

Desigualdad, acción colectiva y redistribución: un nuevo indicador para una relación compleja

Inequality, Collective Action and Redistribution: a New Indicator for Assessing a Complex Relationship

Federico Traversa

Palabras clave

Acción colectiva

- Distribución de la renta
- Desigualdad económica
- Indicadores económicos
- Indicadores sociales

Key words

Collective Action

- Income Distribution
- Economic Inequality
- Economic Indicators
- Social Indicators

Resumen

La literatura más influyente en economía política supone que un aumento de la desigualdad incrementa las presiones por la redistribución del ingreso, pero esta presunción no parece corroborarse empíricamente. Quizás esto se deba a que en ocasiones la desigualdad aumenta únicamente entre los tramos inferiores de la distribución total de ingresos. En estos casos, la desigualdad aumenta la dispersión de los ingresos entre los sectores más interesados en redistribuir y esto incrementa sus problemas de acción colectiva. Este artículo propone un nuevo principio teórico para el análisis de la relación entre la desigualdad y la redistribución, y desarrolla un indicador consistente con este principio. Finalmente se efectúa una primera exploración empírica para ilustrar como el indicador propuesto se encuentra significativamente asociado con los niveles de redistribución del ingreso en 19 países de la OCDE entre 1974 y 2005.

Abstract

The predominant theoretical viewpoint about the problem of income redistribution in capitalist democracies continues to postulate that the pressure towards redistribution is greatest in democracies with more inequality. However, this assumption does not seem to be corroborated empirically; perhaps this is because sometimes inequality only increases between the lower reaches of the distribution of income. In these cases, inequality increases the dispersion of earnings among the stakeholders of redistribution, and this increases their collective action problems. This paper proposes a new theoretical principle for the analysis of the relationship between inequality and redistribution, and develops an indicator consistent to this principle. A preliminary empirical exploration is carried out to illustrate how the proposed indicator is significantly associated with the levels of income redistribution in 19 OECD countries between 1974 and 2005.

Cómo citar

Traversa, Federico (2015). «Desigualdad, acción colectiva y redistribución: un nuevo indicador para una relación compleja». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 151: 167-184. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.151.167>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es> y <http://reis.metapress.com>

Federico Traversa: Universidad de la República (Uruguay) | traversa@fcs.edu.uy

INTRODUCCIÓN¹

¿Por qué algunas democracias capitalistas igualitarias han sostenido un gasto público muy alto durante décadas mientras que otras democracias muy desiguales tienen un gasto público muy bajo? El enfoque teórico predominante sobre el problema de la redistribución del ingreso en democracias capitalistas (Meltzer y Richards, 1981) no tiene una respuesta convincente a esta pregunta, pues concluye que las presiones por la redistribución siempre serán mayores en las democracias más desiguales. Esta presunción no pudo corroborarse en la mayoría de los estudios empíricos y ha sido criticada por numerosos autores recientemente (Lind, 2005; Alesina y Glaeser, 2004; Moene y Wallerstein, 2003; Kenworthy y Pontusson, 2005; Iversen y Soskice, 2006).

Mientras tanto, diversos autores han explorado respuestas alternativas para comprender la relación entre la desigualdad y la redistribución (Peltzman, 1980; Korpi, 1983; Kristov, Lindert y McClelland, 1992; Saint Paul y Verdier, 1996; Traversa, 2007; Paramio, 2010; Lupu y Pontusson, 2011). Todas estas investigaciones han subrayado que la redistribución depende de la conformación de coaliciones sociales que articulan a grupos de individuos con diferentes niveles de educación e ingresos, y distintos grados de afinidad entre sí. En especial se ha señalado que los niveles de redistribución suelen ser mayores cuanto más cercanía relativa existe entre los ingresos de los sectores medios y los de los sectores más pobres de una sociedad.

Como explica Lindert (2004: 154), cuando el votante de ingresos medios observa a quienes reciben ayuda pública y se dice a sí mis-

mo «ese podría ser yo», deben esperarse mayores márgenes de apoyo a la redistribución del ingreso. La dispersión o la similitud de los ingresos de los sectores medios y pobres determinarían su afinidad y, en consecuencia, influirían sobre las posibilidades de redistribución. Sin embargo, la afirmación aislada respecto de la importancia de la afinidad de los sectores medios y los más pobres carece de poder de generalización y no se articula con precisión con la literatura existente sobre la desigualdad y la redistribución. En tal sentido, al menos tres problemas teóricos podrían comenzar a ser encarados por la investigación en ciencias sociales.

En primer lugar, no se ha enunciado un principio axiomático que postule qué efectos podría tener cualquier cambio en la distribución del ingreso sobre las posteriores presiones políticas por la redistribución². Desde Peltzman (1980), distintas investigaciones han afirmado que la redistribución del ingreso estaría incentivada por una mayor distancia desde los sectores de altos ingresos hasta los sectores de bajos ingresos, y por una menor dispersión al interior de los sectores de bajos ingresos³. Sin embargo, no se ha enunciado un principio teórico general que postule qué efectos tendría cualquier cambio imaginable en la distribución del ingreso con respecto a las presiones por la redistribución. Un principio axiomático de este tipo permitiría comparar entre sí a las distribuciones de ingresos antes de impuestos y discernir qué características en ellas podrían implicar mayores presiones por la redistribución.

En segundo lugar, y como consecuencia directa del punto anterior, resta establecer

¹ Los comentarios y correcciones de cuatro revisores anónimos han contribuido a mejorar sensiblemente este artículo. Agradezco además especialmente a Iván Llamazares, Fernando López Castellano y Adolfo Garcé. Todos los errores u omisiones de este manuscrito son entera responsabilidad de su autor.

² Para el estudio de la desigualdad sí se cuenta con un principio general desarrollado conjuntamente por Pigou (1912) y Dalton (1920).

³ Incluso antes que Peltzman (1980), el problema de la asimetría en la distribución del ingreso fue mencionado tempranamente por Young (1917), quien se encontraba preocupado por la situación distributiva de los Estados Unidos en las primeras décadas del siglo XX.

con claridad cuál es la relación de la desigualdad con las presiones por la redistribución. El estudio de la desigualdad ha hecho uso del principio de Pigou-Dalton, que permite discriminar en qué ocasiones una transferencia de ingresos supone un incremento de la desigualdad y cuándo representa una reducción. La hipótesis de Peltzman (1980) sugiere que un incremento en la desigualdad a veces podría incentivar las presiones por la redistribución y en otras ocasiones podría atenuarlas. Sin embargo, no se ha enunciado con precisión bajo qué circunstancias debería esperarse cada uno de estos resultados.

En tercer lugar, no se cuenta con un indicador que permita medir las presiones por la redistribución tomando en cuenta toda la información disponible en las funciones de densidad de ingresos. Kristov *et al.* (1992) pusieron a prueba la hipótesis de Peltzman (1980) mediante un indicador de asimetría basado en distintas ratios entre grupos o percentiles de ingresos⁴. Un primer problema de este enfoque es que los indicadores basados en las ratios entre percentiles solo usan dos o tres puntos de información de toda la función de densidad de ingresos y debido a ello son inestables y propensos a sesgos (Ackerman, 2000: 40). Además, las ratios entre percentiles no pueden ser consistentes con ningún principio axiomático general, ya que permanecen estáticas frente a cualquier transferencia de ingresos que no afecte directamente a los percentiles involucrados en la ratio (Salverda, Nolan y Smeeding, 2009: 52)⁵.

En este artículo se ofrece una respuesta a los tres problemas teóricos recién reseña-

dos y se ilustra, a través de un análisis empírico, la pertinencia de la solución brindada. En la primera sección se repasan algunos antecedentes teóricos en torno a la importancia de la articulación de coaliciones sociales para la redistribución del ingreso. En la segunda parte se analiza la relación entre la desigualdad y la presión redistributiva, y se formula un principio axiomático para el análisis de los efectos de las transferencias de ingresos sobre la presión por la redistribución. Luego, en la tercera sección, se fundamenta y formula el Coeficiente de Asimetría Distributiva (CAD). Finalmente, en la cuarta sección, se explora la asociación estadística del CAD con la reducción de la desigualdad en 19 países de la OCDE⁶.

COALICIONES SOCIALES Y REDISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

La redistribución del ingreso ha sido un asunto intrigante para la economía política (Groemling, 2002) debido a que el modelo más extendido para estudiar el problema (Meltzer y Richards, 1981) ha cosechado magros resultados en el plano empírico. El modelo de Meltzer y Richards (MMR) aplica el teorema del votante mediano al estudio de la redistribución y concluye que los incrementos de la desigualdad estarán asociados con aumentos de la redistribución. Dicho de otra forma, este modelo propone que las sociedades con una distribución más desigual del ingreso antes de impuestos redistribuirán más que las más igualitarias (Fernández-Albertos y Manzano, 2010).

Contrariando las conclusiones del MMR, distintos estudios han encontrado que la re-

⁴ La medida de distribución propuesta por Kristov *et al.* (1992) fue replicada recientemente por Lupu y Pontusson (2011).

⁵ A modo de ejemplo, si se usa la ratio entre los percentiles 90 y 50 por un lado, y los percentiles 50 y 10 por el otro, el indicador no experimentará ningún cambio frente a las transferencias que afectan a todos los demás puntos de la distribución de ingresos.

⁶ Los esfuerzos de este artículo se dirigen a la solución de una serie de problemas teóricos y metodológicos, y la exploración empírica puede abordarse únicamente como un objetivo secundario, con la finalidad de aportar evidencia sugestiva —no necesariamente conclusiva— respecto a la utilidad empírica del indicador propuesto.

distribución puede ser incluso menor en los países más desiguales (Moene y Wallerstein, 2003) en un fenómeno que Lindert (2004) denomina «la paradoja de Robin Hood». Para desentrañar este fenómeno se han propuesto distintas explicaciones. Muchas de ellas resaltan la importancia de la organización y la capacidad de acción colectiva de los sectores interesados en la redistribución para determinar su éxito.

En términos estrictos el antecedente más antiguo de este enfoque teórico lo constituye el análisis de Aristóteles de los conflictos distributivos (Kristov *et al.*, 1992: 149). Para Aristóteles los conflictos políticos eran el producto de un enfrentamiento entre pobres y ricos, pero con una clase media que se ubicaba en el centro y que no era proclive a aliarse con ninguna de las otras dos clases en particular. La clase media, en esta visión, estaba llamada a moderar el enfrentamiento. La principal preocupación de Aristóteles era que el conflicto distributivo no llegase a provocar una gran inestabilidad política. Su solución consistía en promover el desarrollo de una clase media lo suficientemente diferenciada de los ricos y los pobres, ya que «cuando la clase media aventaja en número a los dos extremos o bien a uno solo, ahí es posible que la constitución tenga estabilidad» (Aristóteles, 2005: 255).

Con su teoría de tres clases sociales Aristóteles abrió una senda hacia el estudio de los problemas de acción colectiva en la redistribución del ingreso que fue retomada en el pensamiento contemporáneo de distintas formas. La teoría de los recursos de poder de Korpi (1983) resaltó la importancia de la cohesión de la clase trabajadora y sus alianzas con las clases medias para producir resultados distributivos más igualitarios. Este punto de vista ha sido sostenido, también, por otros autores (Esping-Andersen, 1990), que incluso han subrayado que la distancia existente en términos de ingresos entre los sectores medios y los más pobres es un factor determinante para explicar el éxito en la re-

distribución del ingreso (Peltzman, 1980; Kristov *et al.*, 1992; Saint Paul y Verdier, 1996; Lupu y Pontusson, 2011). Sin embargo, no se ha discutido hasta el momento un criterio axiomático general que permita analizar cómo afectaría a las presiones por la redistribución cualquier cambio imaginable en la función de densidad de la distribución de los ingresos.

DESIGUALDAD Y REDISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

Amiel y Cowell (2000) sostienen que uno de los enfoques más fructíferos en el estudio de la desigualdad es la llamada «metodología axiomática». El enfoque axiomático consiste en enunciar un sistema de reglas para definir qué es la desigualdad, y luego efectuar comparaciones respecto a los niveles de desigualdad en diversas situaciones. Estos axiomas son supuestos formales fundamentales que se dan por válidos y no se derivan de otros supuestos, ni se basan tampoco necesariamente en la experiencia o la observación.

A modo de ejemplo, uno de los axiomas de más profunda influencia en el estudio de la desigualdad es el principio de transferencias de Pigou-Dalton, desarrollado conjuntamente por estos autores en las primeras décadas del siglo pasado (Pigou, 1912; Dalton, 1920). Este principio establece que la desigualdad se incrementa siempre que se transfieren ingresos desde un individuo hacia otro que es más rico. Y aunque dos individuos, *A* y *B*, tengan ingresos menores a la media, si se produce una transferencia de ingresos entre ellos que favorece al que se encuentra mejor en términos relativos, entonces la desigualdad experimentará un aumento. Sin embargo, no todas las transferencias que representan un incremento de la desigualdad de acuerdo al principio de Pigou-Dalton deberían favorecer un incremento de las presiones por la redistribución del ingreso.

Supongamos que dos individuos, A y B , son necesarios para conformar una coalición redistributiva exitosa. Supongamos que A tiene ingresos mayores a los de B antes de la transferencia y que por lo tanto esta diferencia se incrementa aún más luego de ocurrir la transferencia. En este caso, ¿el incremento de la desigualdad aumentará las presiones por la redistribución? Por un lado, el individuo B será ahora más proclive a la redistribución, pero el individuo A lo será en menor grado. Si el acuerdo de ambos individuos fuera necesario para articular una acción redistributiva habría que concluir que el proceso redistributivo sería más difícil de llevar adelante luego de que se produce la transferencia que incrementa la desigualdad.

El principio de la presión redistributiva y la desigualdad

El estudio de las presiones por la redistribución del ingreso podría beneficiarse de la formulación de un enfoque axiomático específico para tal fin. Para poder formular este principio de la presión redistributiva, es necesario considerar una hipotética transferencia de ingresos entre dos individuos cualquiera, A y B , que integran una sociedad compuesta por n individuos. La distribución total de los ingresos en esta sociedad está caracterizada por un parámetro μ , siendo este parámetro una medida de tendencia central, como por ejemplo la media o la mediana⁷.

⁷ No es necesario definir de antemano de qué parámetro se trata, pues así se confiere más flexibilidad a la formulación del principio de presión redistributiva. Podría tomarse como parámetro μ a la *media* (que señala aquella mayoría de la población que por tener ingresos menores al promedio podría apoyar un proceso redistributivo), a la *mediana* (que señala al 50% más pobre de una población que podría constituirse en mayoría bajo una democracia; Colomer, 2001) o incluso la *moda* (que marca la zona donde la función de probabilidad se vuelve más poblada y densa, posición que podría constituirse en un equilibrio de la competencia electoral según establece Comanor (1976).

Dependiendo de la posición relativa de A y B con relación al parámetro μ , una transferencia de ingresos entre ellos⁸ puede tener distintos efectos sobre las presiones por la redistribución. Supongamos que el individuo A se encuentra más cercano al parámetro μ que el individuo B , en tal caso el *Principio de la Presión Redistributiva* (PPR) establece que:

Las presiones por la redistribución del ingreso se incrementan (o reducen) frente a cualquier transferencia de ingresos que perjudique (beneficie) al individuo A y que beneficie (perjudique) al individuo B , siempre que la transferencia no altere la cercanía relativa de ambos individuos respecto del parámetro μ ⁹.

Un enfoque axiomático como el que suscita al PPR no requiere justificar de antemano su validez empírica. De todos modos, vale la pena explicar la intuición que justifica la utilidad de este principio para el análisis de las presiones por la redistribución del ingreso. Supongamos que la redistribución del ingreso depende de la conformación de una amplia coalición social. Para ser exitosa esta coalición debe contar con un apoyo político que abarque un abanico social que va desde el individuo más pobre de la sociedad y que llega al menos hasta aquellos individuos que se encuentran ubicados en posiciones medias y cercanas al parámetro μ , cualquiera sea este.

Los individuos que se encuentran más cercanos a este parámetro μ son entonces vitales para que la coalición redistributiva se

⁸ Dicha transferencia de ingresos entre dos individuos, A y B , perjudicará por fuerza a uno y beneficiará al restante.

⁹ En otras palabras, suponiendo ahora que el parámetro μ fuera la media, el PPR establece que la presión por la redistribución se incrementa frente a cualquier transferencia de ingresos que perjudique a un individuo A y que beneficie a un individuo B , siempre que el individuo A se encuentre ubicado más cerca de la media que B , tanto antes como después de realizarse la transferencia.

artículo de forma exitosa. Por su posición de «pivote» estos sectores medios pueden inclinarse a favor o en contra de la redistribución (Paramio, 2010). Mientras tanto los individuos más lejanos a μ —ya sean pobres o ricos— tendrán una posición más definida en torno a la redistribución, favorable los unos y contraria los otros, y las transferencias de ingresos que sufran no serán determinantes para el éxito o fracaso de la coalición redistributiva.

COEFICIENTE DE ASIMETRÍA DISTRIBUTIVA (CAD)

Con el principio de la presión redistributiva puede valorarse el efecto de cualquier transferencia de ingresos sobre las presiones por la redistribución. El *PPR* puede constituirse en un criterio para comparar y medir las presiones por la redistribución del ingreso, pero es necesario, además, contar con indicadores que vuelvan operativa la medición de forma consistente con el *PPR*. En un amplio repaso de la literatura especializada no se encontraron antecedentes de indicadores que sean consistentes con un principio axiomático como el *PPR*, y que para su cálculo tomen en cuenta toda la información disponible en una función de densidad de ingresos¹⁰.

La fórmula (1) corresponde a la propuesta de un Coeficiente de Asimetría Distributiva (*CAD*) que cumple con ambas características antes señaladas: es consistente con el *PPR*

y para su cálculo puede usarse la totalidad de la información habitualmente disponible sobre la distribución de los ingresos. El parámetro μ que aparece en la fórmula puede representar no solo a la media, sino alguna otra medida de tendencia central como la mediana o la moda de la distribución, según sea la hipótesis respecto a la redistribución del ingreso que se quiera someter a un examen empírico¹¹.

$$CAD = \sqrt[3]{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) / \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sqrt{(x_i - \mu)^2} \right)^2} \quad (1)$$

x_i = observaciones o percentiles.

μ = medida de tendencia central calculada para la totalidad de los valores x_i .

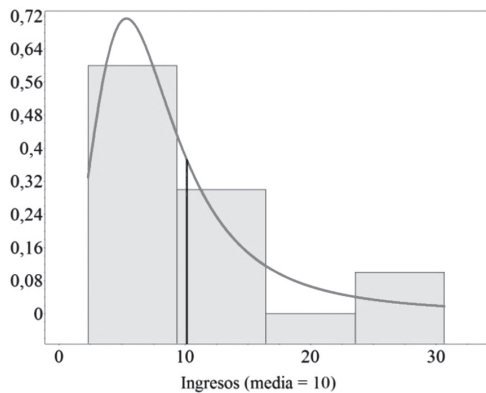
La distribución del ingreso suele presentar a una mayoría de la población con ingresos inferiores a la media y una fuerte concentración del ingreso en los estratos superiores. Este sesgo puede apreciarse en el gráfico 1.a, que estima una curva de densidad de probabilidad en la distribución del ingreso promedio de 71 economías capitalistas¹². En el gráfico se aprecia claramente que las mayores distancias entre las observaciones de ingresos y el parámetro μ —la media marca-

¹¹ Las diferencias que podría reportar escoger entre estas medidas de tendencia central suelen ser sutiles y tienden a no tener mayor significación estadística. De todos modos suplantar la media con la mediana podría tener cierta lógica, en tanto se conseguiría medir la asimetría tomando como referencia el 50% más pobre de la población —en general puede suponerse que la mitad más uno de la población alcanzaría para conformar una mayoría en contextos institucionales democráticos—. Otro tanto sucedería si el parámetro μ fuera representado con la moda, que bajo ciertas condiciones ilustra aquel sector donde la distribución se vuelve más densa y poblada, y puede constituirse en el equilibrio de la competencia electoral bajo ciertas condiciones como las estudiadas por Comanor (1976).

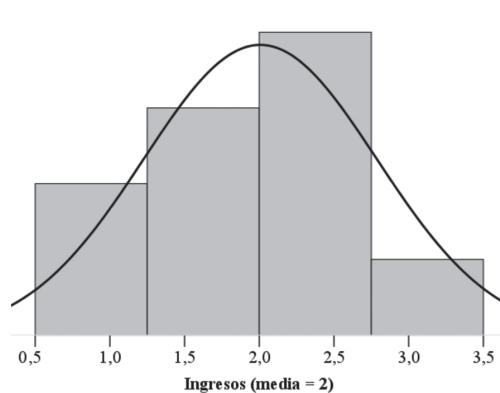
¹² Se calculó una distribución promedio a partir de 71 estudios de distribución del ingreso, cada uno de estos estudios corresponde a un país diferente. Luego se estimó la curva de densidad de probabilidad que más se ajustaba a esta distribución promedio de valores y posteriormente se estimó otra curva de densidad para la raíz cúbica de los mismos valores.

¹⁰ La desigualdad y su estudio axiomático ha sido el principal foco de interés para la literatura especializada y esto podría explicar la relativa desatención que ha existido con respecto al problema de la asimetría. Como señala Cowell (2009: 28), la asimetría no consigue captar las ideas asociadas con la mediación de la desigualdad, ya que altos niveles de desigualdad son compatibles con una baja asimetría. Como ya se explicó, las ratios entre percentiles no son consistentes con principios axiomáticos y para su cálculo no se aprovecha toda la información habitualmente disponible sobre la distribución de ingresos.

GRÁFICO 1. Densidad de probabilidad en la distribución del ingreso en 71 países *



(a)



(b)

* Función estimada con los valores de la distribución por deciles (gráfico a) y con el logaritmo neperiano de los mismos valores (gráfico b).

da por la línea vertical— son las que se producen desde los tramos superiores de ingresos.

En la fórmula (1) puede apreciarse que las diferencias entre las observaciones y el parámetro μ son elevadas a la tercera potencia, por lo tanto, al calcularse el CAD los resultados registrarán sobre todo lo que ocurre en los tramos de mayores ingresos, restando importancia a lo que sucede en los tramos inferiores de la distribución de frecuencias¹³.

Una solución a este problema de sesgo consiste simplemente en suplantar los valores de la distribución de ingresos por el logaritmo de cada uno de ellos¹⁴, conformando

un Coeficiente de Asimetría Distributiva Logarítmico (CADL).

$$CADL = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \ln \mu / \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \ln \mu)^2})^3 \quad (2)$$

x_i = observaciones o percentiles

μ = medida de tendencia central calculada para la totalidad de los valores x_i

Breve descripción del funcionamiento del CAD

Los valores del CAD y del CADL tienden a ser más altos cuanto mayor es el desvío existente entre los ingresos de los individuos más ricos y el parámetro μ . Sin embargo —al contrario que los índices de desigualdad—, un incremento de la distancia entre los ingresos de los percentiles más pobres con res-

¹³ Dada esta característica del CAD, puede ser útil cuando se intenta captar las particularidades de la distribución en países con una fuerte concentración del ingreso en los tramos superiores, tal como ha sucedido en las formaciones sociales de la periferia capitalista. El CAD también podría resultar útil para estimar algunos efectos de una concentración de ingresos de este tipo, por ejemplo los golpes de Estado contra instituciones democráticas que suelen darse en contextos de gran concentración de poder económico (Hobsbawm, 1995; Huntington, 1994).

¹⁴ Las distribuciones sesgadas recibieron la atención de reconocidos estadísticos desde el siglo XIX y ya en aquel

entonces se propusieron métodos para la transformación de sus valores llevándolos a una forma más similar a los de una distribución normal de frecuencias (Galton, 1879; McAllister, 1879). Posteriormente, la existencia de este tipo de distribuciones sesgadas llamó la atención en el ámbito de la economía, y autores como Robert Gibrat señalaron que los logaritmos de la distribución de los ingresos se encuentran normalmente distribuidos.

pecto a μ tiende a reducir el *CAD* y el *CADL*. Cualquier transferencia desde un individuo pobre hacia uno más rico pero ubicado más cerca del parámetro μ reduce la asimetría por la derecha¹⁵ porque el incremento de la distancia respecto al parámetro μ en la cola izquierda de la distribución —donde están los pobres— tiende a compensar y reducir la asimetría de la distribución total¹⁶.

A continuación se efectúa una exploración un poco más sistemática respecto a la variación del *CAD* frente a los cambios en sus parámetros y su relación con otros indicadores de desigualdad. Se realiza la exploración con datos provenientes de 71 estudios sobre distribución del ingreso en países independientes incluidos en la base de datos UNU-WIDER (2008). Con este objetivo se escogieron datos de similares características siendo seleccionados solo los últimos estudios de carácter nacional que miden la distribución del ingreso disponible¹⁷.

En la tabla 1 se detallan las variables calculadas con los datos provenientes de las 71 distribuciones de ingreso. Se calcularon

el *CAD* y el *CADL*, y el parámetro μ fue la media aritmética en todos los casos. Se disponía de datos respecto al Índice de Gini en cada una de las 71 distribuciones, y se calcularon además otras dos variables: el desvío estándar de los ingresos desde el decil 1 hasta el decil 5 («*Dispersión_pobres*») y el desvío estándar desde el 6 hasta el 10 («*Concentración_ricos*»).

Según la hipótesis de Peltzman (1980), un buen indicador de la presión por la redistribución del ingreso debería mostrar una fuerte asociación estadística negativa con la variable «*Dispersión_pobres*» y al mismo tiempo una fuerte asociación estadística positiva con la variable «*Concentración_ricos*». En la tabla 1 se resumen correlaciones halladas entre los distintos indicadores y la concentración del ingreso en los distintos tramos de la distribución. Como se aprecia, el Índice de Gini consigue asociarse adecuadamente con la concentración del ingreso en los tramos superiores de la distribución. Sin embargo, no muestra asociación estadística con la cohesión de los sectores medios y los más pobres, algo que no resulta sorprendente, pues fue diseñado para responder adecuadamente al principio de transferencias de Pigou-Dalton.

Mientras tanto, el *CAD* muestra una asociación estadística significativa y que va en la dirección adecuada con respecto a la concentración del ingreso en los dos tramos estudiados. Una menor dispersión entre los estratos inferiores y una mayor concentración del ingreso en los estratos superiores se asocian con mayores valores del *CAD*. Sin embargo, y tal como se esperaba, el *CAD* se encuentra sensiblemente más asociado con la concentración del ingreso en los sectores más ricos que con la cohesión entre los sectores medios y aquellos de ingresos más bajos.

Si se busca una medida de la distribución del ingreso que se encuentre más asociada a la homogeneidad en los ingresos de los

¹⁵ En principio parecería que este movimiento debería incrementar la presión redistributiva. Sin embargo, el incremento en la distancia de ingresos del individuo más pobre respecto a la media lo vuelve más radical en su propuesta redistributiva, e incrementa las dificultades de articular una acción redistributiva con los sectores ubicados más cercanos a la media. Esta es la característica más interesante del índice, ya que va en contra de la primera intuición y le confiere un comportamiento interesante y diferente a las medidas de desigualdad.

¹⁶ No olvidemos que la distancia más grande respecto a la media siempre corresponde a los ricos ubicados en la cola opuesta de la distribución. Un incremento en la distancia del extremo correspondiente a los pobres tiende a compensar las colas y reducir la asimetría total. Sin embargo, no sucede esto mismo en el caso del *CADL*, ya que luego de la transformación logarítmica de las observaciones puede suceder que la asimetría más importante se encuentre del lado izquierdo de la distribución total. Por eso el *CADL* puede arrojar incluso valores negativos, algo que no sucede con el *CAD*.

¹⁷ Dado el objetivo puramente ilustrativo de esta comparación, podría perfectamente efectuarse incluso mediante distribuciones de ingreso obtenidas a partir de una simulación.

TABLA 1. *Correlación entre distintos indicadores de la distribución del ingreso*

| | | Gini | CAD | CADL |
|---------------------|-----------------|---------|----------|----------|
| Dispersión_Pobres | Corr. Pearson | -0,207 | -0,504** | -0,786** |
| | Sig.(bilateral) | 0,083 | 0,000 | 0,000 |
| Concentración_Ricos | Corr.de Pearson | 0,966** | 0,892** | -206 |
| | Sig.(bilateral) | 0,000 | 0,000 | 0,085 |

Nota: ** La correlación es significativa al nivel 0.01 (bilateral).

tramos inferiores puede apelarse al *CADL*. Con la transformación logarítmica de las observaciones se consiguen resultados óptimos en cuanto a la asociación del *CADL* con una mayor homogeneidad y cohesión entre los estratos de ingresos situados por debajo del parámetro μ . Por su parte, el *CADL* no muestra una asociación estadística con la concentración del ingreso en los tramos altos de la distribución. Esta característica será útil para la exploración empírica que se lleva adelante en la próxima sección.

EL CAD Y LA REDISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

En esta última sección se efectúa una exploración primaria respecto a la utilidad del *CAD* para explicar los niveles de redistribución del ingreso. No se intenta aportar evidencia conclusiva respecto a la utilidad del indicador o de los determinantes de la redistribución relativa del ingreso (no sería posible satisfacer este objetivo en esta investigación que ha tenido un carácter fundamentalmente teórico). En cambio, se procura explorar por primera vez el funcionamiento del indicador y compararlo con el de otros indicadores comúnmente utilizados, aportando a lo sumo —de ser posible— alguna evidencia que resulte sugestiva respecto a su utilidad empírica.

Se utilizó un panel no balanceado de 76 observaciones (año/país) correspondientes a

18 países democráticos¹⁸ de la OCDE entre los años 1974 y 2005. Para cada una de estas observaciones fue calculado el valor del *CAD* a partir de datos sobre la distribución del ingreso antes de impuestos y transferencias, y se analizó su relación con los niveles de reducción de la desigualdad luego del cobro de los impuestos y de la realización de las transferencias públicas¹⁹ —controlando la relación con otra serie de variables ampliamente citadas por la literatura especializada—. De acuerdo con el diseño del *CAD* se espera que mayores niveles en el indicador estén asociados significativamente a una mayor reducción de la desigualdad.

La asociación estadística del *CAD* con la redistribución se comparó con la de otros indicadores de la distribución del ingreso antes de impuestos, como el Índice de Gini y la concentración de ingresos en los tramos superiores (suma de percentiles 80 y 90). Además del *CAD*, calculó el *CADL* con el objetivo de estimar si la redistribución del ingreso se asocia con alguna particularidad de la distribución del ingreso antes de impuestos (como una alta concentración de los ingre-

¹⁸ Todas las observaciones correspondían a países que eran democráticos en el momento de la medición de la distribución de ingresos de acuerdo con la clasificación de regímenes políticos de Boix, Miller y Rosato (2012).

¹⁹ Estas transferencias públicas incluyen a los seguros de enfermedad, desempleo, vejez, discapacidad, maternidad y pagos por hijos a cargo, así como otras transferencias de asistencia social en efectivo (Wang y Caminada, 2011).

sos en los tramos superiores de la distribución que podría incentivar a la redistribución; o una baja dispersión entre los ingresos de los tramos inferiores que brindaría más cohesión entre los estratos medios y bajos).

Datos y método utilizado

Los valores correspondientes al *CAD* y al *CADL* se calcularon con datos de la OECD (2007) sobre la distribución de los ingresos brutos de empleados de ambos sexos. Un total de 76 observaciones correspondientes a 18 países entre 1974 y 2005 detallan la distribución de ingresos por percentiles necesaria para el cálculo del indicador²⁰. Se incluyó la totalidad de estas observaciones para el cálculo del *CAD* y también se calcularon con estos datos los valores correspondientes al *CADL*. Esta misma fuente de datos ha sido usada en varios estudios de carácter similar sobre redistribución del ingreso (Bradley et al., 2003; Moene y Wallerstein, 2003; Iversen y Soskice, 2006).

De la base de datos de Wang y Caminada (2011) se obtuvieron mediciones para cada una de las 76 observaciones (año/país) referidas a los niveles de desigualdad antes de los impuestos y las transferencias públicas (*Gini_inicial*) y luego de que ellas tienen lugar (*Gini_ingr_dispon_*). La variable dependiente en las estimaciones realizadas fue entonces el nivel de redistribución relativo correspondiente a cada observación (*Redistrib_rel_*) definido como la reducción relativa de la desigualdad luego de los impuestos y transferencias:

$$Redistrib_rel_ = 1 - \frac{Gini_ingr_dijon_}{Gini_inicial}$$

Además se incluyó otra importante serie de variables de control para cada observa-

ción, obtenidas de diversas bases de datos de reconocida confiabilidad. Todas las variables y su fuente correspondiente aparecen detalladas en la tabla 5. Las estimaciones se efectuaron con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), el más usado en estudios de características similares y que además parece ajustarse adecuadamente a la finalidad de realizar una primera exploración respecto a las potencialidades del *CAD*.

Antes de las estimaciones por MCO se efectuó una serie de correlaciones entre los niveles de redistribución relativa y una serie de variables que miden la distribución del ingreso antes de impuestos y transferencias. En la tabla 2 se aprecia que el *CAD* muestra una asociación estadística significativa y positiva con los niveles de redistribución relativa. También puede apreciarse la utilidad de la inclusión del *CADL*, pues la correlación es aún sensiblemente superior con este último indicador. Esto indicaría que la presión por la redistribución del ingreso se encuentra sobre todo asociada a la cohesión entre los sectores medios y los más pobres, y en mucho menor medida a la concentración del ingreso en los estratos superiores. Asimismo puede comprobarse que los niveles de redistribución no muestran asociación significativa con los niveles de desigualdad antes de impuestos (*Gini_inicial*).

Mientras tanto, en la tabla 3 aparecen una serie de correlaciones longitudinales²¹ entre los niveles de redistribución relativa y diversas variables políticas y económicas de interés. En el bloque I aparecen algunas variables que muestran una correlación significativa con los niveles de redistribución. La densidad de la afiliación sindical (Korpi, 1983), la participación electoral (Larcinese, 2007²²) y la glo-

²¹ Cada variable recibe un valor correspondiente a cada una de las 78 observaciones año/país.

²² Larcinese (2007) sostiene que los sectores de menores ingresos son los más afectados por el absentismo electoral y así este fenómeno podría inducir a una menor redistribución del ingreso.

²⁰ Se incluyeron en el análisis todas las observaciones que detallan al menos la información referida a los ingresos brutos para los percentiles 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80 y 90.

TABLA 2. Correlaciones simples entre el nivel de redistribución relativa y distintos indicadores de distribución del ingreso

| | | CAD | CADL | Gini_Inicial |
|----------------|------------|---------|---------|--------------|
| Redistrib_Rel_ | C. Pearson | 0,361** | 0,559** | 0,003 |
| | Sig. (bil) | 0,001 | 0,000 | 0,982 |
| | N | 76 | 76 | 76 |

Nota: ** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

TABLA 3. Correlaciones simples entre el nivel de redistribución relativa y distintas variables políticas y económicas

| Bloque I | | Densid_Sindic | Part_Elect_ | Glob_Eco_ | Índice_Despro_ | Pobl_Total |
|----------------|---------------|---------------|-------------|--------------|----------------|------------|
| Redistrib_Rel_ | Corr. Pearson | 0,605** | 0,514** | 0,415** | -0,251* | -0,579** |
| | Sig. (bil) | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | Observac. | 76 | 76 | 76 | 74 | 78 |
| Bloque II | | Pobl_Depend_ | Crec_Prod_ | Déficit_Gob_ | Inflac_ | |
| Redistrib_Rel_ | Corr. Pearson | 0,073 | 0,124 | 0,125 | -0,207 | |
| | Sig. (bil) | 0,532 | 0,286 | 0,315 | 0,072 | |
| | Observac. | 78 | 78 | 67 | 78 | |

Nota: ** La correlación es significativa al nivel 0.01 (bilateral).

balización económica muestran una asociación positiva con la redistribución²³ (Rodrik, 1998). Por su parte, la desproporcionalidad electoral muestra una correlación signifi-

ca y negativa (Iversen y Soskice, 2006²⁴), al igual que la población total del país al momento de la observación (Alesina y Wacziarg, 1998). En el bloque II se agrupan algunas variables que no muestran una asociación significativa con la redistribución en estas pruebas de correlación simple. Entre ellas se cuentan el porcentaje de desempleados y el

²³ Algunos autores señalan que la globalización podría inducir a mayor redistribución asociada con una compensación frente a los riesgos que implica la apertura y la competencia económica (Rodrik, 1998). Otros afirman que la relación entre globalización y redistribución es espuria y se debe a que los países más pequeños suelen presentar gobiernos de mayor tamaño debido a que el costo de algunos bienes públicos crece menos que proporcionalmente con el tamaño de la población (Alesina y Wacziarg, 1998). Al mismo tiempo, los países pequeños suelen ser también más abiertos y eso llevaría a concluir erróneamente que el mayor gasto público se debe a una mayor apertura económica. Por eso, en algunos de los MCO estimados se incluye a la población total de cada país como factor de control.

²⁴ La desproporcionalidad del sistema electoral ha sido subrayada como un factor determinante para la conformación de gobiernos más o menos proclives al desarrollo de políticas de bienestar. La coalición redistributiva escandinava rojo/verde habría tomado fuerza gracias a la proporcionalidad del sistema electoral de estos países, al tiempo que los gobiernos de centro-derecha se desarrollaron con más fuerza en países con un sistema electoral mayoritario.

de la población mayor de 65 años y menor de 15 años. Tampoco muestran asociación la inflación, el crecimiento del producto o el déficit del gobierno²⁵.

Resultados

Se ajustó una serie de modelos por MCO (tabla 4) con la finalidad de estimar si el *CAD* y el *CADL* consiguen captar alguna característica de la distribución del ingreso «de mercado»²⁶ que tiene incidencia en la reducción de la desigualdad luego de impuestos y transferencias. En el modelo 1 tres variables muestran una incidencia significativa en la reducción de la desigualdad. Como se aprecia, la densidad sindical está asociada positivamente con la reducción de la desigualdad, lo mismo sucede con la globalización económica y, también, con la desigualdad antes de impuestos medida a partir del Índice de Gini.

El modelo 2 incluye ahora al *CAD* en lugar del Gini inicial. Como resultado, el ajuste total del modelo se incrementa y el *CAD* muestra la relación esperada con la redistribución: a mayores niveles de *CAD* mayores niveles de redistribución relativa. El modelo 3 incluye al *CADL* en lugar del *CAD*. Como resultado, el modelo muestra prácticamente los mismos niveles de ajuste —incluso algo superiores— que el modelo anterior. Esto indica que una mayor cohesión entre sectores medios y bajos es la principal característica de la distribución de ingresos antes de impuestos asociada con mayores niveles de redistribución.

El modelo 5 confirma que la concentración de ingresos en los tramos más altos de la distribución no se asocia a una mayor re-

distribución —incluso parece suceder lo contrario—. El ajuste total del modelo se reduce luego de retirar al *CADL* como variable independiente y, si se mide directamente la concentración del ingreso total en los tramos superiores con una variable ad hoc ($p80+p90$)²⁷, se encuentra una asociación negativa y significativa de esta variable con los niveles de redistribución²⁸.

Finalmente se ajustaron dos modelos adicionales con efectos fijos (6 y 7) que incluyen además nuevas variables de control. Estos modelos de efectos fijos se estimaron para descartar que los efectos encontrados en los modelos previos no se deban a algunas características no observadas de los distintos casos nacionales que integran el panel. Las nuevas variables de control incorporadas son la desproporcionalidad electoral, que podría asociarse a menores niveles de redistribución (Iversen y Soskice, 2006), y una variable que mide el déficit primario del gobierno, que podría asociarse a mayores incentivos para controlar el gasto público y afectar así, también, los niveles de redistribución relativa.

El modelo 6 parece confirmar los principales resultados previos. Mayores niveles de participación electoral y mayores niveles de presión redistributiva medidos con el *CADL*²⁹ se encuentran asociados a una mayor redistribución aun luego de incluir una larga serie de variables de control. Sin embargo, este modelo presenta algunos problemas debido a una alta colinealidad entre el *CADL* y otras variables de control como la participación

²⁵ Estas tres últimas variables fueron incluidas con la finalidad de controlar algunos factores de la coyuntura económica que podrían incidir en los niveles de gasto público social.

²⁶ Se entiende aquí por ingresos de mercado a los ingresos brutos antes de impuestos y transferencias públicas.

²⁷ La variable mide el porcentaje del ingreso total concentrado en el percentil 90. Similares resultados se encuentran si se mide el porcentaje del ingreso total acumulado en los percentiles 80 y 90.

²⁸ Estos efectos negativos de la concentración de ingresos desaparecen y se vuelven nulos si se controla la desproporcionalidad del sistema electoral.

²⁹ En los modelos 5 y 6 el parámetro u en el cálculo del *CADL* fueron los ingresos del percentil 50 en lugar de la media.

TABLA 4. Modelos de regresión lineal respecto de los niveles de cambio en la desigualdad luego de impuestos y transferencias (redistribución relativa del ingreso)

| | (1) | (2) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| <i>Gini_inicial</i> | 0,217** (0,198) | | | | | |
| <i>CAD</i> | | 0,261*** (0,026) | | | | |
| <i>CADL</i> | | | 0,298*** (0,117) | | 0,320** (0,002) | 0,354*** (0,001) |
| <i>P80+P90</i> | | | | -0,315** (0,510) | | |
| <i>Dens_sindic</i> | 0,472*** (0,000) | 0,326*** (0,000) | 0,259** (0,000) | 0,254* (0,001) | 0,132 (0,001) | |
| <i>Glob_Eco_</i> | 0,190* (0,001) | 0,175* (0,001) | 0,187** (0,001) | 0,285*** (0,001) | 0,154 (0,001) | |
| <i>Part_Elect_</i> | 0,119 (0,001) | 0,097 (0,001) | 0,064 (0,001) | 0,075 (0,001) | 0,187 (0,002) | |
| <i>Paro</i> | 0,139 (0,002) | 0,135* (0,002) | 0,020 (0,002) | 0,102 (0,002) | 0,087 (0,002) | ,139* (0,002) |
| <i>Crec_prod_</i> | 0,053 (0,340) | 0,082 (0,315) | 0,080 (0,314) | 0,119 (0,320) | 0,095* (0,208) | ,105** (0,194) |
| <i>Población</i> | -0,245** (0,000) | -0,297** (0,000) | -0,265** (0,000) | -0,085 (0,000) | -0,087 (0,000) | |
| <i>Pobl_depend_</i> | 0,021 (0,002) | 0,046 (0,002) | 0,041 (0,002) | 0,114 (0,002) | 0,061 (0,003) | |
| <i>Despro_elect</i> | | | | | 0,204* (0,002) | 0,166 (0,001) |
| <i>Déficit</i> | | | | | -0,131* (0,002) | -0,129* (0,001) |
| Constante | (0,133) | (0,130) | (0,147) | (0,196) | (0,202) | (0,030) |
| <i>N</i> | 76 | 76 | 76 | 76 | 67 | 67 |
| <i>R²</i> | 575 | 599 | 600 | 574 | 935 | 930 |
| <i>Efectos fijos</i> | No | No | No | No | Sí | Sí |

Notas: Coeficientes estandarizados para cada variable. Los errores tipificados aparecen entre paréntesis. El número de casos varía en función de la disponibilidad de información para las variables incluidas en cada modelo. Niveles de significación: ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

electoral y la densidad sindical. Se estimó entonces el modelo (7) con un menor número de variables independientes y menores problemas de colinealidad detectados según el método del factor de inflación de la varian-

za. En este último modelo de efectos fijos (7), el *CADL* también muestra niveles significativos de asociación estadística con la reducción de la desigualdad luego de impuestos y transferencias.

En síntesis, las primeras exploraciones realizadas con el *CAD* permiten arribar a tres resultados de interés: a) la distribución del ingreso antes de impuestos y transferencias se encontró significativamente asociada con el nivel de redistribución luego de las mismas; b) las exploraciones con el uso del *CAD* y el *CADL* señalan que una mayor cohesión entre los sectores medios y bajos de la distribución de ingresos parece ser un factor determinante para alcanzar una mayor redistribución de ingresos luego de impuestos y transferencias; y c) la concentración del ingreso en los tramos superiores no se encuentra asociada a mayores niveles de redistribución del ingreso.

CONCLUSIONES

¿La desigualdad incrementa las presiones por la redistribución del ingreso? Podríamos vernos tentados a esperar que sí (Meltzer y Richards, 1981), aunque el incremento sostenido de la desigualdad en las últimas décadas parece contradecir esta hipótesis. Desde un punto de vista teórico, aquí se sostuvo que un aumento de la desigualdad de acuerdo con el principio de Pigou-Dalton podría asociarse en ocasiones con mayores incentivos a la redistribución (cuando el ingreso se acumula en los tramos más altos de la distribución) o también podría provocar más dificultades para articular una acción política en favor de la redistribución (cuando el aumento de la desigualdad se produce entre los sectores medios y bajos de la distribución).

Para analizar este problema se propuso el Principio de la Presión Redistributiva, y se desarrolló el Coeficiente de Asimetría Distributiva como un indicador que responde consistentemente a este principio. El *CAD* se encuentra asociado significativamente con los niveles de redistribución en 76 observaciones de un panel no balanceado correspondiente a 18 países de la OCDE entre 1974 y 2006. Luego se efectuaron algunas

estimaciones a través de MCO que arrojaron algunos resultados de interés sobre la relación entre la desigualdad y la redistribución.

Con el uso del *CADL* pudo estimarse que mayores niveles de cohesión en los tramos inferiores de la distribución de ingresos están asociados con una mayor redistribución. Además, pudo comprobarse que una mayor concentración del ingreso en los tramos superiores de la distribución no tiene ningún tipo de asociación estadística positiva con la redistribución. De todos los indicadores utilizados en la exploración, el *CADL* fue el que mostró una asociación más fuerte con los niveles de redistribución relativa, y es el único que no tiene una asociación significativa con la concentración del ingreso en los tramos superiores³⁰. Por lo tanto, una mayor desigualdad en los ingresos de mercado no tiene en ningún caso una asociación positiva con la redistribución posterior del ingreso, ni siquiera cuando el ingreso se concentra en los tramos superiores de la distribución³¹.

Una posible explicación puede encontrarse en algunos estudios recientes que señalan que los ciudadanos forman su percepción sobre los niveles de desigualdad a partir de una comparación con sus grupos de pertenencia e interacción cotidiana (Cruces, Pérez y Tetaz, 2013). Esto produce un sesgo en la percepción de la desigualdad, siendo los ciudadanos de los sectores bajos quienes más subestiman el nivel de desigualdad existente. Si la concentración de ingresos en los estratos superiores no llega ni siquiera a ser percibida con claridad por los más interesados en redistribuir, entonces tampoco puede esperarse que esta concentración provoque mayores niveles de redis-

³⁰ Asimismo la concentración del ingreso en los percentiles 80 y 90 mostró una relación significativa y negativa con los niveles de redistribución relativa.

³¹ Podría esperarse que una mayor concentración del ingreso en los tramos superiores de la distribución incentive al resto de la población a redistribuir, pero este efecto no se registra en la práctica.

tribución. Bajo esta hipótesis todos los resultados de las exploraciones realizadas con el CAD se volverían comprensibles.

El debate cobra particular interés en función de la dinámica de aumento de la desigualdad de las últimas décadas. Los ingresos parecen concentrarse cada vez más en un pequeño tramo superior de la distribución total (Piketty, 2014), mientras que otros informes señalan que las distancias de ingresos entre los trabajadores calificados y los no calificados también se ensanchan luego de la última globalización y los cambios tecnológicos que trajo aparejados (OCDE, 2012). Ambos fenómenos no son contradictorios. En verdad, parecen la consecuencia conjunta de la pérdida de cohesión de los trabajadores como sujeto colectivo (Paramio, 2010), en tiempos donde la competencia económica global parece jaquear a la autonomía de las democracias nacionales para implementar políticas destinadas a reducir la desigualdad y distribuir el bienestar.

BIBLIOGRAFÍA

- Ackerman, Frank (2000). *The Political Economy of Inequality*. Washington: Island Press.
- Alesina, Alberto y Wacziarg, Romain (1998). «Openness, Country Size and Government». *Journal of Public Economics*, 69(3): 305-321.
- Alesina, Alberto y Glaeser, Edward (2004). *Fighting Poverty in the U.S. and Europe: A World of Difference*. Oxford: Oxford University Press
- Amiel, Yoram y Cowell, Frank (2000). *Thinking about Inequality: Personal Judgment and Income Distributions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Aristóteles (2005). *La política*. Madrid: Akal.
- Armington, Klaus; Careja, Romana; Engler, Sarah; Gerber, Marlène; Leimgruber, Philipp y Potolidis, Panajotis (2011). «Comparative Political Data Set III 1990-2008». Institute of Political Science, University of Berne.
- Boix, Carles; Miller, Michael y Rosato, Sebastian (2012). «A Complete Data Set of Political Regimes, 1800-2007». *Comparative Political Studies*, noviembre.
- Comanor, William S. (1976). «The Median Voter Rule and the Theory of Political Choice». *Journal of Public Economics*, 5(1-2): 169-177.
- Cowell, Frank (2011). *Measuring Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Cruces, Guillermo; Pérez-Truglia, Ricardo y Tetaz, Martin (2013). «Biased Perceptions of Income Distribution and Preferences for Redistribution: Evidence from a Survey Experiment». *Journal of Public Economics*, 98(C): 100-112.
- Dalton, Hugh (1920). «The Measurement of the Inequality of Incomes». *The Economic Journal*, 30(119): 348.
- Doane, David y Seward, Lori (2011). «Measuring Skewness: A Forgotten Statistic?». *Journal of Statistics Education*, 19(2): 1-18.
- Dreher, Axel (2006). «Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization». *Applied Economics*, 38(10): 1091-1110.
- Esping-Andersen, Gösta (1990). *Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Fernández-Albertos, José y Manzano, Dulce (2010). *Democracia, instituciones y política económica: una introducción a la economía política*. Madrid: Alianza.
- Galton, F. (1879). *The Geometric Mean, in Vital and Social Statistics*. Royal Society of London. <http://archive.org/details/philtrans06174166>.
- Groemling, Michael (2002). «Why Does Redistribution Not Shrink When Equality Is High?». *Intereconomics*, 37(4): 204-211.
- Hinich, Melvin J. y Munger, Michael C. (2004). *Teoría analítica de la política*. Barcelona: Gedisa.
- Hobsbawm, Eric J. (1995). *Historia del siglo XX, 1914-1991*. Barcelona: Crítica.
- Huntington, Samuel P. (1994). *La tercera ola: la democratización a finales del siglo XX*. Barcelona: Paidós.
- Iversen, Torben y Soskice, David (2009). «Distribution and Redistribution: The Shadow of the Nineteenth Century». *World Politics*, 61(3): 438-486.
- Kenworthy, Lane y Pontusson, Jonas (2005). «Rising Inequality and the Politics of Redistribution in Affluent Countries». *Perspectives on Politics*, 3(3): 449-71.
- Korpi, Walter (1983). *The Democratic Class Struggle*. London: Routledge and Kegan Paul.

- Kristov, Lorenzo; Lindert, Peter y McClelland, Robert (1992). «Pressure Groups and Redistribution». *Journal of Public Economics*, 48(2): 135-163.
- Larcinese, Valentino (2007). «Voting over Redistribution and the Size of the Welfare State: The Role of Turnout». *Political Studies*, 55: 568-585.
- Lind, Jo Thori (2005). «Why Is There so Little Redistribution?». *Nordic Journal of Political Economy*, 31: 111-125.
- Lindert, Peter H. (2004). *Growing Public: Volume 1, The Story: Social Spending and Economic Growth since the Eighteenth Century*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lupu, Noam y Pontusson, Jonas (2011). «The Structure of Inequality and the Politics of Redistribution». *American Political Science Review*, 105(02): 316-336.
- McAlister, D. (1879). *The Law of the Geometric Mean*. Royal Society of London.
- Meltzer, Allan H. y Richard, Scott F. (1981). «A Rational Theory of the Size of Government». *The Journal of Political Economy*, 89(5): 914-27.
- Moene, Karl O. y Wallerstein, Michael (2003). *Income Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis*. Memorandum 18/2003. Oslo University, Department of Economics.
- OCDE (2007). *Distribution of Gross Earnings of Full-Time Employees*. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. www.oecd.org/document/63/0,3343,en_2649_33927_38939455_1_1_1_1,00.html, último acceso 30 de abril de 2014.
- OCDE (2012). *Divided We Stand Why Inequality Keeps Rising: Why Inequality Keeps Rising*. OECD Publishing.
- ONU-WIDER (2008). *World Income Inequality Database*, Version 2.0c., may 2008
- Paramio, Ludolfo (2010). *La socialdemocracia*. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.
- Paramio, Ludolfo (2013). «Socialdemocracia y clases medias en Europa». *Nueva Sociedad*, 247: 70-80.
- Peltzman, Sam (1980). «The Growth of Government». *Journal of Law and Economics*, 23,2: 209-287.
- Pigou, Arthur Cecil (1912). *Wealth and Welfare*. Macmillan and Company, limited.
- Piketty, Thomas (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Przeworski, Adam (1988). *Capitalismo y socialdemocracia*. Madrid: Alianza.
- Rodrik, Dani (1998). «Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?». *Journal of Political Economy*, 106(5): 997.
- Saint Paul, Gilles Saint y Verdier, Thierry A. (1996). «Inequality, Redistribution and Growth». *European Economic Review*, 40, 3-5: 719-728.
- Salverda, Wiemer; Nolan, Brian y Smeeding, Timothy M. (2009). *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Schumacher, Gijs; Vis, Barbara y Van Kersbergen, Kees (2013). «Political Parties' Welfare Image, Electoral Punishment and Welfare State Retrenchment». *Comparative European Politics*, 11(1): 1-21.
- Traversa, Federico (2007). «Nuevo análisis de las condiciones económicas de la democracia». *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, 16,1: 103-129.
- Vanhanen, Tatu (2000). «A New Dataset for Measuring Democracy, 1810-1998». *Journal of Peace Research*, 37(2): 251-265.
- Wang, Chen y Caminada, Koen (2011). *Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Social Transfers and Taxes in 36 LIS Countries*. MPRA Paper 32821. University Library of Munich.
- Young, Allyn A. (1917). «Do the Statistics of the Concentration of Wealth in the United States Mean What They Are Commonly Assumed to Mean?». *Quarterly Publications of the American Statistical Association*, 15(117): 471-484.

RECEPCIÓN: 08/03/2013

REVISIÓN: 08/05/2014

APROBACIÓN: 18/12/2014

ANEXO

Anexo 1. Detalle de las principales variables

| Definición | Fuente | Variable |
|--|---|--------------------------|
| Índice de Gini antes de impuestos y transferencias | Wang y Caminada (2011) | <i>Gini_inicial</i> |
| Índice de Gini luego de impuestos y transferencias | Wang y Caminada (2011) | <i>Gini_ingr_dispon_</i> |
| Variación relativa del Gini luego de impuestos y transferencias | Wang y Caminada (2011) | <i>Redistrib_rel_</i> |
| Coefficiente Asimetría Distributiva | Cálculo en base a OCDE (2007) | <i>CAD</i> |
| Coefficiente de Asimetría con logaritmos de los ingresos | Cálculo en base a OCDE (2007) | <i>CADL</i> |
| Porcentaje del ingreso total acumulado en los percentiles 80 y 90 | Cálculo en base a OCDE (2007) | <i>P80+P90</i> |
| Porcentaje trabajadores sindicalizados | OCDE (2014) | <i>Densid_sindic_</i> |
| Crecimiento del producto interno bruto per cápita respecto al año previo | OCDE (2014) | <i>Crec_Prod</i> |
| Porcentaje de población menor de 15 años y mayor de 65 años | OCDE (2014) | <i>Pobl_Depen</i> |
| Porcentaje de desempleados sobre total de la fuerza laboral | OCDE (2014) | <i>Paro</i> |
| Índice de crecimiento de precios | OCDE (2014) | <i>Inflac_</i> |
| Déficit primario del gobierno sobre total del PIB | OCDE (2014) | <i>Déficit</i> |
| Población total del país | OCDE (2014) | <i>Población</i> |
| Índice de globalización económica (basado entre otros en volúmenes de comercio y flujos de capital) | Dreher (2006) | <i>Glob_Eco_</i> |
| Votos emitidos en última elección al ejecutivo sobre total de población en edad de votar | Vanhanen (2000) actualizaciones del autor para años recientes | <i>Part_Elect_</i> |
| Índice de desproporcionalidad electoral (relación entre % de votos de cada partido en elecciones legislativas y nº de escaños obtenidos) | Armigeon <i>et al.</i> (2010) | <i>Desprop_ele_</i> |

Inequality, Collective Action and Redistribution: a New Indicator for Assessing a Complex Relationship

*Desigualdad, acción colectiva y redistribución: un nuevo indicador para una
relación compleja*

Federico Traversa

Key words

Collective Action

- Income Distribution
- Economic Inequality
- Economic Indicators
- Social Indicators

Palabras clave

Acción colectiva

- Distribución de la renta
- Desigualdad económica
- Indicadores económicos
- Indicadores sociales

Abstract

The predominant theoretical viewpoint about the problem of income redistribution in capitalist democracies continues to postulate that the pressure towards redistribution is greatest in democracies with more inequality. However, this assumption does not seem to be corroborated empirically; perhaps this is because sometimes inequality only increases between the lower reaches of the distribution of income. In these cases, inequality increases the dispersion of earnings among the stakeholders of redistribution, and this increases their collective action problems. This paper proposes a new theoretical principle for the analysis of the relationship between inequality and redistribution, and develops an indicator consistent to this principle. A preliminary empirical exploration is carried out to illustrate how the proposed indicator is significantly associated with the levels of income redistribution in 19 OECD countries between 1974 and 2005.

Resumen

La literatura más influyente en economía política supone que un aumento de la desigualdad incrementa las presiones por la redistribución del ingreso, pero esta presunción no parece corroborarse empíricamente. Quizás esto se deba a que en ocasiones la desigualdad aumenta únicamente entre los tramos inferiores de la distribución total de ingresos. En estos casos, la desigualdad aumenta la dispersión de los ingresos entre los sectores más interesados en redistribuir y esto incrementa sus problemas de acción colectiva. Este artículo propone un nuevo principio teórico para el análisis de la relación entre la desigualdad y la redistribución, y desarrolla un indicador consistente con este principio. Finalmente se efectúa una primera exploración empírica para ilustrar como el indicador propuesto se encuentra significativamente asociado con los niveles de redistribución del ingreso en 19 países de la OCDE entre 1974 y 2005.

Citation

Traversa, Federico (2015). "Inequality, Collective Action and Redistribution: a New Indicator for Assessing a Complex Relationship". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 151: 167-182. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.151.167>)

Federico Traversa: Universidad de la República (Uruguay) | traversa@fcs.edu.uy

INTRODUCTION¹

Why have some egalitarian capitalist democracies sustained high levels of public expenditure for decades, while other very unequal democracies have very low levels of public expenditure? The predominant theoretical approach to the problem of income redistribution in capitalist democracies (Meltzer and Richards, 1981) does not have a convincing answer to this question, as it concludes that the pressures for redistribution will always be greater in the more unequal democracies. This assumption has not been corroborated in most empirical studies and has recently been criticised by many authors (Lind 2005; Alesina and Glaeser 2004; Moene and Wallerstein, 2003; Kenworthy and Pontusson 2005; Iversen and Soskice, 2006).

Meanwhile, several authors have explored alternative responses in order to understand the relationship between inequality and redistribution (Peltzman 1980; Korpi 1983; Kristov, Lindert and McClelland, 1992; Saint Paul and Verdier 1996, Traversa 2007, Paramio 2010, Lupu and Pontusson 2011). All these studies have stressed that redistribution depends on the development of social coalitions that bring together groups of individuals with different levels of education and income, and varying degrees of affinity with each other. In particular it was noted that the greater the relative proximity between the income of the middle class and that of the poorest sectors of society, the higher the levels of redistribution tend to be.

As Lindert (2004: 154) explained, when middle-income voters observe public aid recipients and say to themselves “that could be me”, higher levels of support for income redistribution should be expected. The dis-

persion or the similarity of the income of the poor and middle sectors determines their affinity and therefore influences the chances of redistribution. However, the isolated statement of the importance of the affinity of the middle and poor sectors has no generalising power, and fails to establish a concrete link with the existing literature on inequality and redistribution. In this regard, at least three theoretical problems could begin to be addressed by social science research.

First, no axiomatic principle has been used to postulate what effects any change in income distribution could have on any subsequent political pressure for redistribution². Since Peltzman (1980) various studies have stated that income redistribution would be encouraged by a greater distance between high-income sectors and low-income sectors, and by less dispersion within low-income sectors³. However, no general theoretical principle has been proposed that postulates what the effects would be of any conceivable change in the distribution of income with respect to the pressures for redistribution. An axiomatic principle of this kind would make it possible to compare the distribution of income before taxes, and discern features in such a distribution which could involve greater pressure for income redistribution.

Second, as a direct result of the above, it remains to be clearly established how inequality relates to redistribution pressures. The study of inequality has used the Pigou-Dalton principle, which makes it possible to identify when income transfer involves an increase or a reduction in inequality. The Peltzman (1980) hypothesis suggests that an in-

² A general principle was jointly developed by Pigou (1912) and Dalton (1920) regarding the study of inequality.

³ Even before Peltzman (1980), the problem of asymmetry in the distribution of income was mentioned earlier by Young (1917), who was concerned about income distribution in the United States in the early 20th century.

¹ The comments and corrections of four anonymous reviewers have considerably contributed to improving this paper. Well thank especially Iván Llamazares, Fernando López Castellano and Adolfo Garcè. All errors or omissions in this manuscript are the sole responsibility of its author.

crease in inequality could sometimes encourage the pressures for redistribution, and sometimes could mitigate such pressures. However, it has not been specifically stated under what circumstances each of these findings should be expected.

Third, no indicator exists to measure pressures for redistribution taking into account all available information on income density functions. Kristov *et al.* (1992) tested the Peltzman hypothesis (1980) by using an indicator of asymmetry based on different ratios between income groups or percentiles⁴. An initial problem posed by this approach is that indicators based on the ratios between percentiles only use two or three points of information from the overall income density function, and as a result they are unstable and prone to bias (Ackerman 2000: 40). In addition, the ratios between percentiles may not be consistent with any general axiomatic principle, because they remain static in the face of any income transfer that does not directly affect the percentiles involved in the ratio (Salverda, Nolan Smeeding 2009: 52)⁵.

This paper provides an answer to the three theoretical problems just outlined and the relevance of the offered solution is illustrated by means of empirical analysis. In the first section, some of the theoretical background on the importance of articulating social coalitions for income redistribution is reviewed. In the second part, the relationship between inequality and pressure for redistribution is analysed, and an axiomatic principle for analysing the effects of income transfers on the pressure for redistribution is presented. Then in the third

section, grounds for, and the formulation of, the Coefficient of Income Skewness (CIS) are provided. Finally in the fourth section, the statistical association of the Coefficient of Income Skewness (CIS) with inequality reduction in 19 OECD countries is explored⁶.

SOCIAL COALITIONS AND INCOME REDISTRIBUTION

Income redistribution has been an intriguing subject in political economy (Groemling 2002), given that the most widely used model to study the issue (Meltzer and Richards 1981) has garnered poor results at the empirical level. The model by Meltzer and Richards (MMR) applied the median voter theorem to the study of redistribution and concluded that increases in inequality are associated with increases in redistribution. In other words, this model suggested that societies with more unequal distribution of income before taxes redistribute more than the more egalitarian ones (Fernández-Albertos and Manzano, 2010).

Contradicting the conclusions of the MMR, various studies have found that redistribution may be even lower in the most unequal countries (Moene and Wallerstein, 2003), a phenomenon that Lindert (2004) called “the Robin Hood paradox.” Various explanations have been proposed to explain this phenomenon. Many of them have highlighted the importance of organisation and the capacity for collective action from stakeholders in terms of redistribution in order to determine its success.

Strictly speaking, the oldest historical precedent for this theoretical approach is

⁴ The distribution measurement proposed by Kristov *et al.* (1992) was recently replicated by Lupu and Pontusson (2011).

⁵ By way of example, if the ratio between the 90th and 50th percentiles is used on the one hand, and the ratio between the 50th and 10th percentiles is used on the other, the indicator does not show any changes in the face of the transfers that affect all of the other points in the distribution of income.

⁶ The main efforts in this paper are directed to providing a solution for a series of theoretical and methodological problems, and empirical exploration can be addressed only as a secondary objective, in order to provide suggestive—but not necessarily conclusive—evidence about the empirical usefulness of the indicator proposed.

Aristotle's analysis of distribution conflicts (Kristov *et al.* 1992: 149). For Aristotle, political conflicts were the result of a confrontation between rich and poor, but with a middle class that was located in the centre and not inclined to side with either of the other two classes in particular. The middle class, in this vision, was called upon to moderate the confrontation. Aristotle's main concern was that the distribution conflict should not cause political instability. His solution was to promote the development of a middle class that was sufficiently distinct from the rich and the poor, since when "the middle class was stronger than both of the other ends, or than one of them only, the Constitution will be stable" (Aristotle 2005: 255).

With his theory of three social classes Aristotle opened a path to the study of collective action problems in the redistribution of income that is shaped in different ways in contemporary thinking. Korpi's (1983) power resource theory highlighted the importance of cohesion within the working class and its alliances with the middle classes in order to produce more egalitarian distribution outcomes. This view has also been supported by other authors (Esping-Andersen 1990) who have even pointed out that the gap in income between the middle sectors and the poorest sectors is a determining factor in explaining the success of income redistribution (Peltzman 1980, Kristov *et al.* 1992, Saint Paul and Verdier 1996; Lupu and Pontusson 2011). However, to date no general axiomatic criteria have been discussed that would enable the analysis of how the pressures for redistribution would be affected by any conceivable change in the density function of the distribution of income.

INEQUALITY AND INCOME REDISTRIBUTION

Amiel and Cowell (2000) argued that one of the most fruitful approaches to the study of

inequality is the so-called "axiomatic approach." The axiomatic approach involves enunciating a set of rules to define what inequality is, and then making comparisons regarding inequality levels in different situations. These axioms are fundamental formal assumptions that are taken as being valid, and are neither derived from other assumptions, nor necessarily based on experience or observation.

For example, one of the most influential axioms on the study of inequality is the Pigou-Dalton principle of transfers, jointly developed by these authors in the early decades of the 20th century (Pigou 1912, Dalton 1920). This principle states that inequality increases whenever a transfer of income is made from one individual to another richer individual. And when the income of two individuals (A and B) is below the average, if a transfer of income between them occurs to the benefit of the one who is relatively better off, inequality is increased. However, not all of the transfers that represent an increase in inequality according to the Pigou-Dalton principle should promote increased pressures for income redistribution.

Let us assume that two individuals A and B are required to form a successful redistribution coalition. Let us assume that A has greater income than B before the transfer and that this difference is further increased after the transfer. In this case, does the increase in inequality increase pressures for redistribution? B will now be more inclined to favour redistribution, but A will be less inclined. If the agreement of both individuals were necessary to cause a redistributive action, it would have to be concluded that it would be more difficult to carry out the redistributive process once the transfer that increased inequality had taken place.

The principle of redistributive pressure and inequality

The study of the pressures for income redistribution could benefit from an axiomatic ap-

proach specifically developed for this purpose. In order to formulate this principle of redistributive pressure, it is necessary to consider a hypothetical income transfer between any two individuals *A* and *B*, who are part of a society composed of *n* individuals. The total distribution of income in society is characterised by a parameter μ , this parameter being a measure of central tendency, such as the mean or median⁷.

Depending on the relative position of *A* and *B* with respect to parameter μ , an income transfer between them⁸ may have different effects on pressures for redistribution. Let us assume that *A* is closer to parameter μ than *B*. In that case *the Principle of Redistributive Pressure (PRP)* establishes that:

The pressures for redistribution of income increase (or decrease) in the face of any transfer of income that prejudices (benefits) *A*, and that benefits (prejudices) *B*, provided that the transfer does not alter the relative proximity of the two individuals with respect to parameter μ ⁹.

An axiomatic approach such as that which underpins the *PRP* does not require to have its empirical validity established in advance. In

any event, it is worth explaining the intuition that justifies the usefulness of this principle for the analysis of pressures for the redistribution of income. Let us assume that income redistribution depends on the development of a broad social coalition. To be successful this coalition must have political support covering a social spectrum, from the poorest individuals in society through to at least those individuals who are in positions in the middle and close to parameter μ , whatever the latter is.

Individuals who are closest to this parameter μ are then vital for a successful redistributive coalition. From its position as a ‘pivot’ these middle sectors can be tilted in favour or against redistribution (Paramio 2010). Meanwhile the individuals farthest from μ —whether poor or rich—will have a more clearly defined position on redistribution. The poor are always favorable to redistribution while the rich are reluctant, so the income transfers in which these two groups are involved with will be not be decisive for the success or failure of a redistributive coalition.

COEFFICIENT OF INCOME SKEWNESS

By using the principle of redistributive pressure, the effect of any transfer of income on the pressures for redistribution can be assessed. The *PRP* can become a tool for comparing and measuring pressures for income redistribution, but some indicators are also needed to operationalise the measure in a way that is consistent with the *PRP*. After an extensive review of the specialist literature, no indicators were found historically to be consistent with an axiomatic principle such as the *PRP*, the calculation of which relied on all of the available information in an income density function¹⁰.

⁷ It is not necessary to define in advance what this parameter is, as this provides more flexibility in terms of formulating the principle of redistributive pressure. The parameter μ could be taken to be the *mean* (which indicates that majority of the population that given their income below the average could support a redistributive process); the *median* (which refers to the poorest fifty percent of a population that could become the majority under any democracy (Colomer 2001)); or even the *mode* (which marks the area where the probability function becomes more populated and dense, a position that could become a balance of electoral competition as established by Comanor (1976)).

⁸ This transfer of income between two individuals *A* and *B* necessarily harms one and benefits the other.

⁹ In other words, assuming now that parameter μ was the mean, the *PRP* establishes that pressure for redistribution increases in the face of any transfer of income that prejudices an individual *A*, and that benefits individual *B*, provided that individual *A* is located closer to the mean than *B*, both before and after the transfer takes place.

¹⁰ Inequality and its axiomatic study has been the main focus of interest in the literature. This could explain the relative neglect that has existed with regard to the problem of asymmetry. As Cowell (2009: 28) pointed out, asymmetry fails to grasp the ideas associated with the

Formula (1) corresponds to a proposed Coefficient of Income Skewness (CIS) that meets both characteristics indicated before: it is consistent with the *PRP*, and all of the information routinely available on the distribution of income can be used in its calculation. The μ parameter appearing in the formula may represent not only the mean, but some other measure of central tendency such as the median or the mode of distribution, depending on the hypothesis regarding the redistribution of income one intends to submit to empirical examination¹¹.

$$CIS = \sqrt[3]{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) / \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sqrt[2]{(x_i - \mu)^2} \right)^3} \quad (1)$$

x_i = observations or percentiles

μ = measure of central tendency for all o x_i values

Income distribution usually shows a majority of the population with income below the mean and a strong concentration of income in the upper strata. This bias can be seen in Figure 1 (a), which estimates a curve of probability density in the average income distribution of 71 capitalist economies¹². The graph clear-

ly shows that the greater distances between income observations and the μ parameter—the average marked in red—are those produced in the higher income brackets.

ly shows that the greater distances between income observations and the μ parameter are raised to the third power. Therefore when calculating the *CIS* the results will record above all everything that happens in the higher income brackets, while giving lesser importance to what happens in the lower end of the frequency distribution¹³.

One solution to this bias problem is simply to replace the income distribution values with the logarithm of each of them¹⁴, forming a Logarithmic Coefficient of Income Skewness (*LCIS*).

One solution to this bias problem is simply to replace the income distribution values with the logarithm of each of them¹⁴, forming a Logarithmic Coefficient of Income Skewness (*LCIS*).

LCIS = $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \ln \mu) / \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sqrt[2]{(\ln x_i - \ln \mu)^2} \right)^3$ (2)

x_i = observations or percentiles
 μ = measure of central tendency for all of values

$$LCIS = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \ln \mu) / \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sqrt[2]{(\ln x_i - \ln \mu)^2} \right)^3 \quad (2)$$

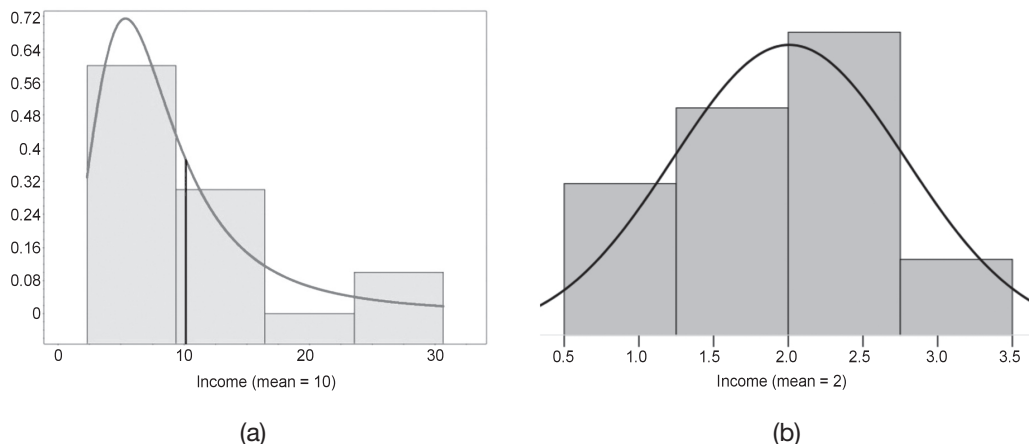
x_i = observations or percentiles

μ = measure of central tendency for all of values

Brief description of the performance of the *CIS*

CIS and *LCIS* values tend to be higher the greater the existing deviation between the

GRAPH 1. Probability density in the income distribution of 71 countries (*)



(*) Function estimated with the distribution values by deciles (graph a) and the natural logarithm of the same values (graph b).

income of the richest individuals and parameter μ are. However, unlike inequality indexes, an increase in the distance between the poorest income percentiles with respect to μ tends to reduce the *CIS* and the *LCIS*. Any transfer from a poor individual to a richer one that is located close to the μ parameter reduces the asymmetry on the right¹⁵, as the increased distance from the μ parameter of the left tail of the distribution, where the poor are located, tends to both compensate for and reduce the total asymmetry in the distribution¹⁶.

¹⁵ In principle it would seem that this move should increase the redistribution pressure. However, the increase in the distance of the individual incomes of the poorest compared to the average makes it more radical in its redistribution proposal, and increases the difficulty of articulating a redistributive action with sectors located closest to the average. This is the most interesting feature of the index, since it goes against what would initially be thought, and gives an interesting and different measurement of inequality behaviour.

¹⁶ It cannot be forgotten that the larger the distance as compared to the average always corresponds to the rich located on the opposite tail of the distribution. An increase in the distance from the end that corresponds to the poor tends to compensate for the tails and reduce the overall asymmetry. But this does not happen in the

What follows is a more systematic exploration of the variation of the *CIS* with respect to changes in its parameters and its relationship to other inequality indicators. Data from 71 studies on income distribution in independent countries included in the UNKU-WIDER (2008) database were explored. To this end, data with similar characteristics were chosen, and only recent national studies were selected that measure the distribution of disposable income¹⁷.

Table 1 shows the variables calculated from data from the 71 income distributions. Both the *CIS* and *LCIS* were calculated, with the μ parameter being the mathematical mean in all cases. Gini Index data were available in each of the 71 distributions, and two other variables were also calculated: the

case of the *LCIS*, because after a logarithmic transformation of the observations the most important asymmetry could be found on the left side of the total distribution. So the *LCIS* may even produce negative values, something that does not happen with the *CIS*.

¹⁷ Given the purely illustrative objective of the comparison, it would be perfectly acceptable to include income distributions from a simulation.

TABLE 1. Correlation between different indicators of income distribution

| | | Gini | CIS | LCIS |
|--------------------|----------------|---------|----------|----------|
| Dispersion_Poor | Pearson Corr. | -0.207 | -0.504** | -0.786** |
| | Sig.(2-tailed) | 0.083 | 0.000 | 0.000 |
| Concentration_Rich | Pearson Corr. | 0.966** | 0.892** | 0.206 |
| | Sig.(2-tailed) | 0.000 | 0.000 | 0.085 |

Note: ** The correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed)

standard deviation of the income from the 1st decile 1 to the 5th decile (“*Dispersion_poor*”) and the standard deviation from the 6th to the 10th decile (“*Concentration_rich*”).

According to Peltzman’s hypothesis (1980), a good indicator of pressure for income redistribution should show a strong negative statistical association with the “*Dispersion_poor*” variable, and at the same time a strong positive statistical association with the “*Concentration_rich*” variable. Table 1 summarises the correlations found between the various indicators and the concentration of income in the different ends of the distribution. As can be seen, the Gini Index is adequately associated with the concentration of income in the upper ends of the distribution. However, it does not show a statistical association with the cohesion of the middle and the poorest sectors, which is not surprising, because it was designed to respond adequately to the Pigou-Dalton principle of transfers.

Meanwhile, the *CIS* shows a significant statistical association in the proper direction with respect to the concentration of income in the two ends studied. Less dispersion among the lower strata and a higher concentration of income in the upper strata are associated with higher *CIS* values. However, as expected, the *CIS* is significantly more associated with the concentration of income in the richest sectors than with the cohesion among the middle and lowest income sectors.

The *LCIS* may also be used for measuring the income distribution that has a greater association with the homogeneity of income of the lower ends. Using the logarithmic transformation of the observations, optimal results are obtained in terms of the association of the *LCIS* with greater homogeneity and cohesion between the income strata located below the μ parameter. The *LCIS* does not show a statistical association with the concentration of wealth in the upper ends of the distribution. This feature is useful for the empirical exploration to be carried out in the next section.

THE *CIS* AND INCOME REDISTRIBUTION

In this last section an initial exploration is made of the usefulness of the *CIS* in explaining the levels of income redistribution. It is not intended to provide conclusive evidence regarding the usefulness of the indicator, or of the determinants of relative income redistribution (due to the primarily theoretical nature of this study, it would not be possible to meet this goal here). Instead, the intention is to explore for the first time the performance of the indicator and to compare it with other commonly used indicators. This will at the most provide—if possible—some evidence suggesting its empirical usefulness.

An unbalanced panel of 76 observations (year/country) from 18 OECD democratic

countries¹⁸ between 1974 and 2005 was used. The *CIS* value was calculated for each of these observations using data on income distribution before taxes and transfers, and an analysis was conducted of its relationship with the levels of inequality reduction after taxes had been collected and public transfers¹⁹ made—controlling for the relationship with other variables widely cited by the literature. According to the design of the *CIS*, higher levels in this indicator are expected to be significantly associated with a greater reduction in inequality.

The statistical association of *CIS* with redistribution was compared with other indicators of income distribution before taxes, such as the Gini Index and income concentration in the upper ends (sum of the 80th and 90th percentiles). In addition to the *CIS*, the *LCIS* was calculated in order to assess whether the redistribution of income is associated with some particularity of the distribution of income before taxes (such as a high concentration of income in the upper ends of the distribution that could encourage redistribution; or a low income spread between the lower ends of the distribution, which would provide more cohesion among the middle and lower strata).

Data and methods used

The *CIS* and *LCIS* values were calculated using data from the OECD (2007) on the distribution of the gross income of employees of both sexes. This was a total of 76 observations from 18 countries between 1974 and 2005, detailing the distribution of income by percentile necessary for calculating the indi-

cator²⁰. All of these observations were included in the *CIS* calculations and also in the calculation of the *LCIS* values. This same data source has been used in several studies of a similar nature on income redistribution (Bradley et. al. 2003, Moene and Wallerstein 2003, Iversen and Soskice 2006).

The Caminada Wang (2011) database was used to obtain measurements for each of the 76 observations (year/country) regarding the levels of inequality before taxes and public transfers (*Gini_initial*) and after these have taken place (*Gini_avail_incom_*). The dependent variable in these estimates was therefore the relative level of redistribution for each observation (*Rel_redistrib_*), which was defined as the relative reduction in inequality after taxes and transfers:

$$Redistrib_rel_ = 1 - \frac{Gini_ingr_dipon_}{Gini_inicial}$$

Another important set of control variables was included for each observation, which was obtained from various highly reliable databases. All variables and their sources are detailed in Table 5. The estimates were made with the ordinary least squares method (OLS), which is the most widely used in studies of similar characteristics, and it also appears to be suitable for the purposes of making a first exploration regarding the potential of the *CIS*.

Before calculating the OLS estimates, a series of correlations were performed between the levels of relative redistribution and a number of variables that measure the distribution of income before taxes and transfers. Table 2 shows that the *CIS* indicates a significant positive statistical association with the levels of relative redistribution. The usefulness of including the *CIS* can be seen

¹⁸ All observations corresponded to countries that were democratic at the time of measuring the distribution of income in accordance with the Boix, Miller and Rosato (2012) classification of political regimes.

¹⁹ These public transfers include social security coverage for health, unemployment, old age, disability, maternity and child allowance payments, as well as other cash welfare transfers (Wang and Caminada 2011).

²⁰ All observations that detail at least the information on gross revenues for the 10th, 20th, 30th, 40th, 50th, 60th, 70th, 80th and 90th percentiles were included in the analysis.

TABLE 2. Simple correlations between the level of relative redistribution and various income distribution indicators.

| | | CIS | LCIS | Gini_Initial |
|--------------------|-----------------|---------|---------|--------------|
| Redistrib_ Rel_ | Pearson's C. | 0.361** | 0.559** | 0.003 |
| | Sig. (2-tailed) | 0.001 | 0.000 | 0.982 |
| | N | 76 | 76 | 76 |

Note: ** The correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed)

here, since the correlation is still significantly higher with this last indicator. This indicates that the pressure to redistribute income is mainly related to the cohesion between the middle and the poorest sectors, and to a much lesser extent to the concentration of income in the upper strata. It can also be seen that the levels of redistribution do not show significant association with the levels of inequality before taxes (*Gini_Initial*)

Table 3 shows a number of longitudinal correlations²¹ between the levels of relative redistribution and various political and economic variables of interest. Some variables appear in Block 1 that show a significant correlation with the levels of redistribution. The density of trade union membership (Korpi 1983), voter turnout (Larcinese 2007²²) and economic globalisation show a positive association with redistribution²³ (Rodrik 1998). Meanwhile electoral dis-

proportionality shows a significant negative correlation (Iversen and Soskice 2006²⁴), as well as the total population of the country at the time of observation (Alesina and Wacziarg 1998). A group of variables appear in Block 2 that do not show a significant association with redistribution in these simple correlation tests. These include the percentage of unemployed and the population over 65 and under 15 years old. Inflation, output growth and government deficit show no association²⁵.

RESULTS

A number of models were adjusted by OLS (Table 4) in order to estimate whether the *CIS* and *LCIS* were able to capture some characteristics of "market" income distribution²⁶ that have an impact on reducing inequality

²¹ Each variable receives a value that corresponds to each of the 78 observations country/year.

²² Larcinese (2007) holds that the lowest income sectors are the most affected by electoral abstention and that this phenomenon could lead to less income redistribution.

²³ Some authors suggest that globalisation could lead to greater redistribution that would be associated with a compensation against the risks involved in openness and economic competition (Rodrik 1998). Others claim that the relationship between globalisation and redistribution is spurious, and is due to the fact that smaller countries tend to have larger governments because the cost of some non-rival public goods grows less than proportionately with the size of the population (Alesina and Wacziarg 1998). At the same time, smaller countries also tend to be more open, and that would lead to the erroneous

conclusion that increased public spending is due to greater economic openness. It is for this reason that the total population of each country is included in some of the OLS estimates as a control factor.

²⁴ Disproportionality of the electoral system has been highlighted as a determining factor in the formation of governments that are more or less likely to develop welfare policies. The Scandinavian red/green redistribution coalition became strengthened by the proportional representation nature of the electoral system in these countries, while the centre-right governments developed more strongly in countries with a majority electoral system.

²⁵ These last three variables were included in order to control for some factors of the economic situation that could affect the levels of public social spending.

²⁶ Market revenue is understood here to be the gross income before taxes and government transfers.

TABLE 3. Simple correlations between the level of relative redistribution and various political and economic variables.

| Block (1) | | Union Density | Elect_ Turnout | Glob_ Eco_ | Disprop Index_ | Total Pop_ |
|----------------|-----------------|---------------|----------------|-------------|----------------|------------|
| Rel_ Redistrib | Pearson's Corr. | 0.605** | 0.514** | 0.415** | -0.251* | -0.579** |
| | Sig. (2-tailed) | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | Observat. | 76 | 76 | 76 | 74 | 78 |
| Block (2) | | Depend_ Pop_ | Out_ Growth_ | Gov_ Defic_ | Inflat_ | |
| Rel_ Redistrib | Pearson's Corr. | 0.073 | 0.124 | 0.125 | -0.207 | |
| | Sig. (2-tailed) | 0.532 | 0.286 | 0.315 | 0.072 | |
| | Observat. | 78 | 78 | 67 | 78 | |

Note: ** The correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed)

after taxes and transfers. In model (1) three variables show a significant impact in reducing inequality. As shown, union density is positively associated with the reduction of inequality, as is the case for economic globalisation and pre-tax inequality measured on the basis of the Gini Index.

Model (2) now includes the *CIS* instead of the initial Gini. As a result, the overall fit of the model increases and the *CIS* shows the expected relationship with redistribution: the higher the levels of the *CIS*, the higher the levels of relative redistribution. Model (3) includes the *LCIS* instead of the *CIS*. As a result, the model shows almost the same levels of fit as the previous model, with some levels being even higher. This indicates that a greater cohesion between the middle and lower sectors is the main feature of the distribution of income before taxes associated with greater levels of redistribution.

Model (5) confirmed that the concentration of income in the highest ends of the distribution is not associated with greater redistribution; it even seems that the contrary occurs. The overall fit of the model is then reduced when the *LCIS* is removed as an independent variable and, when the concentration of total income in the upper ends is

measured directly with an *ad hoc* variable ($p80+p90$)²⁷, a negative significant association can be found between this variable and redistribution levels²⁸.

Finally, two additional models with fixed effects (6 and 7) were fitted, which also included new control variables. These fixed effects models were estimated to rule out that the effects found in previous models were not due to some unobserved characteristics in the various national cases that made up the panel. The new control variables were electoral disproportionality, which could be associated with lower levels of redistribution (Iversen and Soskice 2006), and a variable that measures the primary government deficit, which could be associated with greater incentives to control public spending and so affect the relative levels of redistribution.

Model (6) seems to confirm the main previous results. Higher levels of electoral turnout

²⁷ The variable measures the percentage of total income concentrated in the 90th percentile. Similar results were found when the percentage of total income accumulated in the 80th and 90th percentiles was measured.

²⁸ These negative effects of the concentration of income disappear and become null if the disproportionality of the electoral system is controlled for.

TABLE 4. Linear regression models with respect to levels of change in inequality after taxes and transfers (relative income redistribution)

| | (1) | (2) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| <i>Gini_initial</i> | 0.217** (0.198) | | | | | |
| <i>CIS</i> | | 0.261*** (0.026) | | | | |
| <i>LCIS</i> | | | 0.298*** (0.117) | | 0.320** (0.002) | 0.354*** (0.001) |
| <i>P80+P90</i> | | | | -0.315** (0.510) | | |
| <i>Union_density</i> | 0.472*** (0.000) | 0.326*** (0.000) | 0.259** (0.000) | 0.254* (0.001) | 0.132 (0.001) | |
| <i>Glob_Eco_</i> | 0.190* (0.001) | 0.175* (0.001) | 0.187** (0.001) | 0.285*** (0.001) | 0.154 (0.001) | |
| <i>Elect_Turnout_</i> | 0.119 (0.001) | 0.097 (0.001) | 0.064 (0.001) | 0.075 (0.001) | 0.187 (0.002) | |
| <i>Unemployment</i> | 0.139 (0.002) | 0.135* (0.002) | 0.020 (0.002) | 0.102 (0.002) | 0.087 (0.002) | 0.139* (0.002) |
| <i>Out_growth_</i> | 0.053 (0.340) | 0.082 (0.315) | 0.080 (0.314) | 0.119 (0.320) | 0.095* (0.208) | 0.105** (0.194) |
| <i>Population</i> | -0.245** (0.000) | -0.297** (0.000) | -0.265** (0.000) | -0.085 (0.000) | -0.087 (0.000) | |
| <i>Depend_Pop_</i> | 0.021 (0.002) | 0.046 (0.002) | 0.041 (0.002) | 0.114 (0.002) | 0.061 (0.003) | |
| <i>Disprop_elect</i> | | | | | 0.204* (0.002) | 0.166 (0.001) |
| <i>Deficit</i> | | | | | -0.131* (0.002) | -0.129* (0.001) |
| <i>Constant</i> | (0.133) | (0.130) | (0.147) | (0.196) | (0.202) | (0.030) |
| <i>N</i> | 76 | 76 | 76 | 76 | 67 | 67 |
| | 575 | 599 | 600 | 574 | 935 | 930 |
| <i>Fixed effects</i> | No | No | No | No | Sí | Sí |

Notes: Standardised coefficients for each variable. Standard errors appear in parentheses. The number of cases varies depending on the availability of information for the variables included in each model. Levels of significance: *** $p < 0.01$; ** $P < 0.05$; * $P < 0.1$

and higher levels of redistributive pressure measured with the *LCIS*²⁹ are associated with

greater redistribution even after including a long series of control variables. However, this model has some problems due to the high collinearity between the *LCIS* and other control variables such as electoral turnout and trade union density. Model (7) contains a smaller

²⁹ In models 5 and 6 the μ parameter in the calculation of the *LCIS* was the income of the 50th percentile instead of the mean.

number of independent variables and fewer collinearity problems, identified by the *Variance Inflation Factor* (VIF) method. In this last fixed effects model (7), the *LCIS* also shows significant levels of statistical association with the reduction of inequality after taxes and transfers.

The first explorations of the *CIS* lead to three outcomes of interest: a) the distribution of income before taxes and transfers was found to be significantly associated with the level of redistribution after them; b) explorations of the use of the *CIS* and *LCIS* indicate that greater cohesion between the middle and lower sectors of income distribution seems to be a key factor in achieving greater redistribution of income after taxes and transfers; c) the concentration of income in the upper ends is not associated with higher levels of income redistribution.

CONCLUSION

Does inequality increase pressures for redistribution of income? One might be tempted to expect that is the case (Meltzer and Richards 1981), although the sustained increase of inequality seems to contradict this hypothesis. From a theoretical point of view, it was held here that an increase of inequality consistent with the Pigou-Dalton principle sometimes might be associated with greater incentives for redistribution (when the income accumulates in the higher end of the distribution) or might instead cause more difficulties to articulate political action in favour of redistribution (when the increase in inequality occurs among the middle and lower sectors of the distribution).

To analyse this problem, the Principle of Pressure for Redistribution was proposed, which developed the Coefficient of Skewness (*CIS*) as an indicator that consistently follows this principle. The Coefficient of Income Skewness (*CIS*) is significantly associated with the levels of redistribution in 76 observations of a non-balanced panel from 18 OECD

countries between 1974 and 2006. Later some estimations were made through Ordinary Least Squares (OLS) that led to some interesting results regarding the relationship between inequality and redistribution³⁰.

By using the Logarithmic Coefficient of Income Skewness (*LCIS*) it was estimated that greater levels of cohesion in the lower ends of the distribution of income are associated with greater redistribution. It was also shown that a greater concentration of income in the higher ends of the distribution has no positive statistical association with redistribution. Out of all of the indicators used in the exploration, the Logarithmic Coefficient of Income Skewness (*LCIS*) showed the strongest association with the levels of relative redistribution, and it was the only one that did not have a significant association with the concentration of income in the higher ends³¹. Therefore, a greater inequality in market income does not in any case have a positive association with the subsequent redistribution of income, not even when the income is concentrated in the higher ends of the distribution.

An explanation for this may be found in some recent studies that indicated that citizens develop their perception of inequality levels based on a comparison with the groups that they belong to and interact with on a daily basis (Cruces, Pérez and Tetaz 2013). This causes a bias in the perception of inequality, as the citizens in the lower sectors are the ones who underestimate the existing inequality levels to a greater extent. If the concentration of income in the higher strata is not even clearly perceived by those who are most interested in redistribution, then it cannot be expected that this concen-

³⁰ In addition, the concentration of income on the 80th to 90th percentile showed a significant negative relationship with the levels of relative redistribution.

³¹ It might be expected that a greater concentration of income in the higher ends of the distribution would incentivise the rest of the population to redistribute, but this effect has not been recorded in practice.

tration would cause higher levels of redistribution. By using this hypothesis, all of the results of the explorations conducted with the CIS would become understandable.

The debate becomes particularly interesting based on the dynamics of inequality increase over the last decades. While the income seems to be increasingly concentrated on a small group at the highest end of the total distribution (Piketty 2014), other reports have indicated that the income gap between qualified and non-qualified workers has become broader after the last globalisation and the technological changes that it brought with it (OECD 2012). These two phenomena are not in contradiction, however. In fact, they seem to be the joint consequence of the loss of cohesion of workers as a collective subject (Paramio 2010), at a time when global economic competition seems to threaten the autonomy of national democracies to implement policies aimed to reducing inequality and distributing welfare.

BIBLIOGRAPHY

- Ackerman, Frank (2000). *The Political Economy of Inequality*. Washington: Island Press.
- Alesina, Alberto and Wacziarg, Romain (1998). "Openness, Country Size and Government". *Journal of Public Economics*, 69 (3): 305-321.
- Alesina, Alberto and Glaeser, Edward (2004). *Fighting Poverty in the U.S. and Europe: A World of Difference*. Oxford: Oxford University Press
- Amiel, Yoram and Cowell, Frank (2000). *Thinking about Inequality: Personal Judgment and Income Distributions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Aristóteles (2005). *La política*. Madrid: Akal.
- Armingeon, Klaus; Careja, Romana; Engler, Sarah; Gerber, Marlène; Leimgruber, Philipp and Potolidis, Panajotis (2011). "Comparative Political Data Set III 1990-2008". Institute of Political Science, University of Berne.
- Boix, Carles; Miller, Michael and Rosato, Sebastian (2012). "A Complete Data Set of Political Regimes, 1800-2007". *Comparative Political Studies*, november.
- Comanor, William S. (1976). "The Median Voter Rule and the Theory of Political Choice". *Journal of Public Economics*, 5 (1-2): 169-177.
- Cowell, Frank (2011). *Measuring Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Cruces, Guillermo; Pérez-Truglia, Ricardo and Tetaz, Martin (2013). "Biased Perceptions of Income Distribution and Preferences for Redistribution: Evidence from a Survey Experiment". *Journal of Public Economics*, 98 (C): 100-112.
- Dalton, Hugh (1920). "The Measurement of the Inequality of Incomes". *The Economic Journal*, 30 (119): 348.
- Doane, David and Seward, Lori (2011). "Measuring Skewness: A Forgotten Statistic?". *Journal of Statistics Education*, 19 (2): 1-18.
- Dreher, Axel (2006). "Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization". *Applied Economics*, 38 (10): 1091-1110.
- Esping-Andersen, Gösta (1990). *Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Fernández-Albertos, José and Manzano, Dulce (2010). *Democracia, instituciones y política económica: una introducción a la economía política*. Madrid: Alianza.
- Galton, F. (1879). *The Geometric Mean*, in *Vital and Social Statistics*. Royal Society of London. <http://archive.org/details/philtrans06174166>.
- Groemling, Michael (2002). "Why Does Redistribution Not Shrink When Equality Is High?". *Intereconomics*, 37 (4): 204-211.
- Hinich, Melvin J. and Munger, Michael C. (2004). *Teoría analítica de la política*. Barcelona: Gedisa.
- Hobsbawm, Eric J. (1995). *Historia del siglo XX, 1914-1991*. Barcelona: Crítica.
- Huntington, Samuel P. (1994). *La tercera ola: la democratización a finales del siglo XX*. Barcelona: Paidós.
- Iversen, Torben and Soskice, David (2009). "Distribution and Redistribution: The Shadow of the Nineteenth Century". *World Politics*, 61 (3): 438-486.
- Kenworthy, Lane and Pontusson, Jonas (2005). "Rising Inequality and the Politics of Redistribution in Affluent Countries". *Perspectives on Politics*, 3(3): 449-71.
- Korpi, Walter (1983). *The Democratic Class Struggle*. London: Routledge and Kegan Paul.

- Kristov, Lorenzo; Lindert, Peter and McClelland, Robert (1992). "Pressure Groups and Redistribution". *Journal of Public Economics*, 48 (2): 135-163.
- Larcinese, Valentino (2007). "Voting over Redistribution and the Size of the Welfare State: The Role of Turnout". *Political Studies*, 55: 568-585.
- Lind, Jo Thori (2005). "Why Is There so Little Redistribution?". *Nordic Journal of Political Economy*, 31: 111-125.
- Lindert, Peter H. (2004). *Growing Public: Volume 1, The Story: Social Spending and Economic Growth since the Eighteenth Century*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lupu, Noam and Pontusson, Jonas (2011). "The Structure of Inequality and the Politics of Redistribution". *American Political Science Review*, 105(02): 316-336.
- McAlister, D. (1879). *The Law of the Geometric Mean*. Royal Society of London.
- Meltzer, Allan H. and Richard, Scott F. (1981). "A Rational Theory of the Size of Government". *The Journal of Political Economy*, 89(5): 914-27.
- Moene, Karl O. and Wallerstein, Michael (2003). "Income Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis". Memorandum 18/2003. Oslo University, Department of Economics.
- OCDE (2007). "Distribution of Gross Earnings of Full-Time Employees". Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. www.oecd.org/document/63/0,3343,en_2649_33927_38939455_1_1_1_1,00.html, last access 30 april 2014.
- OCDE (2012). *Divided We Stand Why Inequality Keeps Rising: Why Inequality Keeps Rising*. OECD Publishing.
- ONU-WIDER (2008). "World Income Inequality Database", Version 2.0c., may 2008
- Paramio, Ludolfo (2010). *La socialdemocracia*. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.
- Paramio, Ludolfo (2013). "Socialdemocracia y clases medias en Europa". *Nueva Sociedad*, 247: 70-80.
- Peltzman, Sam (1980). "The Growth of Government". *Journal of Law and Economics*, 23,2: 209-287.
- Pigou, Arthur Cecil (1912). *Wealth and Welfare*. Macmillan and Company, limited.
- Piketty, Thomas (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Przeworski, Adam (1988). *Capitalismo y socialdemocracia*. Madrid: Alianza.
- Rodrik, Dani (1998). "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?". *Journal of Political Economy*, 106 (5): 997.
- Saint Paul, Gilles Saint and Verdier, Thierry A. (1996). "Inequality, Redistribution and Growth". *European Economic Review*, 40, 3-5: 719-728.
- Salverda, Wiemer; Nolan, Brian and Smeeding, Timothy M. (2009). *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Schumacher, Gijs; Vis, Barbara and Van Kersbergen, Kees (2013). "Political Parties' Welfare Image, Electoral Punishment and Welfare State Retrenchment". *Comparative European Politics*, 11 (1): 1-21.
- Traversa, Federico (2007). "Nuevo análisis de las condiciones económicas de la democracia". *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, 16,1: 103-129.
- Vanhanen, Tatu (2000). "A New Dataset for Measuring Democracy, 1810-1998". *Journal of Peace Research*, 37 (2): 251-265.
- Wang, Chen and Caminada, Koen (2011). "Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Social Transfers and Taxes in 36 LIS Countries". MPRA Paper 32821. University Library of Munich.
- Young, Allyn A. (1917). "Do the Statistics of the Concentration of Wealth in the United States Mean What They Are Commonly Assumed to Mean?". *Quarterly Publications of the American Statistical Association*, 15 (117): 471-484.

RECEPTION: March 08, 2013

REVIEW: May 08, 2014

ACCEPTANCE: December 18, 2014

ANNEX

Annex 1. Details of the main variables

| Definition | Source | Variable |
|--|--|---------------------------|
| Gini Index before taxes and transfers | Wang and Caminada (2011) | <i>Gini_initial</i> |
| Gini Index after taxes and transfers | Wang and Caminada (2011) | <i>Gini_avail_income_</i> |
| Relative variation of Gini after taxes and transfers | Wang and Caminada (2011) | <i>Rel_redistrib_</i> |
| Coefficient of Income Skewness | Based on the OCDE (2007) | <i>CIS</i> |
| Logarithmic Coefficient of Income Skewness | Based on the OECD (2007) | <i>LCIS</i> |
| Percentage of total income accumulated in the 80th and 90th percentiles | Based on the OECD (2007) | <i>P80+P90</i> |
| Percentage of unionised workers | OECD (2014) | <i>Union_density_</i> |
| Growth of per capita GDP compared to the previous year | OECD (2014) | <i>Out_Growth</i> |
| Percentage of population under 15 years old and over 65 | OECD (2014) | <i>Depend_Pop</i> |
| Percentage of unemployed of the total labour force | OECD (2014) | <i>Unemployment</i> |
| Price index growth | OECD (2014) | <i>Inflat_</i> |
| Primary government deficit of total GDP | OECD (2014) | <i>Deficit</i> |
| Total population of country | OECD (2014) | <i>Total_Pop</i> |
| Economic Globalisation Index (based, among others, on trade volumes and capital flows) | Dreher (2006) | <i>Eco_Glob</i> |
| Votes cast in the last general election of total voting age population | Vanhanen (2000) updated by the author for recent years | <i>Elect_Turnout_</i> |
| Index of disproportionality in elections (relationship between % votes of each party in legislative elections and no. of seats obtained) | Armigeon <i>et. al.</i> (2010) | <i>Disprop_Elect</i> |