

Relación entre la desigualdad en el ingreso, el crecimiento económico, la educación y la pobreza: una explicación desde Kuznets para Chile

Relationship between income inequality, economic growth, education and poverty: an explanation through Kuznets for Chile

Pedro Fabricio ZANZZI Diaz [1](#); Jair FERNÁNDEZ [2](#); Victor Hugo GONZALEZ Jaramillo [3](#)

Recibido: 17/05/2018 • Aprobado: 01/07/2018

Contenido

- [1. Introducción](#)
 - [2. Literatura relacionada](#)
 - [3. El contexto chileno](#)
 - [4. Método econométrico](#)
 - [5. Conclusiones y sugerencias](#)
- [Referencias bibliográficas](#)

RESUMEN:

Este documento investiga el proceso de desarrollo de la economía chilena analizando la relación entre la desigualdad de ingreso, el ingreso per cápita, la pobreza y la educación, utilizando datos de series de tiempo para el periodo comprendido entre 1984-2013. El objetivo fue verificar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables analizadas, para luego consistentemente testear la hipótesis de Kuznets, identificar el rol de la pobreza durante todo el proceso de desarrollo y determinar si la educación fungió como mecanismo igualador de ingresos.

Palabras clave: ingreso per cápita, desigualdad, Kuznets, pobreza, Chile.

ABSTRACT:

This document investigates the development process of the Chilean economy by analyzing the relationship between income inequality, per capita income, poverty and education, using time series data for the period 1984-2013. The objective was to verify the existence of a long-term equilibrium relationship between the variables analyzed, to then consistently test the Kuznets hypothesis, identify the role of poverty throughout the development process and determine whether education served as an equalizing mechanism of income.

Keywords: growth, income inequality, Kuznets, poverty, Chile.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo fue investigar el proceso de desarrollo de la economía Chilena en el período comprendido entre 1984 y 2013. Se tomó como base de análisis la hipótesis postulada por Simon Kuznets en su trabajo seminal de 1954, en el que planteo que los

países en su transición hacia el desarrollo verían una relación de U invertida entre la desigualdad y el nivel de ingreso medio, esto significa que la desigualdad se reduciría de forma espontánea a partir de un punto inflexión como parte natural del sistema económico. Este trabajo estudia además el rol que tuvo la pobreza durante todo el proceso de desarrollo y dado que este vínculo no puede ser observado de manera directa, se incluyó la variable educación como un posible mecanismo de transmisión de los efectos positivos de los incrementos del ingreso per capita. Ahluwalia (1976) explica ese vínculo como una mejora en la formación de las personas en cuanto a aptitudes y destrezas que reduce el diferencial de cualificación entre trabajadores y, por tanto, promueve la igualdad de los ingresos en el largo plazo; es decir que en las primeras etapas de desarrollo (en el corto plazo) las familias con mayores ingresos que pueden obtener una mayor educación mejoran sus habilidades y ven incrementar sus ingresos, por tanto se incrementa la desigualdad, pero luego (en el mediano y largo plazo) a medida que ese incremento del ingreso per cápita alcanza a más personas, entre ellas los pobres, tendrán la capacidad de acceder a mayores niveles de educación convergiendo hacia los grupos de mayores ingresos.

La desigualdad como fenómeno social puede ser interpretada como una característica intrínseca de las sociedades modernas que se reduce a las diferencias de cada individuo en cuanto a habilidades, destrezas, capacidades, preferencias, disposición al riesgo, esfuerzo etc. y que en el proceso económico puede verse reflejado por las diferencias salariales que perciben los distintos individuos. Por tanto, la desigualdad de ingresos puede definirse de manera técnica como la disparidad en la distribución de la renta que viene tanto del trabajo como del capital. Una forma interesante y resumida de abordar este tema es planteándonos dos interrogantes, la primera sería preguntarse ¿por qué debería preocuparnos la desigualdad si resulta de una fuente intrínseca al proceso social? principalmente por dos razones: la primera resulta por la preocupación de que los altos niveles de desigualdad socave el proceso de desarrollo de un determinado país y una segunda razón que compete más al campo filosófico, es que este fenómeno sea resultado de un sistema económico injusto, ya sea por la adherencia a alguna de las interpretaciones sobre los principios que subyacen a una distribución justa que han sido expuestas por filósofos como Jhon Rawls [4] o Robert Nozick [5] o por la simple percepción de los miembros de una sociedad que independientemente de los principios que respalden su postura demande un cambio de sistema que permita mejorar su estado anímico o de bienestar.

La desigualdad no es un campo de estudio exclusivo del área académica sino que esta se encuentra fuertemente vinculada a la disconformidad de la población ante un sistema que consideren injusta, precisamente por sus posibles efectos negativos sobre su nivel de bienestar. Este fenómeno ha motivado a que la lucha contra la desigualdad se haya convertido en uno de los 17 objetivos de desarrollo sostenible (ODS) aprobados por los países miembros de la ONU en la cumbre de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible [6]. Por tanto, para acercarse a tales interpretaciones a la realidad y tener una mejor comprensión de este fenómeno lo siguiente sería preguntarse ¿Cómo ha evolucionado la desigualdad a nivel global? Park y Brat (1995) documentan la desigualdad global en el periodo comprendido entre 1960 y 1988 calculando índices Gini globales para cada año y encontraron que la desigualdad de ingreso empeoró durante los 28 años de estudio, mientras que en un trabajo reciente Anand y Segal (2016) muestran que la desigualdad global medida por el índice Gini y el índice de Theil ha cambiado muy poco entre 1988 y 2005 pero con una tendencia a la baja hasta el 2012, y evidencian además que la desigualdad dentro de los países ha ido incrementándose hasta el 2005 para luego revertir su tendencia hasta el 2012. De igual manera la proporción de ingresos del top 10%, top 1% y top 0,1% de mayores ingresos también aumentan y luego disminuyen, alcanzando su máximo en 2002 para el 10% superior y en 2005 para el 1% y el 0.1% de mayores ingresos. En resumen, la desigualdad aumentó entre 1960 y 1988 y se estabilizó en los siguientes 17 años para luego a partir del 2005 reducirse de manera significativa.

2. Literatura relacionada

El trabajo realizado por Kuznets (1955) fue el primer intento de estudiar de manera empírica la relación entre el nivel de ingreso y la desigualdad. Utilizando datos de Estados Unidos,

Inglaterra y Alemania evidenció el empeoramiento de la distribución de ingresos en las primeras etapas de desarrollo para luego mejorar a partir de un punto de inflexión, lo que sugería que el incremento de la desigualdad en países en vías de desarrollo fuera parte de un proceso natural e inevitable que conduce al desarrollo y como posible explicación de este patrón propuso la concentración del ahorro y la urbanización. A partir de aquello se iniciaron números estudios tanto teóricos como empíricos intentando evidenciar lo expuesto por Kuznets. El modelo teórico ha sido desarrollado por Robinson (1976), Anand y Kanbur (1993) y más recientemente por Acemoglu y Robinson (2002). En cuanto a evidencia empírica, Ahluwalia (1976), Papanek y Kyn (1986) y Bourguignon y Morrison (1990) usando análisis cross-country encontraron evidencia a favor de una relación de U invertida global entre la desigualdad y el ingreso, mientras que Deininger y Squire (1998) en su trabajo seminal y usando datos más refinados encontraron poco apoyo a la hipótesis de Kuznets, afirmando además que existe una fuerte relación negativa entre la desigualdad inicial en la distribución de activos y el crecimiento de largo plazo, lo que desestimó la hipótesis planteada por Kuznets en el que incrementos en la desigualdad resulta necesario para un mayor crecimiento.

Posteriormente y contrario a la creencia que la desigualdad tiene un efecto negativo sobre el crecimiento económico, Forbes (2000) utilizando panel estimation [7] encuentra que en el corto y mediano plazo un incremento en la desigualdad de ingresos tiene un efecto positivo sobre el posterior crecimiento, lo que da un mayor soporte a las conclusiones derivadas del trabajo de De Gregorio y Lee (2002) que de igual forma utilizando datos de panel confirmaron la existencia de una relación de U invertida global y evidenciando además que la educación es un factor importante en hacer que la distribución de ingreso se vuelva más igualitaria. A la misma conclusión llegó Heshmati (2004: 17) que en un estudio amplísimo analizó la hipótesis de Kuznets durante el período 1950-1998 con 146 países y encontró que "There is evidence of strong convergence among more homogenous and integrated advanced countries but also divergence among less developed countries or regions of countries and the World. The between country contribution is much higher than within country contribution to the World inequality". En otro estudio, Guiga & Rejeb (2012: 479) analizaron la hipótesis de Kuznets con datos de panel de 52 developing countries durante el período 1990-2005 y encontraron que la inversión estatal en sectores sociales como la educación y la salud, y la mejora de las condiciones de vida de la población rural, redujeron la desigualdad y generaron crecimiento económico.

Por otra parte, Economistas como Piketty (2013), con su teoría ($r > g$) que desemboca en que la tasa de retorno del capital será mayor que la tasa de crecimiento económico y que esto conlleva a una mayor concentración de riqueza y por ende mayor desigualdad, han reavivado la discusión sobre los factores que generan desigualdad debido a que resulta contraria a la idea de un proceso natural y espontáneo expuesto por Kuznets. Este enfoque considera la desigualdad como crucial para los países con economías en transición (Mikucka, Sarracino & Dubrow, 2017), pues erosiona la institucionalidad (Chong & Gradstein, 2017:15 lo muestran con un modelo endógeno), llegando a causar círculos viciosos vía desigualdad-innovaciones que, incluso, pudieran frenar el incentivo empresarial de desarrollar nuevos productos por falta de demandantes, como lo dedujo Hayek a mediados del siglo pasado (Foellmi & Zweimüller, 2016: 360). Recientemente, autores como Ghossoub & Reed (2017: 186) han señalado como causantes de los incrementos de la desigualdad a los pequeños mercados de valores, al crecimiento monetario y a la deuda fiscal; Perera-Tallo (2017: 23), a los cambios tecnológicos; Yilma (2017: 121, con un modelo endógeno variante de Ramsey) a los riesgos idiosincráticos no asegurados; Hartman *et al* (2017: 85) a la estructura productiva del país y a la poca exportación de bienes con mayor valor agregado, aunque reconoció también que debe complementarse con mejoras en el sistema educativo para reducir la desigualdad de manera sostenida.

La última afirmación del párrafo anterior nos ubicó en el análisis de la curva de Kuznets (1955: 1), que dejó instalada la pregunta en la academia acerca de la variable que causa el cambio en la tendencia de la relación, cuando dijo "What factors determine the secular level and trends of income inequalities?". En esa búsqueda de respuestas, Cheng & Wu (2014: 11) analizaron el caso chino post reforma del período 1978 a 2011 y encontraron que la

educación no fue tan robusta como factor de cambio de la tendencia de la desigualdad en los ingresos en la aplicación de la curva de Kuznets; sino que lo fue el proceso de urbanización y, como variable ampliadora, la inflación. Esta investigación tuvo algunas coincidencias tangenciales con los hallazgos de Meng, Gregory & Wang (2005), quienes observaron que el aumento en la tasa de la pobreza durante los años 90s se asoció al aumento de los precios relativos de los alimentos y a la necesidad de gastos en educación, vivienda y salud, que antes los hacía el Estado.

Finalmente, Solimano y Torche (2008) analizando el caso chileno utilizando la encuesta CASEN desde 1987 al 2006 revelan que la desigualdad en Chile se explica principalmente por el impacto del último decil y que el crecimiento económico no reduce automáticamente la desigualdad aunque si eleva los niveles de vida de todos los ciudadanos en distintas proporciones, e indica que las regresiones corridas sugieren que en el futuro existiría un punto de quiebre y por ende se diera un patrón del tipo Kuznets entre la desigualdad y el nivel de ingreso. Los autores confirman además la sensibilidad de la distribución de ingresos a la educación y muestran que el coeficiente gini se reduce significativamente si expande la educación terciaria, ha habido aparentemente un premio a la educación, reafirmando a la educación como un factor importante en la evolución de los ingresos de las personas. Esto último coincidió con las conclusiones de Parro & Reyes (2017: 29) para el caso chileno durante el período 1990-2011, quienes señalaron que, si bien en el corto plazo se incrementaría la desigualdad, en el largo plazo se reduciría, gracias a la educación.

3. El contexto chileno

Chile ha sido una de las economías de más rápido crecimiento en Latinoamérica, vio incrementar su PIB per capita -en dólares constantes del 2010- de \$4537 en 1984 a un poco más de \$14000 en 2015 [8], convirtiéndose en el país con mayor ingreso per capita de la región. Actualmente forma parte de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), formada principalmente por países de altos ingresos. En el 2014 su economía se desaceleró por la baja del precio del cobre, la apreciación del dólar y disminución de la demanda externa de commodities provocando una modesta tasa de crecimiento de 1.9% del PIB en ese periodo y teniendo una leve mejoría para 2015 de 2.1%. La tasa de crecimiento de Chile en 2016 fue de 1.5% y se espera una aceleración para 2017 de 2.1%, (IMF, 2016).

En paralelo, el desempleo ha subido levemente, desde el 5,7% en julio de 2013 hasta el 5,8% en enero de 2016. Desde el regreso a la democracia los gobiernos constitucionales promovieron medidas con la finalidad de disminuir la pobreza y la desigualdad y los datos obtenidos muestran resultados positivos en la primera, pero no en la segunda, que mantienen un alto y persistente nivel, (Ministerio de desarrollo social de Chile, 2016). Según OCDE (2015). Chile sigue siendo el país más desigual de la OCDE

En el área de educación, Chile tuvo avances importantes, por ejemplo, la tasa de matriculación en los niveles de educación superior ascendió desde un 20% en 1990 a un 78% en el año 2013, de igual manera el promedio de años de estudio de la población aumento de 9 a 11.7 años en el mismo periodo. Actualmente, el gobierno chileno está implementando una reforma educativa con el fin de beneficiar a los estudiantes que pertenezcan al 50% de los hogares más vulnerables del país a través de la gratuidad en la educación superior, (Ministerio de desarrollo social de Chile, 2016).

Además, en el período 2003-2014, el ingreso promedio del 40% más pobre se expandió en un 4,9%, muy por encima del crecimiento promedio de la población (que fue del 3,3%). Entre 1990 y 2009 la evolución de la desigualdad de los ingresos (aquí se usó el ingreso autónomo de las personas reportado en las encuestas CASEN) tuvo una tendencia de "U" invertida, es decir que se incrementó a partir del segundo quinquenio de la década de los años noventa y luego descendió en el primer quinquenio del nuevo milenio; mientras que en 1990 el coeficiente de Gini alcanzó un valor de 56.2, en el año 2000 llegó a 57.8, y en los años siguientes descendió hasta alcanzar un nivel de 55.2 en el año 2006. Luego, se mantuvo casi invariante (55.1) hasta el año 2009, (Senado de Chile, 2012: 30).

4. Método econométrico

4.1. Modelo empírico

Siguiendo el trabajo de Cheng y Wu (2016) evaluamos la existencia de una relación de largo plazo entre la desigualdad, el ingreso per capita, la pobreza y educación, para de esta manera verificar, 1) si se cumple una relación del tipo Kuznet entre la desigualdad y el ingreso, 2) identificar el rol de la pobreza durante todo el proceso de desarrollo y por último en caso de evidenciar la hipótesis de kuznet, 3) determinar si esta relación fue conducida por una mejora en el nivel de educación.

En este contexto, establecemos una forma funcional que tiene la siguiente forma:

$$(1) \quad INE = f(GDP_t, GDP_t^2, POV_t, EDU_t)$$

Para validar la hipótesis de kuznet y responder las demás inquietudes establecemos una especificación más apropiada de una ecuación convencional muy utilizada en análisis de trabajos previos, de la siguiente manera:

$$(2) \quad \mu_t$$
$$LINE_t = \beta_1 + \beta_{GDP} LGDP_t + \beta_{GDP^2} LGDP_t^2 + \beta_{POV} LPOV_t + \beta_{EDU} LEDU_t +$$

Donde INE es la desigualdad de ingresos medida por el índice gini, GDP es el PIB per capita (en dólares

constantes del 2010), GDP^2 es el cuadrado del PIB per capita, POV es la tasa de incidencia de la pobreza sobre la base de la línea de pobreza nacional (porcentaje de la población) y EDU es la tasa de matriculación bruta de nivel terciario (como la proporción de la matrícula total, independientemente de su edad, a la población del grupo de edad que oficialmente corresponde al nivel de educación mostrado). La letra L detrás de todas las variables indica que las variables se encuentran expresadas en logaritmo natural.

Por tanto, para que exista una relación del tipo Kuznet el parámetro β_{GDP} debe tener signo positivo y β_{GDP^2} signo negativo. El signo positivo de β_{GDP} sugiere que en las primeras etapas de desarrollo la distribución de ingreso empeora, ampliando la desigualdad entre los grupos de diferentes ingresos, al mismo tiempo el signo negativo de β_{GDP^2} indica que hay un punto de inflexión en el que el patrón descrito en las primeras etapas se revierte, de tal forma que mayores niveles de desarrollo viene seguido de una reducción en los niveles de desigualdad de los ingresos.

4.2. Datos y Variables

La revisión literaria da cuenta de las limitaciones que enfrentaron investigaciones previas que evaluaban una relación del tipo kuznet global mediante análisis cross-country. Deininger y Squire (1998) fueron los primeros en plantear los errores de medición de la distribución de los ingresos, poniendo en duda la fiabilidad de los datos que se utilizaban habitualmente en los análisis empíricos, por ende los resultados que de estos se derivaron y expresaron además que la no existencia de una curva de kuznet global, no implica necesariamente que tal relación no exista para los países individualmente. En un trabajo posterior Forbes K. (2000) menciona que además de los errores de medición es importante tomar en cuenta el sesgo de omisión de variables, que se ha visto limitado por la disponibilidad de datos longitudinales necesarios para análisis de largo plazo, y por esta razón Jalil (2012) considera que un análisis de series temporales para un solo país provee un marco más adecuado para estudiar relaciones no lineales del tipo Kuznet debido a que a que cada país se encuentra en

diferentes etapas de desarrollo, lo que vuelve sensible las conclusiones de dichos trabajos. Los problemas de fiabilidad en los escasos datos disponibles y por consiguiente de las limitaciones a las que se enfrenta el investigador al momento de establecer la metodología apropiada motivaron a Deininger y Squire (1998) a compilar un conjunto de datos mucho más coherentes sobre la distribución de ingresos estableciendo tres criterios mínimos de calidad. Recomendaron que 1) los datos recolectados deben basarse en encuesta a los hogares, y deben 2) presentar una cobertura completa de todas las fuentes de ingresos o de gastos y además 3) ser representativa de la población a nivel nacional.

El presente trabajo sigue las recomendaciones realizadas por estos autores y utiliza como medida de desigualdad de la distribución del ingreso el índice gini reportado por el Banco Mundial, que se basan en datos primarios obtenidos de encuestas de hogares de los organismos de estadística del gobierno, por ende los criterios de Deininger y Squire se cumplen en su totalidad, y dado que el estudio comprende el periodo de 1984-2013, se posee una dimensión temporal de 30 años que es lo suficientemente grande para evaluar de manera consistente la hipótesis de kuznet, evitando de esta manera los problemas mencionados en los párrafos anteriores. El PIB per capita y la tasa de incidencia de la pobreza fueron obtenidos de la base de datos del Banco Mundial, mientras que la tasa bruta de matriculación de nivel terciario fue obtenida de la base de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

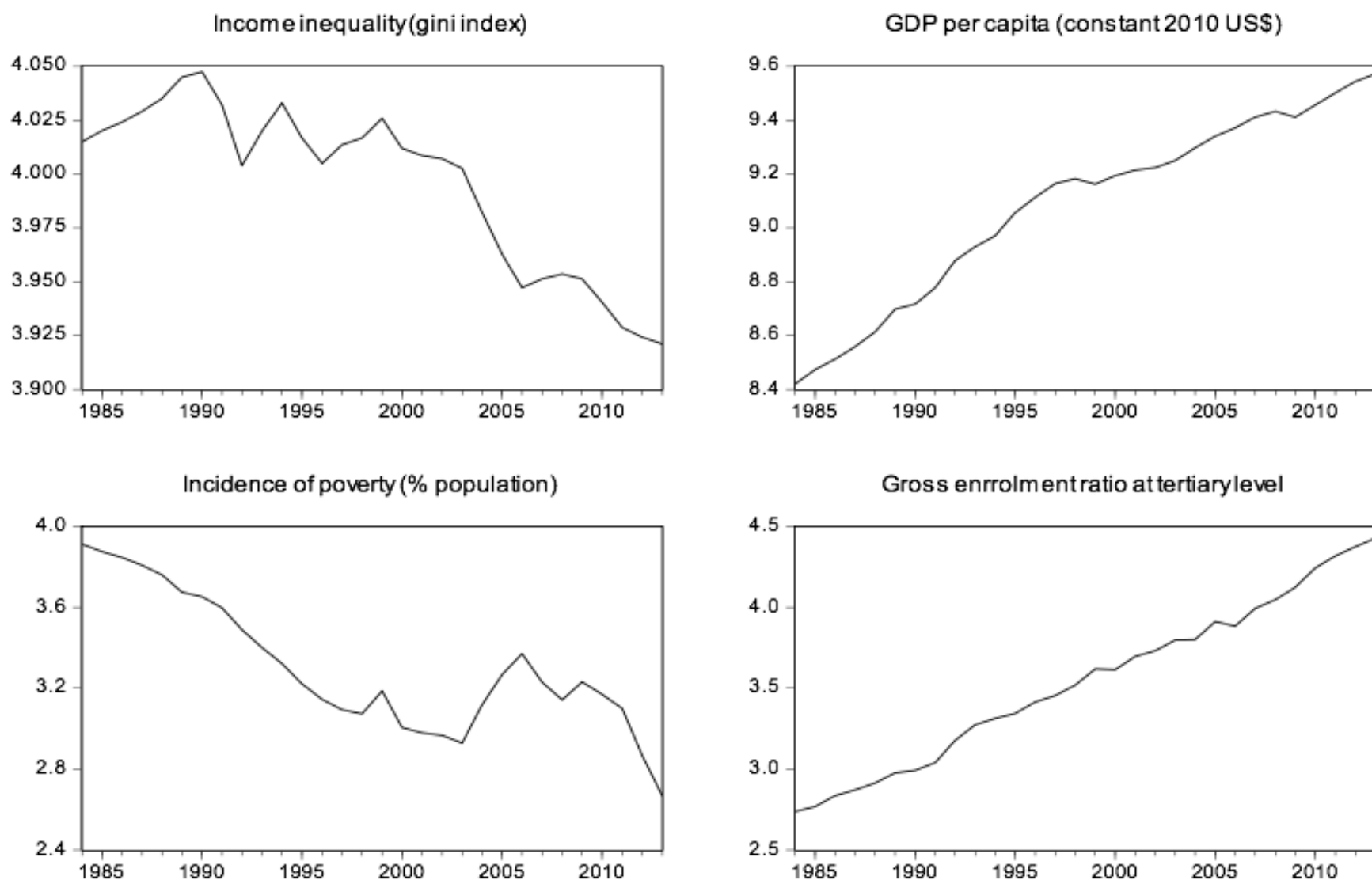
Por otro lado, previa estimación se realizó un tratamiento al conjunto de datos debido a la falta de continuidad en las series, por ejemplo el índice de gini y la tasa de incidencia de pobreza, ambos indicadores se reportaron a partir de 1987 con un posterior reporte en 1990 para luego continuar con una periodicidad de dos años hasta el año 2000, a partir del cual la periodicidad cambia a tres años hasta el año 2009, para después volver a la periodicidad de dos años y reportar los dos últimos datos que son los del año 2011 y 2013, en cuanto a la tasa bruta de matriculación de nivel terciario no se encuentran disponibles los datos de los años 1989, 1990 y 2001, y dado que la muestra empieza a partir de 1984 es necesario extraer tres datos adicionales en las variables de desigualdad y pobreza. Por tanto no solo se cuenta con un problema de discontinuidad en la serie de tres de las variables sino además con una ausencia de tres periodos en el índice de gini y la tasa de incidencia de la pobreza (el PIB per capita y la tasa de matriculación bruta a nivel terciario si cuentan con estos datos).

La discontinuidad en la serie se resolvió interpolando linealmente con respecto al nivel de ingreso per capita y los tres periodos ausentes del índice gini y la tasa de incidencia de la pobreza se resolvió extrapolando linealmente también con respecto al nivel de ingreso per capita. Creemos que el tratamiento que se le dio a los datos no presentan un posible sesgo relevante en las estimaciones dado que el índice de gini no sufre cambios radicales de un periodo a otro y optamos por una técnica sencilla que permita mantener la naturaleza de los datos, por otro lado la extrapolación realizada a los indicadores de desigualdad y pobreza no presentan ningún tipo de incoherencia acorde a la realidad que se vivía en dichos periodos. Durante los años 1984-1986, Chile se encontraba gobernada aun por la dictadura militar liderada por Augusto Pinochet, de hecho en 1982 el país atravesó por una crisis económica afectado por la recesión mundial de 1980, en un estudio realizado por Contreras y Ffrench (1987, p.1) utilizando la encuesta de empleo de Santiago de la universidad de Chile, disponible desde 1957, encuentran que la desigualdad de los ingresos empeora progresivamente entre 1975 y 1987, estabilizándose tan solo durante el periodo comprendido entre 1977 y 1980 por una leve expansión económica para luego seguir incrementándose hasta 1987, la pobreza en cambio debido a los choques recesivos de la crisis de 1982 se espera que haya sobrepasado el umbral del 50% logrando ajustarse en los años posteriores, por ende hay evidencia suficiente para esperar que los niveles de desigualdad y pobreza se siguieran incrementando y reduciendo respectivamente durante los 3 periodos extrapolados.

En la figura 1 se muestra la evolución de todas las variables de estudio. En primer lugar se observa a la desigualdad de los ingresos (medida por el índice gini) incrementarse desde 1984 hasta 1990 a un nivel de 57 puntos para posteriormente reducirse aproximadamente 7

puntos en el año 2013 hasta un nivel de 50 puntos, la renta per capita se incrementa mas del 200% pasando de una renta per capita de \$4536 en 1984 a \$14364 en el 2013, la incidencia de la pobreza ha decrecido con un comportamiento un tanto irregular de una tasa del 50% a una tasa del 14% en el 2013, por ultimo la tasa bruta de matriculacion a nivel terciario se ha incrementado fuertemente de un tasa del 15% en el 1984 a una tasa de matriculacion de cerca del 84%.

Figura 1



4.3. Método de cointegración

Para el análisis de cointegración entre la desigualdad de los ingresos, ingreso promedio, pobreza y educación se utilizó the autoregressive distributed lag model (ARDL) desarrollado por Pesaran y Shin (1997), Pesaran M. (2000) y Pesaran et al. (2001), que ha demostrado que este enfoque una vez que el orden del modelo ARDL se establece apropiadamente, tiene una serie de ventajas contra otros métodos de estimación de relaciones de cointegración como Phillips and Hansen (1990) y Engle y Granger (1987).

Las principales ventajas son las siguientes:

1. Tiene mejores propiedades para estudios que involucran tamaños de muestra pequeños.
2. Puede ser interpretado como un modelo de corrección de error por medio de una transformación lineal muy simple.
3. Una vez establecido el orden del modelo ARDL, es suficiente para corregir la correlación serial y la endogeneidad.
4. Puede ser aplicado considerando variables independientemente de su orden de integración.

A continuación se explica brevemente los pasos a seguir para evaluar las hipótesis propuestas en este estudio mediante la metodología ARDL:

El primer paso consiste en estimar un modelo de corrección de error no restringido, que puede ser escrito como sigue:

$$(3) \quad \Delta LINE_t = \beta_1 + \beta_{INE} LINE_{t-1} + \beta_{GDP} LGDP_{t-1} + \beta_{GDP^2} LGDP_{t-1}^2 + \beta_{POV} LPOV_{t-1} + \beta_{EDU} LEDU_{t-1} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta LINE_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta LGDP_{t-j} + \sum_{k=0}^r \beta_k \Delta LGDP_{t-k}^2 + \sum_{l=0}^s \beta_l \Delta LPOV_{t-l} + \sum_{m=0}^u \beta_m \Delta LEDU_{t-m} + \mu_t$$

Para seleccionar la longitud óptima de rezagos se utiliza el criterio de información Bayesiano de Schwarz. Luego la relación de largo plazo se valida mediante la hipótesis nula de no cointegración, esto es

$\beta_{INE} = \beta_{GDP} = \beta_{GDP^2} = \beta_{POV} = \beta_{EDU} = 0$; mientras que la hipótesis alternativa de cointegración

es $\beta_{INE} \neq \beta_{GDP} \neq \beta_{GDP^2} \neq \beta_{POV} \neq \beta_{EDU} \neq 0$. Una vez calculado el valor del estadístico F se procede a comparar su valor con los valores críticos construidos por Narayan (2004, p.27) los cuales son mas apropiados para estudios con tamaño de muestras pequeños.

Si el valor del estadístico F es mayor que el limite critico superior, se rechaza la hipotesis nula de no cointegracion, por tanto podemos afirmar que existe evidencia estadistica de una relacion de cointegracion entre las variables, por el contrario, si el valor del estadístico F es inferior al limite critico inferior, no rechazamos la hipotesis por tanto no podemos validar una relacion estable de largo plazo entre las variables.

Ahora asumiendo que existe contegracion entre las variables, se puede avanzar al segundo y tercer paso que consiste en calcular la relacion de corto y largo plazo, dado que la ecuacion 1 presenta una relacion estable de largo plazo podemos capturar la dinamica de corto plazo incluyendo un termino de correccion de error a la ecuacion como sigue:

$$(4) \quad \Delta LINE_t = \beta_1 \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta LINE_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta LGDP_{t-j} + \sum_{k=0}^r \beta_k \Delta LGDP_{t-k}^2 + \sum_{l=0}^s \beta_l \Delta LPOV_{t-l} + \sum_{m=0}^u \beta_m \Delta LEDU_{t-m} + \gamma ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde ECT_{t-1} es el término de corrección de error rezagado un periodo, que no es otra cosa que el residuo

generado por el modelo de largo plazo (ecuación 2), el coeficiente γ es interpretado como la velocidad de ajuste del parámetro y representa la velocidad de ajuste de las desviaciones del equilibrio del largo plazo después de un shock, este coeficiente se espera que sea negativo y muy significativo.

Adicionalmente se aplicaran algunos tests de diagnósticos a cada uno de los modelos para garantizar una adecuada especificación. Se aplica el Breusch-Godfrey serial correlation LM test para identificar si hay problema de autocorrelacion, para determinar la heterocedasticidad se utiliza el ARCH hetoscedasticity test, con el Ramsey RESET test evaluamos el problema de variables omitidas y para probar la estabilidad de los parámetros estimados se utiliza el cumulative sum/squared (CUSUM/CUSUMSQ) test.

4.4. Resultados de estimación

Para identificar el orden de integración de las variables se utilizan los tests de Dickey Fuller aumentado (baja potencia) y de Pilliphs-Perron (alta potencia) que plantean la hipótesis nula de no estacionaridad contra la hipótesis alternativa de estacionaridad. La tabla 1 muestra los resultados para cada una de las variables. Se evalúa primero las variables en niveles incluyendo intercepto y un componente de tendencia, y luego aplicando las primeras diferencia a cada una de las variables y excluyendo el componente de tendencia.

Como se puede observar las pruebas aplicadas a todas las variables expresadas en niveles no rechazan la hipótesis nula de no estacionaridad, por tanto las variables poseen raíz

unitaria. Al evaluar las variables en primeras diferencias, todas las variables rechazan la hipótesis nula de no estacionaridad, esto indica que todas las variables son estacionarias en sus primeras diferencias, es decir que son integradas de orden uno I (1).

Tabla 1
Unit root test

| Description | Variable | ADF test statistic | | Phillips-Perron test statistic | |
|------------------------------------|------------|--------------------|-----------|--------------------------------|-----------|
| | | T statistic | P value | T statistic | P value |
| At level with intercept and trend | ln INE | -2.036687 | 0.5560 | -2.643213 | 0.2655 |
| | ln GDP | -1.273374 | 0.8746 | -1.320412 | 0.8624 |
| | ln GDP2 | -1.278264 | 0.8734 | -1.341682 | 0.8566 |
| | ln POV | -1.906162 | 0.6246 | -1.567204 | 0.7812 |
| | ln EDU | -2.868715 | 0.1864 | -2.802602 | 0.2076 |
| At first difference with intercept | D(ln INE) | -4.865.025 | 0.0006*** | -4.129861 | 0.0034*** |
| | D(ln GDP) | -3.732568 | 0.0090*** | -3.753914 | 0.0086*** |
| | D(ln GDP2) | -3.832421 | 0.0071*** | -3.846914 | 0.0069*** |
| | D(ln POV) | -3.379722 | 0.0205** | -3.391132 | 0.0200** |
| | D(ln EDU) | -7.385659 | 0.0000*** | -7.353088 | 0.0000*** |

*, **, *** Indicate statistical significance at 10%, 5% y 1% levels., respectively.

Ahora, para obtener la longitud máxima de rezagos para cada una de las variables se utiliza el criterio de información Bayesiano, la tabla 2 muestra los valores de varios modelos estimados con posibles combinaciones óptimas de rezagos. Se elige el modelo con la combinación de rezagos que posea el menor valor, en este caso se puede observar que es la combinación (1, 0, 0, 0, 0).

Tabla 2
Lag Length selection criteria

| lag combination | SBI | F-statistic | Prob(F-statistic) |
|-----------------|-----------|-------------|-------------------|
| (2,2,2,2,2) | -5.684032 | 2.288025 | 0.133332 |
| (2,2,2,2,1) | -5.798309 | 2.735286 | 0.074603 |
| (2,2,2,2,0) | -5.919083 | 3.253312 | 0.038146 |
| (2,2,2,1,0) | -5.556910 | 2.124230 | 0.105830 |
| (2,2,2,0,0) | -5.945126 | 3.479706 | 0.021329 |
| | | | |

| | | | |
|---------------------------------|-----------|----------|----------|
| (2,2,1,0,0) | -5.962929 | 3.579617 | 0.016423 |
| (2,2,0,0,0) | -6.079599 | 4.148350 | 0.007709 |
| (2,1,0,0,0) | -6.192912 | 4.787387 | 0.003454 |
| (2,0,0,0,0) | -6.310094 | 5.561729 | 0.001414 |
| (1,0,0,0,0) | -6.342770 | 5.787214 | 0.000814 |
| (2,2,1,1,0) | -5.842891 | 3.070274 | 0.033254 |
| (2,2,0,1,0) | -5.960521 | 3.568944 | 0.016616 |
| (2,1,2,1,0) | -5.844603 | 3.076792 | 0.033011 |
| (2,0,2,1,0) | -5.962335 | 3.576979 | 0.016471 |
| (1,2,2,1,0) | -5.986679 | 3.658462 | 0.017739 |
| SBC: Schwarz Bayesian criteria. | | | |

Una vez elegido el orden del modelo ARDL, se evaluó la hipótesis de no cointegración de las variables mediante el test de Wald. El valor del estadístico F calculado se puede observar en la tabla 3 que tiene un valor de 5.77 y the lower and upper bounds propuesto por Narayan (2004, p.27) para el F-test statistic al nivel de significancia del 10%, 5%, and 1% son [2.525, 3.56], [3.058, 4.223] y [4.28, 5.84] respectivamente. Entonces, como el valor del estadístico F calculado excede el valor crítico del límite superior a un nivel de significancia del 5%, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración y podemos justificar que existe evidencia estadística de una relación estable de largo plazo entre la desigualdad de los ingresos, la renta media per capita, la pobreza y educación.

Adicionalmente se muestra los resultados de las pruebas de diagnósticos realizadas. Se observa que el modelo no presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y omisión de variables, y las pruebas de estabilidad indican que los parámetros del modelo estimado son estables en el largo plazo dentro del 5% del nivel de significancia, como se puede observar en las figuras 2 y 3 que se encuentra en el Anexo 1.

Tabla 3
Cointegration tests results

| Bounds testing to cointegration | |
|--|--------------------|
| Optimal lag structure | (1,0,0,0,0) |
| F-Statistics | 5.770591** |
| Diagnostic check | Probability |
| R2 | 0.772946 |
| Adjusted-R2 | 0.639385 |
| F-Statistics (P) | 0.000814*** |

| | |
|---|--------|
| B-G Serial LM Test (2) | 0.9207 |
| ARCH test | 0.5221 |
| Ramsey RESET | 0.1174 |
| CUSUM | Stable |
| CUSUMQ | Stable |
| *, **, *** Indicates statistical significance at 10%, 5% y 1% levels, respectively. The optimal LAG structure is determined by Schwarz criterion. | |

Las estimaciones de largo plazo se muestran en la tabla 4. Las variables PIB per capita y pobreza son muy significativas al 1% de nivel de significancia, contrariamente la variable educación no resulta significativa. Evaluando la hipótesis principal, se puede observar que los signos de los coeficientes del ingreso renta per capita y del cuadrado del ingreso per capita son positivo y negativo respectivamente, por tanto, se puede afirmar que en Chile se está llevando a cabo un proceso de desarrollo del tipo kuznet, ya que existe evidencia empírica consistente con una relación en forma de U invertida entre la desigualdad de los ingreso y PIB per capita en el largo plazo.

Tabla 4
Long run estimates

| Depend variable: ln INE | | | |
|--|--------------------|-----------------------|--------------------|
| Variable | Coefficient | Estándar error | T-statistic |
| Constant | -9.097364 | 2.486799 | 3.658263*** |
| ln GDP | 3.087003 | 0.565767 | 5.456314*** |
| ln GDP ² | -0.179614 | 0.033415 | 5.375235*** |
| ln POV | -0.04532 | 0.012235 | 3.704054*** |
| ln EDU | 0.012032 | 0.031289 | 0.384534 |
| *, **, ***Indicate statistical significance at 10%, 5% and 1% levels, respectively | | | |

Ahora, la variable pobreza presenta signo negativo que indica un cierto trade off persistente con la desigualdad sin embargo juzgando por el coeficiente estimado el efecto sobre la desigualdad es mínimo. Por otra parte, no existe evidencia estadística para afirmar que la educación fungiera como un mecanismo de transmisión de los beneficios del proceso de desarrollo, presenta cierta irrelevancia como mecanismo igualador de ingresos y juzgando por el signo del coeficiente muestra que mayores niveles de educación se traducen en incremento de la desigualdad, incluso su efecto es más pequeño que el de la variable pobreza.

El modelo de corto plazo es presentado en la tabla 5. Como se puede observar las variables PIB per capita y el cuadrado del PIB per capita son significativas al 1% de significancia, mientras que la variable pobreza es significativa al 5% de significancia e igual que en el modelo de largo plazo la variable educación no es significativa. En cuanto a los signos, comparten el mismo sentido que el modelo de largo plazo, las variables PIB per capita y el

cuadrado del PIB per capita poseen signo positivo y negativo respectivamente y la pobreza presenta signo negativo. En este caso podemos validar además la existencia de una relación del tipo kuznet en el corto plazo entre la desigualdad de los ingresos y el PIB per capita.

Tabla 5
Short run estimates

| Depend variable: D(ln INE) | | | |
|--|--------------------|-----------------------|--------------------|
| Variable | Coefficient | Estándar error | T-statistic |
| Constant | 0.007768 | 0.003161 | 2.457286** |
| d(ln INE (-1)) | 0.359137 | 0.159403 | 2.253015** |
| d(ln GDP) | 2.675893 | 0.938169 | 2.852252*** |
| d(ln GDP2) | -0.164640 | 0.053184 | -3.095635*** |
| d(ln POV) | -0.035652 | 0.014474 | -2.463134** |
| d(ln EDU) | 0.002944 | 0.036216 | 0.081286 |
| ECT(-1) | -0.975836 | 0.183110 | -5.329228*** |
| Diagnostic check | Probability | | |
| R2 | 0.739664 | | |
| Adjusted-R2 | 0.665283 | | |
| F-Statistics (P) | 0.000030*** | | |
| B-G Serial LM Test (2) | 0.6755 | | |
| ARCH test | 0.354 | | |
| Ramsey RESET | 0.0903 | | |
| *, **, ***Indicate statistical significance at 10%, 5% and 1% levels, respectively | | | |

Por último, el término de corrección de error es negativo y muy significativo, esto apoya aún más la presencia de una relación de cointegración entre las variables. El valor de este coeficiente sugiere que las desviaciones del equilibrio de largo plazo en la desigualdad de los ingresos son corregidas en un 98% dentro de un año. Igual que el modelo no restringido se muestran los resultados de las pruebas de diagnósticos realizadas, se observa que el modelo de corto plazo no presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y omisión de variables, y las pruebas de estabilidad indican que los parámetros del modelo estimado son estables en el largo plazo dentro del 5% del nivel de significancia, como se puede observar en las figuras 4 y 5 que se encuentra en el Anexo

5. Conclusiones y sugerencias

Como se pudo mostrar, sí hubo evidencia empírica que nos permita afirmar que en Chile durante el período 1984-2013 se ha dado un proceso de desarrollo de tipo Kuznets en el

corto y largo plazo. En ese proceso, la educación -como variable que actúa de mecanismo de transmisión de los beneficios del crecimiento económico y que sirve de igualadora de ingresos- no resultó estadísticamente significativa, por tanto, el modelo sugiere que los avances en materia de educación no jugaron un rol significativo o existió otra variable no analizada (en este estudio) que está contrarrestando los efectos positivos de tener cada vez más trabajadores cualificados, u otro mecanismo de transmisión que no ha sido descubierto aún por los autores. Al haber evaluado las variables y resultado significativa la pobreza, quedó al descubierto una relación de tipo *trade off* con la desigualdad durante el período analizado. Esta relación es muy pequeña y en el futuro cercano debiera volverse positiva, lo que nos señalaría que se cumplió (el largo plazo de) la Hipótesis d Kuznets.

Si bien Parro & Reyes (2017: 29) en sus numerales 5, 6 y párrafo siguiente de la sección de Conclusiones señalaron que la educación es la causante de la reducción de la desigualdad en el caso chileno, consideramos que su investigación pudiera beneficiarse de un complemento metodológico, pues al no hacer un análisis de cointegración no es robusta su conclusión sobre el rol de la educación en el proceso. La descomposición de la desigualdad, allí realizada, no permite establecer "causalidad". En ese sentido, en esta investigación se deduce que la educación no deja de ser importante, pero no lo suficiente para el caso chileno, y quizá haya que seguir buscando otra variable que pudiera ingresarse en el modelo que permita observar a la educación como un factor igualador de ingresos. De hecho, durante el período aquí analizado la desigualdad se reduce 7 puntos; mientras que en la investigación señalada sólo se reduce 1.5, por tanto la desigualdad aún sigue siendo un problema ya que la reducción es mínima en ambos estudios y se sigue manteniéndose en un nivel alto, por lo que no debiera resultar extraño el leve impacto de la educación sobre la desigualdad.

Sin embargo, de manera prudencial y dadas las conclusiones de Solimano & Torche (2008), Parro & Reyes (2017) y las de los autores de esta investigación, cabe la sospecha de que la educación sí está jugando un efecto sobre el desarrollo y la desigualdad, pues si el trabajador es cualificado y no encontrare espacio en su área de especialización, pudiera emigrar a otros sectores y conseguir un empleo con una remuneración menor a la esperada. En ese sentido, la educación sería condicional a otras variables que, junto a ella, debieran converger, como el mercado laboral. Entonces, el efecto que señala la teoría se diera. En esa ruta de análisis, quizá Chile no ha diversificado aún su economía en el grado adecuado, considerando el porcentaje de exportaciones por sector económico. Quizá esa variable de complejidad económica o diversificación (Hartman *et al*, 2017) sea el contrapeso buscado que revele la relación entre la educación y la desigualdad.

Se sugiere continuar la búsqueda de la variable que sirve de contrapeso que presumimos no permite observar los verdaderos efectos de tener trabajadores más cualificados y además de la evaluación de otros mecanismos de transmisión alternativos de los efectos positivos del crecimiento sobre la desigualdad. Así mismo se sugiere evaluar la posibilidad de ocurrencia de la teoría de Acemoglu & Robinson (2002) de que quizá por cuestiones políticas o de partida no se esté democratizando la distribución de los ingresos de los individuos. Por último, se sugiere complementar las políticas públicas de reducción de las desigualdades con una política de generación de productos y empleos de mayor valor agregado que demanden educación especializada.

Referencias bibliográficas

Acemoglu, D. & Robinson, J. (2002). The political economy of the Kuznets curve. *Review of Development Economics*, 6(2), 183-203.

Ahluwalia, M. (1976). Inequality, poverty and development. *Journal of Development Economics*, 3, 307-342.

Anand, S. & Kanbur, S. (1993). The Kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, 40, 25-52.

Anand, S. & Segal, P. (2016). Who are the global top 1%? London: King's International Development Institute. Working paper.

- Borguignon, F. & Morrisson, C. (1990). Income distribution, development and foreign trade, a cross-sectional analysis. *European Economic Review*, 34, 1113-1132.
- Cheng, W. & Wu, Y. (2014). Understanding the Kuznets process: an empirical investigation of income inequality in China 1978-2011. Department of Economics of Monash University. Discussion paper 12/14.
- Cheng, W. & Wu, Y. (2016). Understanding the Kuznets process: an empirical investigation of income inequality in China 1978-2011. *Social Indicators Research*, 1-20. doi:10.1007/s11205-016-1435-x
- Chong, A. & Gradstein, M. (2017). Political and Economic Inequities and the Shaping of Institutions and Redistribution. *Shouthern Economic Journal*, 83(04), 952-971.
- Contreras, D. & Ffrench-Davis, R. (2012). Policy regimes, inequality, poverty and growth: the Chilean experience, 1973-2010. Helsinki: UNU-WIDER, Working paper.
- De Gregorio, J. & Lee Jong-Wha. (2002). Education and income inequality: new evidence from cross-country data. *Review of Income and Wealth*, 48(3), 395-416.
- Deininger, K. & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57, 259-287.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 251-276. Obtenido en abril 30 desde <http://www.jstor.org/stable/1913236>.
- Foellmi, R. & Zweimüller, J. (2016). Is inequality harmful for innovation and growth? Price versus market size effects. *Journal of Evolutionary Economics*, 27(2), 359-378.
- Forbes, J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *The American Economic Review*, 90(4), 869-887.
- Ghossoub, E. & Reed, R. (2017). Financial development, income inequality, and the redistributive effects of monetary policy. *Journal of Development Economics*, 126, 167-189.
- Guiga, H. & Rejeb, J. (2012). Poverty, growth and inequality in developing countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(4), 470-479.
- Hartman, D.; Guevara, M; Jara-Figueroa, C.; Aristarán, M. & Hidalgo, C. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.
- Heshmati, A. (2004). Growth, inequality and poverty relationships. Bonn: IZA Institute for the Study of Labor. Discussion paper Nro.1338.
- Jalil, A. (2012). Modeling income inequality and openness in the framework of Kuznets curve: New evidence from China. *Economic Modelling*, 29(2), 309-315.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Meng, X.; Gregory, R. & Wang, Y. (2005). Poverty, inequality and growth in urban China, 1986-2000. Bonn: IZA Institute for the Study of Labor. Discussion paper Nro.1452.
- Mikucka, M.; Sarracino, F. & Dubrow, J. (2017). When does economic growth improve life satisfaction? Multilevel analysis of the roles of social trust and income inequality in 46 (Contreras & Ffrench-Davis, 2012) Countries, 1981-2012. *World Development*, 93, 447-459.
- Ministerio de desarrollo social del gobierno de Chile (2016). Evolución y distribución del ingreso de los hogares. Resultados Encuesta CASEN.
- Narayan, P. K. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji. Discussion Papers, Monash University, Department of Economics.
- OECD (2015). In It Together: Why Less Inequality Benefits All. París: OECD Publishing. Descargado en marzo 2017 desde <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en> .
- ONU (2015). Objetivos del desarrollo sostenible. PNUD.
- Papanek, C. & Kyn, O. (1986). The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy. *Journal of Development Economics*, 23, 55-65.

- Park, W. & Brat, D. (1995). A global Kuznets curve? *Kyklos*, 48(1), 105-131.
- Parro, F. & Reyes, L. (2017). The rise and fall of income inequality in Chile. *Latin American Economic Review*, 26(3), 1-31.
- Perera-Tallo, F. (2017). Growing income inequality due to biased technological change. *Journal of Macroeconomics*, 52, 23-38.
- Pesaran, H. & Shin, Y. (1997). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En S. Strom (Ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, H.; Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M. H. (2000). The Role of economic theory in modelling the long run. *The Economic Journal*, 107, 178-191.
- Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Piketty, T. (2013). El capital en el siglo XXI. Cambridge: Harvard University Press.
- Ravallion, M. (2004). A poverty-inequality trade off? Washington: World Bank, Development Research Group. Working paper.
- Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *The American Economic Review*, 66(3), 437-440.
- Senado de Chile (2012). Retrato de la desigualdad en Chile. Santiago: Senado de Chile.
- Solimano, A. & Torche, A. (2008). La distribución del ingreso en Chile: la experiencia del último cuarto de siglo. Artículo para la *Revista del Banco Central de Chile*. Revisado en marzo 30 de 2017 desde <http://www.andressolimano.com/publicaciones/distribucion.pdf> .
- Yilma, Y. (2017). Idiosyncratic and aggregate risks, inequality and growth. *Bulletin of Economic Research*, 69(2), 109-123.

-
1. Dr. En Economía, pzanzzi@espol.edu.ec, Escuela Superior Politécnica del Litoral, ESPOL, Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Campus Gustavo Galindo Km. 30.5 Vía Perimetral, P.O. Box 09-01-5863, Guayaquil, Ecuador.
 2. Economista, cjfernan@espol.edu.ec, Escuela Superior Politécnica del Litoral, ESPOL, Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Campus Gustavo Galindo Km. 30.5 Vía Perimetral, P.O. Box 09-01-5863, Guayaquil, Ecuador.
 3. Ph.D. Manufacturing Engineering, vgonzal@espol.edu.ec, Escuela Superior Politécnica del Litoral, ESPOL, Facultad de Ciencias Sociales y Humanísticas, Campus Gustavo Galindo Km. 30.5 Vía Perimetral, P.O. Box 09-01-5863, Guayaquil, Ecuador.
 4. En su obra *A Theory of justice* publicado en 1971 se puede encontrar su postura con mayor detalle y en el que expone su principio de justicia distributiva.
 5. Su obra más importante *Anarchy, State and Utopia* publicado en 1974 surge como una crítica a la teoría de la justicia expuesto por Rawls.
 6. Véase la Resolución aprobada por la Asamblea General el 25 de septiembre de 2015: *Transformar nuestro mundo: la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible*. <http://www.un.org/es/comun/docs/?symbol=A/RES/70/1>
 7. Reduciendo los errores de medición y eliminando el potencial sesgo de omisión de variable.
 8. Véase <http://databank.bancomundial.org/data/reports.aspx?source=indicadores-del-desarrollo-mundial>

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 39 (Nº 44) Año 2018

[Índice]

[En caso de encontrar algún error en este website favor enviar email a webmaster]

©2018. revistaESPACIOS.com • Derechos Reservados