolución del Gini, sin embargo no tal aspecto puede decirse de China. Así que, en un entorno comparativo, tenemos la necesidad de profundizar en una configuración regional los motivos de la desigualdad insostenible. Lo que ha sido demostrado en el presente artículo es que la dinámica del Gini (i.e. la dinámica de la desigualdad de ingresos) no es una función del PIB per cápita (i.e. del crecimiento económico), y viceversa. Existe entonces un nivel/valor umbral para el cual la dinámica del Gini cambia de sentido positivo a negativo.

Por su parte, en los países de AL “aunque esas políticas sociales ayudaron a restablecer el equilibrio macroeconómico, (también condujeron a una contracción de la industria manufacturera y de la clase obrera industrial, un debilitamiento de los sindicatos, un aumento del desempleo y una ampliación sustancial del sector informal.” (Cornia, p.20) Por lo tanto, un enlace parece existir, esto es, el fenómeno de la desindustrialización (posiblemente debido a la crecimiento del sector servicios) lo cual afecta a muchos países de América Latina (AL), que dejaremos para una posterior investigación.

De hecho, el punto de inflexión en la desigualdad del ingreso que detectamos muestra la insostenibilidad de los niveles de desigualdad que se perciben como excesivos, una de las cuestiones clave ya mencionadas. Es más allá de ese punto que la desigualdad del pasado explica los cambios en la desigualdad actual, mientras que el crecimiento económico carecería de capacidad explicativa. Más que nada, nuestros resultados muestran que las investigaciones futuras deben concentrarse en el entendimiento de los distintos factores culturales, institucionales y

---

<sup>14</sup> Cornia no puede explicar así mismo: “esta bifurcación de tendencias es difícil de explicar sobre la base de las supuestas ventajas de la región de América Latina. La mayoría de las regiones en desarrollo son, de hecho, al mismo tiempo muy heterogéneas. Todos son países que dependen de las exportaciones de materias primas, capitales extranjeros y de las remesas, así como de algunas naciones industrializadas. Todas ellas se beneficiaron de los altos precios, aumento de las remesas, exuberancia financiera y del rápido crecimiento económico mundial de la última década. (...) Pero, la caída en la desigualdad no parece haber sido impulsada por el crecimiento. De hecho, los países asiáticos de crecimiento rápido experimentaron una mayor desigualdad, como lo es China que en el 2010 tuvo el coeficiente de Gini más alto (0.47) en comparación con los de Argentina, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de).”

sociopolíticos que, junto con los factores económicos, contribuyen al punto de inflexión de la desigualdad y su insostenibilidad.



## Referencias

- Acemoglu D. y J. Robinson (2002). "The Political Economy of the Kuznetz Curve", *Review of Development Economics* 6(2), 183-203.
- Aghion, P., E. Caroli y C. Garcia-Penalosa (1999). "Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories", *Journal of Economic Literature* 37(4): 1615-60.
- Alesina, A. y D. Rodrik, (1994). "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* 109(2), pp. 65-90.
- Arjona R., Ladaique M. y Pearson M. (2001). "Growth, Inequality and Social Protection", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers* no. 51, 80p.
- Barro, R. (2000). "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth* 5(1): 5-32.
- Barro, Robert J. y Jong-Wha Lee (2010), "A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010", NBER Working Paper no. 15902.
- Bassett, W.F., J.P. Burkett y L. Putterman (1999). "Income Distribution, Government Transfers, and the Problem of Unequal Influence", *European Journal of Political Economy* 15(2): 207-28.
- Benabou R. (2000). "Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract", *American Economic Review*, 90(1): 96-129.
- Bourguignon, F. (2015). "Appraising income inequality databases in Latin America", *The Journal of Economic Inequality* 13(4), pp 557-578.
- Burchardt, Hans-Jurgen (2010). "The Latin American Paradox: Convergence of Political Participation and Social Exclusion", *Internationale Politik und Gesellschaft* No 3, pp. 40-51.

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). *Panorama social de América Latina 2010*, ONU, Santiago de Chile, noviembre de 2010.

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). *Panorama social de América Latina 2011*, ONU, Santiago de Chile, noviembre de 2011.

Coatsworth, J. (2008). “Inequality, Institutions and Economic Growth in Latin America”, *Journal of Latin American Studies* vol. 40, pp. 545-569.

Cornia, A. (2014). *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*. Oxford University Press, Oxford.

Forbes, Kristin J. (2000). “A reassessment of the relationship between inequality and growth”, *The American Economic Review* 90(4), pp. 869-887.

Deininger, K. y L. Squire (1998). “New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth”, *Journal of Development Economics* 57(2), pp. 259-87.

Feenstra, R. C., R. Inklaar y M. P. Timmer (2013). “The Next Generation of the Penn World Table”, puede descargarse de [www.ggd.net/pwt](http://www.ggd.net/pwt).

Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F. y Walton M. (2004). *Inequality in Latin America and the Caribbean: breaking with History?* World Bank Latin American and Caribbean Studies, Washington, DC. The World Bank.

Frankema, E. (2009). *Has Latin America Always Been Unequal? A Comparative Study of Asset and Income Inequality in the Long Twentieth Century*, Brill, Leiden-Boston.

Gasparini L., Cruces G., Tornarolli L. & Marchionni M. (2009). “A turning point? Recent developments on inequality in Latin America and the Caribbean.” Documento de Trabajo Nro. 81. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata. [http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/archivos\\_upload/doc\\_cedlas81.pdf](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/archivos_upload/doc_cedlas81.pdf)

Gasparini L., Cruces G. y Tornarolli L. (2011). “Recent Trends in Income Inequality in Latin America”, *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 11(2).

Haggard, S. y R. Kaufman (2008). *Development, Democracy, and Welfare States. Latin America, East Asia, and Eastern Europe*, Princeton University Press, Princeton-Oxford.

Hansen, B. E., (1996). "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica* 64, 413-430.

Hansen, B. (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics* 93(2): 345-68.

Hansen, B. E., (2000), "Sample splitting and threshold estimation", *Econometrica* 68(3), 575-603.

Jenkins, S. (2015), "World income inequality databases: an assessment of WIID and SWIID." *The Journal of Economic Inequality*, 13(4), pp 629-671.

Khan, M.S. y Senhadji, A.S. (2001), "Threshold effects in the relationship between inflation and growth", IMF Working Paper, Vol. 48 No. 1.

Knowles S. (2005), "Inequality and economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data," *Journal of Development Studies* 41 (1), pp. 135-159.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review* 45(1), 1-28.

Im, K. S., M. H. Pesaran & Y. Shin (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Journal of Econometrics* 115: 53-74.

Levin, A., C.-F. ; Lin y C.-S.; J. Chu (2002). "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite- sample properties". *Journal of Econometrics* 108: 1-24.

Li H. & H. Zou (1998). "Income inequality is not Harmful for growth: Theory and Evidence", *Review of Development Economics* 2(3): 318-334.

López-Calva L., & N. Lustig (2010). "Declining Inequality in Latin America. A Decade of Progress?", Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y Brookings Institution

Press, New York-Washington, DC.

López, H. y G. Perry (2008). “Inequality in Latin America: Determinants and Consequences”, World Bank Policy Research Paper No 4.504, Washington, DC.

Maddala, G. S. y S. Wu (1999). “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61: 631-652.

Meltzer, A. y S. Richard (1981). “A Rational Theory of the Size of Government”, *Journal of Political Economy* 89(5): 914-27.

Milanovic B. (1994). “Determinants of Cross-Country Income Inequality: An ‘Augmented’ Kuznets’ Hypothesis”, *World Bank Policy Research Working Paper* no. 1246.

Milanovic, B. (2000). “The Median Voter Hypothesis, Income Inequality, and Income Redistribution: An Empirical Test with the Required Data”, *European Journal of Political Economy* 16(3): 367-410.

Milanovic, B. y R. Muñoz de Bustillo (2008). “La desigualdad en la distribución de la renta en América Latina: situación, evolución y factores explicativos”, *América Latina Hoy* No 48, pp. 15-42.

Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*, traducción de Arthur Goldhammer, Belknap Press.

Palma, J. G. (2011). “Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the “Inverted-U”: It’s all about the share of the rich”, *Development and Change* 42(1): 87-153.

Perotti R. (1994). “Income Distribution and Investment”, *European Economic Review* 38, p.827-835.

Perotti, R. (1996) “Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say”. *Journal of Economic Growth* 1(2): 149-187.

Perry, G., O. Arias, H. López, W. Maloney, L. Servén (2006). “Poverty reduction and growth:

virtuous and vicious circles”, The World Bank Latin American and Caribbean Studies.

Persson T., G. Tabellini (1994). “Is Inequality Harmful for Growth”, *American Economic Review* 84 (3), pp.600-621.

Punzo, L., Policardo, L. y Sanchez Carrera, E. (2016). “Brazil and China: Two Routes of Economic Development”, *Review of Development Economics* 20(3), pp. 651-669.

Punzo, L., Risso, A. y Sanchez Carrera, E. (2016). “Economic growth and income distribution in Mexico: A cointegration exercise”, *Economic Modelling* 34, pp. 708-714.

Risso, W. Adrián y Edgar J. Sánchez Carrera, (2012), "Inequality and economic growth in China", *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies* 5(2), pp. 80 – 90.

Savvides A. y Stengos T. (2000), “Income Inequality and Economic Development: Evidence from the Threshold Regression Model” *Economics Letters* 69(2): 207-212.

Solt, Frederick. (2015). “Economic Inequality and Nonviolent Protest”. *Social Science Quarterly*, 96.

Solt, Frederick. (2014). “The Standardized World Income Inequality Database”. Cuaderno de trabajo. SWIID Versión 5.0, octubre de 2014.

Solt, Frederick (2009). “Standardizing the World Income Inequality Database,” *Social Science Quarterly* 90(2):231-242.

Shin, I. (2012). “Income Inequality and Economic Growth”, *Economic Modelling* 29, pp. 2049-2057.

Stiglitz, J. (1969). “The distribution of Income and Wealth Among individuals”, *Econometrica* 37(3): 382-397.

Stiglitz, J. (2012) “The Price of Inequality: How Today’s Divided Society Endangers Our Future”,  
W W. Norton & Company.