

Trabajo Fin de Máster

National income and its redistribution: a reconsideration

Autor

Carlos Gayán Navarro

Directores

Antonio Montañés

Rosa Aisa

Facultad de Economía y Empresa

2016

INDÍCE

1. INTRODUCCIÓN	4
2. REVISIÓN DE LA LITERATURA	5
3 .LOS DATOS.....	10
4.ESTIMACIÓN Y RESULTADOS	13
5. CONCLUSIONES	21
BIBLIOGRAFIA	23
 ANEXO	 30

AUTOR: Carlos Gayán Navarro

DIRECTOR/ES: Antonio Montañes. Rosa Aisa.

TÍTULO: National income and its redistribution: a reconsideration

TITULACIÓN: Máster en Economía

RESUMEN:

Este trabajo tiene como objetivo determinar el signo del efecto de la producción sobre la desigualdad y si este signo ha experimentado cambios en el periodo 1967-2011. El análisis econométrico, que abarca 61 países, detecta una ruptura estructural en el quinquenio 1982-1986, de tal forma que el efecto del PIB real per cápita sobre el índice de Gini es negativo hasta dicho quinquenio y se torna positivo a partir del mismo. Esta evidencia es contraria a Bruekner et al. (2015), quienes establecen que el efecto del PIB real per cápita sobre el índice de Gini es negativo en todo el periodo 1960-2007. No obstante, al alargar el periodo hasta 2011, se detecta que el efecto del PIB real per cápita sobre el índice de Gini deja de ser significativo, lo que indica que la crisis del 2008 ha llevado a cambios que afectan al efecto de la renta sobre su distribución.

ABSTRACT

This study aims to determine the sign of the effect of production on inequality and if this sign has changed in the period 1967-2011. The econometric analysis, which covers 61 countries, detects a structural break in the period 1982-1986, so that the effect of real GDP per capita is negative until that period, and becomes positive from then. This evidence is contrary to Bruekner et al. (2015), who determines that the effect of real GDP per capita in the Gini index is negative throughout the entire 1960-2007 period. However, when the period is extended to 2011, it is detected that the effect of the real GDP per capita on the Gini index is no longer significant, indicating that the 2008 crisis has led to changes which affects in the effect of income in its distribution.

1. INTRODUCCIÓN

Tanto la reducción de la desigualdad como promover el crecimiento económico son objetivos prioritarios de las políticas económicas. Entre la población en general existe la opinión de que ambos objetivos entran necesariamente en contradicción, es decir, existe un trade-off entre crecimiento económico y desigualdad. Esta disyuntiva ha sido considerada con frecuencia por muchos de los llamados “policy makers”, ya que ofrece una justificación cómoda a la hora de dejar de lado uno de los dos objetivos. El no poner en duda el “trade-off” permite argumentos a aquellos que priorizan la desigualdad para justificar que no haya crecimiento; y ofrece argumentos a aquellos que prefieren el crecimiento para justificar una mayor desigualdad.

Pero la relación entre la renta de un país y su distribución entre los individuos es una cuestión compleja y prueba de ello es que la literatura sobre el tema es extensa y no concluyente. Se hace preciso continuar profundizando en el análisis económico de la relación entre la renta y la desigualdad para determinar el signo de ésta, si este signo ha cambiado a lo largo del tiempo y las conexiones que hacen que la relación entre el nivel de renta y la desigualdad sea positiva o negativa.

La revisión de literatura muestra que el análisis económico de esta relación se ha abordado desde dos perspectivas. Una es el estudio de la desigualdad como un factor de crecimiento económico, tratando de determinar si una mayor desigualdad permite un mayor crecimiento económico o por el contrario, lo entorpece. La segunda perspectiva se centra en el efecto de la evolución de renta en el nivel de desigualdad. Este trabajo constituye una contribución a este segundo enfoque. El punto de partida de este trabajo de fin de máster lo constituye el análisis econométrico llevado a cabo por Brueckner et al. (2015), quienes analizando una muestra de 80 países durante el periodo 1960-2007 establecen que un incremento del 1% del PIB real per cápita reduce el índice de Gini alrededor de un 0,08% de media. Los autores no detectan efectos heterogéneos en el tiempo, es decir, no encuentran evidencia de que el efecto de la renta sobre la desigualdad haya cambiado a lo largo del periodo considerado. A diferencia de estos autores, en este trabajo se halla evidencia a favor de cambios en el signo del efecto del PIB real per cápita sobre el índice de Gini. En concreto, el análisis econométrico establece la existencia de una ruptura estructural a lo largo del periodo 1967-2007. Adicionalmente, este trabajo extiende el análisis al periodo 1967-2011, en el que se

recogen cuatro años de la crisis económica del 2008 (*the Great Crisis*) a fin de profundizar si esta crisis ha afectado al efecto de la renta sobre la desigualdad.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 recoge una revisión de la literatura económica más relevante y reciente sobre la relación entre desigualdad y crecimiento. En la sección 3 se lleva a cabo el estudio econométrico. La sección 4 presenta las principales conclusiones del trabajo y avanza futuras líneas de investigación.

2. ESTADO DE LA CUESTIÓN

El estudio de la relación entre crecimiento y desigualdad, aunque es un tema de interés desde los años 50, ha tenido un auge en la literatura económica durante las dos últimas décadas en las que los estudios y trabajos que tenían como objetivo analizar dicha relación han ido ganando en número y complejidad. En esta sección se va a llevar a cabo una revisión de esta literatura y para ello es conveniente tener en cuenta los dos enfoques ya mencionados a la hora de analizar esta relación: un primer grupo de trabajos que estudia cómo afecta la desigualdad al crecimiento económico, y un segundo grupo que estudia la relación a la inversa, es decir, los cambios que el nivel de producción puede producir en la distribución de la renta.

El primer enfoque toma en consideración la desigualdad como posible factor explicativo del crecimiento económico, de este modo, la principal cuestión a la que tratan de dar respuesta estos trabajos es si una mayor desigualdad afecta de manera positiva, negativa, o no afecta de ningún modo al crecimiento económico. Con objeto de responder a esta pregunta se han estudiado los canales o mecanismos por los que la desigualdad afectaría al crecimiento.

En cuanto a los canales o mecanismos que justifican que una mayor desigualdad conduce a un mayor crecimiento, en primer lugar hay que destacar aquellos que centran su atención en la inversión como motor de crecimiento. Se argumenta que una mayor desigualdad de la renta promueve aumentos del ahorro agregado (Kuznets, 1955; Kaldor, 1955). Asimismo, también una mayor desigualdad permite inversiones en proyectos con alto rendimiento dado que el sistema financiero es imperfecto y el acceso a la financiación externa depende de la propia riqueza. En ese caso, si la riqueza está repartida igualitariamente entre toda población, nadie sería capaz de alcanzar la

financiación suficiente para realizar los proyectos de alto rendimiento que requieran de grandes inversiones (Rosenzweig y Binswanger, 1993). Por último, Foellmi y Zweimüller (2006) consideran que una distribución de la renta más desigual conduce a que la demanda de bienes “high-end” aumente frente a la demanda de bienes que satisfacen necesidades básicas, lo que estimula la inversión en I+D que suele concentrarse en los primeros y no en los segundos.

Por otro lado, también se han puesto de relieve otros mecanismos que justificarían la relación opuesta: una mayor desigualdad entorpece el crecimiento. En primer lugar, un país más desigual puede conducir a un gobierno excesivamente burocratizado, promotor de políticas fiscales perjudiciales en términos de crecimiento económico (Perotti, 1993; Persson y Tabellini, 1994). Alesina y Rodrik (1994), con datos de sección cruzada que cubren 70 países y el periodo 1960-1985, encuentran que la inestabilidad socio-política disminuye la inversión y que, a su vez, la existencia de una amplia clase media frena dicha inestabilidad, lo cual supondría una relación negativa entre desigualdad y crecimiento. Además, una gran desigualdad estimula movimientos sociales que generan inestabilidad política (Bénabou, 1996) e incluso pueden afectar al sistema legal al poner en riesgo la seguridad de los derechos de propiedad (Glaeser et al., 2003). Sin embargo, el principal mecanismo es aquel que señala que la desigualdad perjudica la formación de capital humano al restringir el acceso a la educación a la mayor parte de la población (Galor & Zeira, 1993; Galor & Moav, 2004). Parece lógico esperar una relación negativa entre aumentos del nivel educativo y la desigualdad. De hecho la literatura empírica sobre el tema suele estar en consonancia con esto. Así, Gregorio y Lee (2002) encuentran que no solo los aumentos en la educación media favorecen la igualdad en la renta, sino que también descensos de la desigualdad en educación favorecen dicha igualdad. También Abdullah, Doucouliagos y Manning (2015), a través de una meta-regresión que comprende 62 estudios y 885 estimaciones, hayan que la educación hace disminuir el porcentaje de renta de los más ricos y aumentar el de los más pobres, aunque encuentran disminuciones modestas si atienden a la desigualdad agregada.

Algunos autores se han centrado simplemente en el signo del efecto de la desigualdad sobre el crecimiento económico. Forbes (2000), utilizando datos panel para el periodo 1965-1990, y utilizando varias especificaciones y diferentes muestras, haya una relación positiva entre desigualdad y crecimiento en el corto y medio plazo.

Voitchovsky (2005) encuentra que la desigualdad en el extremo con mayor renta de la distribución está asociada con un mayor crecimiento, mientras que la desigualdad en el extremo con menor renta está asociada negativamente. También interesante es la aportación de Castelló-Climent (2010), quien usando datos panel y controlando por la desigualdad de capital humano, encuentra una relación negativa entre desigualdad y crecimiento en los países de renta baja o media, pero ninguna relación o una relación positiva en los países de renta alta. Por último, cabe citar el trabajo de Halter, Oechslin y Zweimüller (2013), quienes usando datos panel para 106 países y el periodo 1965-2005, encuentran que una gran desigualdad tiene una relación positiva con el crecimiento en el corto plazo, pero entorpece el crecimiento en el futuro, siendo este efecto a largo plazo el que predomina.

El segundo enfoque establecido en la literatura a fin de analizar la relación entre crecimiento y desigualdad, opta por explicar cómo afecta el nivel de producción o el crecimiento económico a la desigualdad de la renta. Una gran parte de estos trabajos se ha concentrado en contrastar la llamada hipótesis de la U-invertida de Kuznets (Kuznets, 1955). De forma resumida, esta hipótesis establece que el crecimiento económico haría aumentar en un primer momento la desigualdad, pero conforme el crecimiento continuara se alcanzaría un punto de inflexión y a partir de entonces la desigualdad tendería a disminuir. Paukert (1973), Anand y Kanbur (1993) y Milanovic (2000) contrastan esta hipótesis haciendo uso de datos de corte transversal. Deiniger y Squire (1998), Easterly (1999) y Fields (2001) contrastan esta hipótesis con datos panel, no encontrando evidencia empírica a favor de la misma. Lundberg y Squire (2003) centran su atención en el problema de la endogeneidad el cual es abordado mediante la utilización de variables instrumentales. Encuentran que existen varios factores que afectan simultáneamente a la evolución de la producción y desigualdad, a excepción de la educación que en su trabajo tiene un efecto significativo sobre la desigualdad pero no en el crecimiento económico. Kraay (2006) también hace uso de instrumentales y halla evidencia de que el crecimiento económico favorece el crecimiento de las rentas medias los cual implica una reducción de la pobreza. Finalmente, Brueckner y otros (2015), a partir de una muestra de 80 países para el periodo 1960-2007, encuentran que incrementos en la renta nacional tienen un efecto moderado significativo sobre la desigualdad en la renta. En concreto, un 1% de aumento en el PIB real per cápita reduce en 0,08% el índice de Gini por término medio.

Este último trabajo, publicado en Journal of Economic Growth, es el punto de partida de este trabajo fin de máster. Este trabajo utiliza una muestra de países elevada y para un periodo de tiempo prolongado, lo que en sí mismo es un elemento de valor. Además hace uso de variables instrumentales a fin de tratar el problema de endogeneidad siempre presente en la relación entre la renta y su distribución, lo que constituye un avance significativo respecto a la mayor parte de los trabajos existentes. Sin embargo, toda investigación es mejorable. En concreto, los autores exploran la existencia de efectos heterogéneos a lo largo del tiempo dividiendo la muestra en dos periodos: antes y después de 1990. Esta partición la hacen de manera ad hoc, con la justificación de que así obtienen dos sub-muestras de igual tamaño. Dado que la econometría provee de instrumentos para captar rupturas estructurales, es mucho más lógico hacer uso de tales métodos.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1 DATOS

Esta sección consta de cinco puntos, los cuatro primeros recogen las fuentes estadísticas utilizadas para obtener información de las distintas variables, y en el último punto se realiza un pequeño análisis descriptivo de la evolución de las mismas.

3.1.1 INDICES DE GINI

Como indicador de la desigualdad agregada se ha escogido el índice de Gini. La principal base de datos usada es SWIID Versión 5.0, (Solt, 2014), para completar y ampliar la información proporcionada por esta muestra se han utilizado las siguientes bases de datos: UNU-WIDER World Income Inequality Database (WIID 2015), Deininger and Squire (1996) y datos de los Indicadores de Desarrollo Mundiales del World Bank (WDI, 2013).

Se ha filtrado la información suministrada por esta búsqueda de modo que se tuvieran en cuenta únicamente índices de Gini netos y se incorporaran las observaciones más actuales. Se han escogido índices de Gini netos frente a índices de Gini calculados sobre la renta bruta, ya que los primeros incorporan el efecto redistribuidor vía

impuestos y transferencias, lo que da una medida más precisa de la desigualdad. Como resultado se ha obtenido una muestra balanceada formada por 61 países (ver anexo) y un horizonte temporal que abarca desde 1967 hasta 2011. Señalar que el uso de una muestra balanceada es otra mejora respecto al estudio de los mencionados Brueckner y otros (2015). Este horizonte temporal ha sido dividido en 9 periodos de 5 años utilizando las medias de los índices empezando por 1967-71 y finalizando en el periodo 2007-2011.

3.1.2 PIB PER CÁPITA

Como variable que mide el crecimiento económico se usa el PIB per cápita. Los datos han sido obtenidos de Penn World Table, versión 8.1 (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015). El PIB se ha obtenido en los distintos países a partir del gasto y se mide en dólares US de 2005.

3.1.3 RENTA MUNDIAL PONDERADA POR EL COMERCIO (TWWI)

Es una de las variables instrumentales del PIB per cápita, siguiendo a Brueckner y otros (2015).

Esta variable viene dada por:

$$TWWI_{it} = \sum_{j \neq i} \omega_{ij} PIB_{jt} ,$$

donde ω_{ij} es el porcentaje de comercio entre el país i y el país j sobre el PIB del país i , Se toma el periodo 80-89 como referencia para el cálculo de ω_{ij} . PIB_{jt} es el logaritmo del PIB del país j en el periodo t .

Los datos para el cálculo de ω_{ij} se han obtenido del FMI-Direction of Trade Statistics (DOTS).

3.1.4 SHOCKS EN LOS PRECIOS DEL PETROLEO (OPS)

Es la otra variable instrumental. Siguiendo a Brueckner y otros (2015) se ha construido de la siguiente forma:

$$OPS_{it} = \Delta \ln(P)_t \theta_i ,$$

donde P es el precio del petróleo en el periodo t , y θ_i es el porcentaje sobre el PIB de exportaciones netas de petróleo del país i .

Los datos para la construcción de θ_i se han obtenido de NBER-World Trade Flows (Feenstra et al. 2005). Los precios del petróleo se han obtenido de United Nations Conference on Trade and Development Commodity Statistics (UNCTAD)

3.1.5 ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El gráfico 1 muestra la evolución de la desigualdad en términos medios en el periodo considerado y para toda la muestra de países. Se observa que no sigue una tendencia única. Así, en los cuatro primeros periodos se observan descensos de la desigualdad, durante los cuatro periodos posteriores se observan incrementos, y en el último periodo, que coincide con la crisis del 2008, aparece un nuevo descenso. Si se acuden a los datos concretos (Tabla 1), se observa que de un índice de Gini de 38.69 en el primer periodo se desciende hasta un índice de 37.21 en el cuarto periodo. Esta caída de más de un punto en la desigualdad se ve revertida en los cuatro periodos posteriores, de tal forma que en el octavo periodo la desigualdad alcanza niveles similares a los del primer periodo. En el último periodo se produce un descenso de la desigualdad media con caída en el índice de Gini de algo más de medio punto.

Gráfico 1: Evolución de la desigualdad promedio.

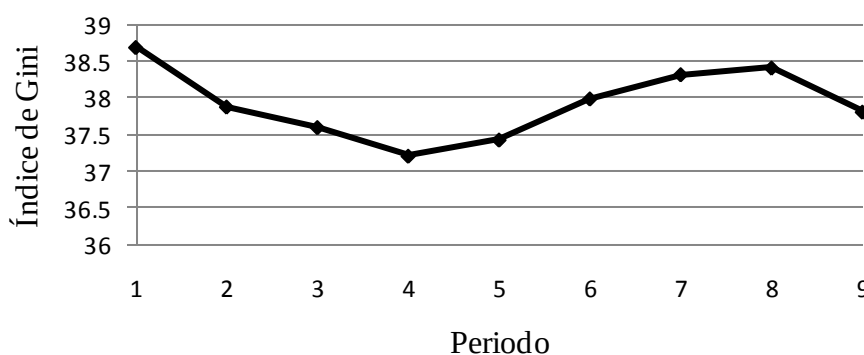


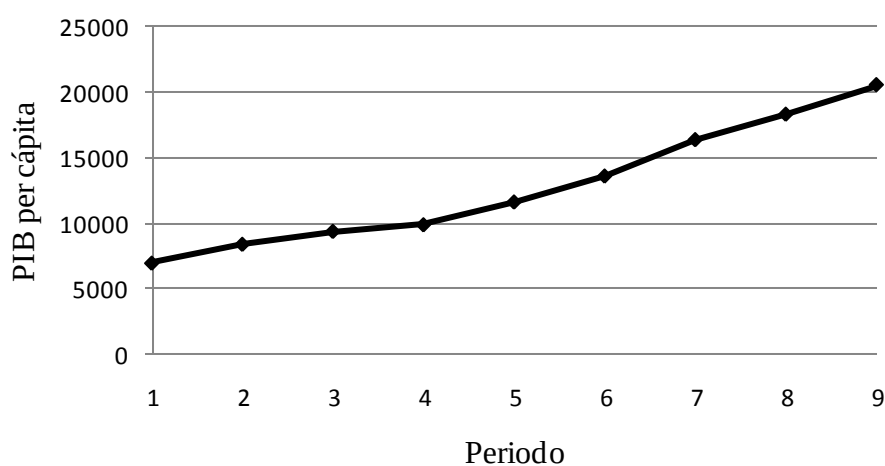
Tabla 1: Evolución promedio del índice de Gini y del PIB per cápita.

Periodo	Gini	PIB p.c.
1 (1967-1971)	38.69	6987.91
2 (1972-1976)	37.88	8417.17
3 (1977-1981)	37.60	9395.47
4 (1982-1986)	37.21	9893.70
5 (1987-1991)	37.43	11619.57
6 (1992-1996)	37.99	13582.76
7 (1997-2001)	38.32	16340.38
8 (2002-2006)	38.41	18265.58
9 (2007-2011)	37.81	20500.98

Promedios de la muestra completa (n =61)

Si se atiende a la evolución del PIB per cápita, simplemente observando el gráfico 2, se observa una única tendencia, al alza. El PIB p.c. se multiplica, en promedio, por tres a lo largo del periodo considerado. Ahora bien, esta tendencia positiva no sigue un ritmo constante. Volviendo a la Tabla 1 se constata que en los primeros cuatro periodos el crecimiento es moderado, mientras que durante los cinco siguientes periodos el crecimiento es más acelerado.

Gráfico 2: Evolución del PIB per cápita promedio.



Los gráficos 1 y 2 son lo suficientemente reveladores para sospechar que el signo de la relación entre la renta y la desigualdad puede haber experimentado variaciones a lo

largo del periodo considerado. Se precisa del análisis econométrico para confirmar la existencia de ruptura estructural y el momento de la misma.

3.2. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

El modelo base toma la siguiente forma:

$$Gini_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta \log (PIB \text{ p.c.})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde α_i recoge los efectos fijos de país incluyendo aquellas diferencias entre los países que no varían con el tiempo, α_t recoge los efectos fijos en el tiempo capturando los shocks comunes a todos los países condicionados al PIB per cápita y ε_{it} es el error.

En un primer paso las regresiones se realizan excluyendo el periodo 9 (2007-2011) de la muestra, a fin de facilitar la comparación con el trabajo de Brueckner y otros (2015) y aislar la posible influencia de la crisis del 2008.

3.2.1 RESULTADOS INICIALES

La Tabla 2 recoge los resultados iniciales obtenidos. El coeficiente estimado del PIB per cápita no es estadísticamente significativo. Sin embargo, las dummies para el segundo, tercer, cuarto y quinto periodo son estadísticamente significativas. Esto es otro signo de que el efecto del PIB per cápita sobre el índice de Gini depende del periodo no es homogéneo en el tiempo.

Tabla 2: Regresión base. Efectos fijos y temporales.

Variable dependiente: Gini		
Log (PIB p.c.)	4.97	(3.14)
Dummies temporales		
2	-1.24***	(0.44)
3	-1.76**	(0.67)
4	-2.25***	(0.76)
5	-2.3**	(0.97)
6	-2.1	(1.27)
7	-2.1	(1.49)
8	-2.23	(1.61)
R ²	0.31	
R ² “between”	0.05	
R ² “within”	0.05	
Nº Observaciones	488	
Nº Países	61	

En paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas.

*, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Para explorar esta diferencia a través del tiempo se ha realizado la estimación con los dos primeros periodos, y posteriormente se han ido añadiendo los periodos uno a uno hasta completar los ocho periodos de los que se compone la muestra. El estudio de cómo varía el coeficiente de la variable explicativa, el PIB per cápita en logaritmos, al considerar diferente horizonte temporal, podría darnos una mayor evidencia de que el efecto de ésta sobre el Gini no es el mismo según el periodo considerado. Los resultados de estas regresiones están recogidos en la Tabla 3, donde se observa como el coeficiente es significativo y negativo si se considera un periodo muestral que abarque los cinco primeros periodos o menos. Cuando se añade el quinto periodo a la muestra, el coeficiente, aunque sigue siendo negativo y significativo, cambia de valor: de -7.15 se pasa a -5.6. Si además se añade el sexto periodo, el coeficiente deja de ser significativo. Cuando por último se añaden el séptimo y octavo periodo el coeficiente cambia de signo, pero sigue siendo no significativo. Esto vendría a darnos una prueba más concluyente de que la relación entre PIB p.c. y Gini ha sufrido cambios en el tiempo y por ello sería conveniente realizar un contraste de ruptura estructural.

Tabla 3: Efectos de cada periodo en el coeficiente.

Variable dependiente: Gini							
	t<3	t<4	t<5	t<6	t<7	t<8	t<9
Log (PIB p.c.)	-7.56* (3.89)	-7.5*** (2.43)	-7.15*** (1.83)	-5.6*** (1.72)	-1.95 (1.59)	0.7 (1.57)	2.22 (1.63)
R ²	0.3	0.32	0.34	0.36	0.35	0.33	0.31
R ² “between”	0.3	0.33	0.35	0.38	0.4	0.4	0.4
R ² “within”	0.1	0.11	0.1	0.06	0.01	0.001	0.01
Nº Observaciones	122	183	244	305	366	427	488
Nº Países	61	61	61	61	61	61	61

Método de estimación: Efectos Fijos. En paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas. *, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

3.2.2. CONTRASTE DE RUPTURA

Se plantea un contraste de ruptura para el periodo $t=4$. La elección de este periodo se debe al cambio de tendencia en la evolución del índice de Gini descrita en la sección anterior. Además en la Tabla 3 se observa que a partir de que se añade el quinto periodo a la muestra, el coeficiente del PIB p.c. comienza a cambiar. El método escogido para comprobar la ruptura es el contraste de la Razón de Verosimilitud. Para ello, en primer lugar se divide la muestra de modo que se obtiene una primera submuestra formada por los periodos del 1 al 4, y una segunda submuestra formada por los periodos del 5 al 8.

En la Tabla 4 se presentan los coeficientes estimados para ambas submuestras. Son totalmente distintos: mientras para la primera submuestra el efecto del PIB p.c. sobre la desigualdad sería negativo, para la segunda submuestra sería positivo. En todo caso, no conviene tomar como definitivos dichos valores ya que, al ser calculados con objeto de realizar el contraste, no se han podido aplicar desviaciones típicas robustas. La muestra es muy heterogénea debido a la diversidad de países incluidos y esto podría causar problemas de heterocedasticidad.

Una vez estimados estos coeficientes se contrasta la hipótesis nula de que sean iguales. En la Tabla 4 se muestran el valor del estadístico de contraste y el p-valor. El p-valor es aproximadamente 0, esto indica un rechazo muy claro de la hipótesis nula. Puesto que los coeficientes no son iguales se hace necesario estimarlos en cada

submuestra por separado. Siguiendo la Tabla 4 se prevé un efecto negativo en la primera submuestra y efecto positivo en la segunda submuestra. Antes de dar esto por sentado y para evitar problemas de heterocedasticidad, se vuelven a llevar a cabo las estimaciones aplicando desviaciones típicas robustas (Tabla 5).

Tabla 4: Contraste de ruptura en $t=4$

Variable dependiente: Gini	
Si $t < 5$:	
[A] Log (PIB p.c.)	- 7.1*** (1.6)
R^2	0.34
R^2 “between”	0.35
R^2 “within”	0.1
Nº Observaciones	244
Nº Países	61
Si $t > 4$:	
[B] Log (PIB p.c.)	7.14*** (2.1)
R^2	0.33
R^2 “between”	0.38.
R^2 “within”	0.06
Nº Observaciones	244
Nº Países	61
Test de la Razón de Verosimilitud: $[A]=[B]$	
Chi-Cuadrado	363.23
p-valor	0.000
En paréntesis se muestran las desviaciones típicas. *, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.	

Tabla 5: Diferencias en el tiempo.

Variable dependiente: Gini		
	t = 1, 2, 3, 4	t = 5, 6, 7, 8
Log (PIB p.c.)	-7.15*** (1.83)	7.14** (2.76)
R ²	0.33	0.33
R ² “between”	0.35	0.38
R ² “within”	0.1	0.06
Nº Observaciones	244	244
Nº Países	61	61

Método de estimación: Efectos Fijos. En paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas. *, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Los coeficientes mostrados en la Tabla 5 están calculados con desviaciones típicas robustas, por tanto libres de problemas de heterocedasticidad. Se corrobora que el PIB per cápita afecta de manera negativa a la desigualdad durante los cuatro primeros periodos. En concreto un aumento del 1% en el PIB per cápita. provocaría una disminución de 0.07 puntos en el índice de Gini. Justo lo contrario ocurre en los cuatro periodos siguientes, donde aumentos en la renta per cápita aumentarían la desigualdad. En esta submuestra un incremento del 1% en el PIB per cápita. provocaría un aumento de 0.07 puntos de Gini.

Estos resultados son muy diferentes a los del trabajo de Brueckner y otros (2015) En este trabajo se halla evidencia de que existe una ruptura en el periodo 4, que en la muestra utilizada coincide con el quinquenio 1982-1986 y no con el año 1990 elegido por los autores mencionados. Asimismo, éstos concluían que no existían efectos diferentes en ambos periodos, siendo el efecto negativo en ambos. En este trabajo se comprueba que el efecto de la renta sobre la desigualdad es distinto para los dos periodos considerados: negativo desde 1967 hasta 1986 y positivo desde 1987 hasta 2007.

3.2.3 EFECTO DE LA CRISIS

En la muestra utilizada para este trabajo se dispone de datos para el periodo de la última crisis. En concreto, se dispone del periodo 2007-2011, el noveno periodo, que el análisis descriptivo parece apuntar a un posible cambio del efecto de la renta per cápita sobre la desigualdad. Al coincidir con el último periodo no es posible analizar económicamente si existe una ruptura. Se opta por alargar la segunda submuestra considerando el periodo 1987-2011

Tabla 6: Efecto de la crisis.

Variable dependiente: Gini		
	t = 5, 6, 7, 8	T=5, 6, 7, 8, 9
Log (PIB p.c.)	7.14** (2.76)	3.24 (2.74)
R ²	0.33	0.31
R ² “between”	0.38	0.37
R ² “within”	0.06	0.01
Nº Observaciones	244	305
Nº Países	61	61

Método de estimación: Efectos Fijos. En paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas. *, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

En la Tabla 6 se muestran la estimación para la muestra formada por los periodos del 5 al 8 y para la muestra tras incluir el noveno periodo, es decir, con los periodos del 5 al 9. El efecto que tiene el incorporar el periodo de crisis queda reflejado en que el coeficiente del PIB p.c. sin añadir este periodo era positivo y significativo al 5%, y tras añadir el nuevo periodo deja de ser significativo. Al no ser significativo poco se puede decir sobre la relación entre PIB p.c. y Gini considerando los periodos del 5 al 9. Aun así, el hecho de que este coeficiente no sea estadísticamente distinto de cero, cuando antes de incorporar el periodo sí lo era y tenía un valor positivo, podría ser indicativo de que la crisis ha amortiguado los aumentos que la renta per cápita producía en la desigualdad durante el periodo 1987-2007. En cualquier caso y dado que la crisis del

2008 no ha afectado por igual a todos los países se requiere un análisis en mayor profundidad.

3.2.4. ESTIMACIÓN POR VARIABLES INSTRUMENTALES

Las estimaciones anteriores podrían estar afectadas por un problema de endogeneidad. Para solucionarlo, se estima usando las mismas variables instrumentales, que las utilizadas por Brueckner y otros (2015). La regresión instrumental se lleva a cabo por mínimos Cuadrados Generalizados de Segundo Orden (2SLS). La ecuación de primer orden viene dada por:

$$\log(\text{PIB p.c.})_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 TWWI_{it} + \beta_2 OPS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Al realizar la estimación con variables instrumentales se pierde información de 6 países para los que no se han podido obtener datos de TWWI y OPS, quedando una muestra de 55 países¹. En la tabla 7 se recogen los resultados de la regresión 2SLS, y junto a estas, los resultados de la estimación por el Método de los Momentos Generalizado de Segundo Orden (2GMM). Por columnas se presentan las 3 submuestras anteriores, la primera y la segunda recogen los efectos del PIB p.c. antes y después de la ruptura estructural, respectivamente, y la última recoge el efecto que tiene añadir el periodo de la crisis. El efecto negativo del PIB per cápita sobre la desigualdad se mantiene al estimar con instrumentales en la primera submuestra, aunque algo menor en este caso: -9.43 frente al valor anterior de -7.15. Ahora bien, el efecto positivo que producía el PIB p.c. en el Gini en la segunda submuestra no es robusto a la estimación con variables instrumentales. El coeficiente, aunque también es positivo, cuando se estima mediante 2SLS no es significativo, y con 2GMM solo es significativo al 10%. El efecto de la crisis tampoco resulta concluyente.

En la Tabla 7 también se recoge el contraste de Hansen-J. Este contraste informa de la validez de los instrumentos. Si se rechaza la hipótesis nula se estaría rechazando que los instrumentos sean válidos. El p-valor no desciende de 0.1 en ningún caso, pero toma valores muy diferentes dependiendo de la submuestra usada en la estimación. En la primera submuestra toma valores de 0.93 y 0.95, pero en la segunda, y sobre todo tras

¹ Los países para los que no se dispone información son: Bélgica, Botsuana, Hong Kong, Luxemburgo, Malawi y Taiwán.

incluir el periodo de crisis, el p-valor desciende notablemente, tomando valores de 0.14 o 0.11, valores cercanos a rechazar la hipótesis de que los instrumentos sean válidos.

Tabla 7: Regresión con variables instrumentales.

Variable dependiente: Gini			
	t = 1, 2, 3, 4	t= 5, 6, 7, 8	t=5, 6, 7, 8, 9
<u>2SLS:</u>			
Log (PIB p. c.)	-9.43*** (3.32)	4.58 (3.71)	2.31 (3.25)
Test de Hansen-J, p-valor	0.93	0.28	0.14
<u>2GMM:</u>			
Log (PIB p.c.)	-9.43*** (2.45)	4.58* (2.46)	2.31 (1.89)
Test de Hansen-J, p-valor	0.95	0.49	0.11
Nº de Observaciones	220	220	275
Nº de Países	55	55	55

Métodos de estimación: 2SLS y 2GMM. En paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas. *, ** y *** Indican significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo determina que el signo del efecto del PIB real per cápita sobre el índice de Gini no es homogéneo a lo largo del tiempo, a diferencia del trabajo de Bruekner y otros (2015). Se halla evidencia de que existe una ruptura estructural en el quinquenio 1982-1986, de forma que para el periodo 1967-1986 se estima que un aumento del PIB per cápita de un 1% provoca un descenso en la desigualdad de 0.07 puntos en el índice de Gini mientras que para el periodo 1987-2007, un aumento del PIB per cápita de un 1% trae consigo un aumento de 0.07 puntos en el índice de Gini. Cuando se incluyen los años de la crisis del 2008 (hasta el 2011), el efecto del PIB per

cápita sobre el índice de Gini deja de ser significativo. Asimismo, la estimación con instrumentales respalda el signo negativo para el periodo 1967-1986, pero de nuevo el signo positivo y significativo para el periodo 1987-2007 pasa a ser no significativo.

Estos resultados abren numerosas líneas de investigación. La primera consiste en explicar las causas de la ruptura estructural detectada. Esto no es fácil porque el efecto del nivel de renta sobre su distribución es una cuestión compleja en la que intervienen varios factores mencionados en la revisión bibliográfica y la muestra analizada engloba países muy heterogéneos. La segunda línea de investigación consiste en profundizar en el papel que está jugando la crisis del 2008. Lógicamente, para ello se requieren datos más actualizados pero este trabajo aporta algún indicio hacia la existencia de otra ruptura estructural en este periodo. Nuevamente, se deberían explorar que factores pueden estar detrás de esta nueva ruptura y tener en cuenta que esta crisis no afecta de igual manera a todos los países. Finalmente, la última línea de investigación está relacionada con las variables instrumentales utilizadas, las cuales parecen tener mayor validez al principio del periodo analizado que al final. Explorar nuevas variables instrumentales puede mejorar las estimaciones econométricas llevadas a cabo.

BIBLIOGRAFÍA

Abdullah, A., Doucouliagos, H., & Manning, E. (2015). Does Education Reduce Income Inequality? A Meta-Regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29(2), 301-316.

Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J. A., & Yared, P. (2008). Income and democracy. *The American Economic Review*, 98(3), 808-842.

Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465–490.

Anand, S., & Kanbur, S. R. (1993). The Kuznets process and the inequality—development relationship. *Journal of development economics*, 40(1), 25-52.

Barro, R., & Lee, J. W. (2016), "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010." v. 2.1, Feb. 2016, available for download at: <http://www.barrolee.com/>

Benabou, R. (1996). Inequality and growth. In *NBER Macroeconomics Annual 1996, Volume 11* (pp. 11-92). MIT Press.

Brueckner, M., Norris, E. D., & Gradstein, M. (2015). National income and its distribution. *Journal of Economic Growth*, 20(2), 149-175.

Castelló-Climent, A. (2010). Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation. *The Journal of Economic Inequality*, 8(3), 293-321.

Deininger, K., & Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 565-591.

Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth is Good for the Poor. *Journal of economic growth*, 7(3), 195-225.

Dollar, D., Kleineberg, T., & Kraay, A. (2016). Growth still is good for the poor. *European Economic Review*, 81, 68-85.

Feenstra, R. C., Lipsey, R. E., Deng, H., Ma, A. C., & Mo, H. (2005). *World trade flows: 1962-2000* (No. w11040). National Bureau of Economic Research.

Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer (2015), “The Next Generation of the Penn World Table” *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182, available for download at www.ggd.cnet/pwt

Foellmi, R., & Zweimüller, J. (2006). Income distribution and demand-induced innovations. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 941-960.

Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American economic review*, 869-887.

Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026.

Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, 60(1), 35-52.

Glaeser, E., Scheinkman, J., & Shleifer, A. (2003). The injustice of inequality. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 199-222.

Gregorio, J. D., & Lee, J. W. (2002). Education and income inequality: new evidence from cross-country data. *Review of income and wealth*, 48(3), 395-416.

Halter, D., Oechslin, M., & Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: the neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1), 81-104.

International Monetary Fund, “Direction of Trade Statistics” (DOTS). Available for download at: <https://www.imf.org/external/data.htm>

Kaldor, N. (1955). Alternative theories of distribution. *The Review of Economic Studies*, 23(2), 83-100.

Kraay, A. (2006). When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries. *Journal of development economics*, 80(1), 198-227.

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

Lundberg, M., & Squire, L. (2003). The simultaneous evolution of growth and inequality. *The Economic Journal*, 113(487), 326-344.

- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *The Journal of Political Economy*, 914-927.
- Milanović, B. (2000). Determinants of cross-country income inequality: An 'augmented' Kuznets hypothesis. In *Equality, Participation, Transition* (pp. 48-79). Palgrave Macmillan UK.
- Paukert, F. (1973). Income distribution at different levels of development: A survey of evidence. *Int'l Lab. Rev.*, 108, 97.
- Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, 60(4), 755-776.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth?. *The American Economic Review*, 600-621.
- Rosenzweig, M., & Binswanger, H. (1993). Wealth, weather risk and the composition and profitability of agricultural investments. *Economic Journal*, 103(Jan.), 56-78
- Solt, F. (2014). The Standardized World Income Inequality Database. In *Social Science Quarterly. SWIID Version 5.0*.
- United Nations Conference on Trade and Development Commodity Statistics (UNCTAD) available for download at: <http://unctadstat.unctad.org/>
- UNU-WIDER, 'World Income Inequality Database (WIID3c)', September 2015, <https://www.wider.unu.edu/project/wiid-world-income-inequality-database>
- Voitchovsky, S. (2005). Does the profile of income inequality matter for economic growth?. *Journal of Economic growth*, 10(3), 273-296.
- WDI (2013). World Development Indicators. Available for download at <http://data.worldbank.org/>.

ANEXO: Países de la muestra

Alemania	Fiyi	Pakistán
Argentina	Francia	Panamá
Australia	Grecia	Perú
Austria	Hong Kong*	Portugal
Bangladés	India	Reino Unido
Bélgica*	Indonesia	República de Corea
Botsuana*	Irán	República Dominicana
Brasil	Irlanda	Singapur
Canadá	Israel	Sri Lanka
Chile	Italia	Sudáfrica
China	Japón	Suecia
Colombia	Jordania	Suiza
Costa de Marfil	Kenia	Tailandia
Costa Rica	Luxemburgo*	Taiwán*
Dinamarca	Malasia	Tanzania
Egipto	Malawi*	Túnez
El Salvador	Marruecos	Turquía
España	México	Uruguay
Estados Unidos	Noruega	Venezuela
Filipinas	Nueva Zelanda	
Finlandia	Países Bajos	

Con * aquellos países para los que no había datos disponibles de las variables instrumentales: TWWI y OPS.