

Nueva medida y umbrales para la desigualdad y su relación con la conflictividad

New measure and thresholds for inequality and its link with social conflict

BENITO VINUESA GUERRERO
Gestor del Área de Inspecciones Industriales,
Subdelegación de Defensa, Granada
bvin01@gmail.com

ROSA M. GARCÍA FERNÁNDEZ
Universidad de Granada, España
rosamgf@ugr.es

Abstract

This paper develops an alternative methodology to analyze income inequality and its structure. The proposed approach allows us, among other things, to classify individuals into income groups endogenously. This classification of income groups will be used to study the structure of inequality and to find a relation between inequality and conflict and social unrest.

This approach is applied to Spanish income data from the Income and Living Conditions survey (SILC) conducted by the INE. We refer to the years 2005, 2007, 2009 and 2011 with the aim of evaluating the impact of the economic crisis. The empirical results show an increase in inequality and a decrease in the share of total income of households classified as poor, lower middle class and middle class. On the contrary, the households located at the right end of the income distribution scale have improved. This fact leads to a more unstable society and one prone to conflict.

Keywords: Inequality, social conflict, Lorenz curve, equity point, income thresholds.

Resumen

En este trabajo se desarrolla una metodología alternativa para analizar la desigualdad de la renta y su estructura. El procedimiento que se propone permite, entre otros, clasificar a los individuos en grupos de renta de forma endógena. Los grupos de renta resultantes facilitan el estudio de la estructura de la desigualdad y a su vez permiten relacionar la desigualdad con la posible generación de conflicto.

El procedimiento desarrollado se aplica a datos de renta de los hogares españoles procedentes de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) elaborada y publicada por el Instituto Nacional de Estadística. Se han utilizado datos correspondientes a los años 2005, 2007, 2009 y 2011 con el objeto de evaluar los efectos de la crisis en términos de distribución de renta. Los resultados ponen de manifiesto la creciente desigualdad de la renta y la disminución en la participación en el total de la renta de los hogares catalogados como pobres, clase media baja y clase media en

beneficio de los hogares mejor posicionados. Esta situación conlleva a sociedades más inestables y propensas al conflicto.

Palabras clave: desigualdad, conflicto social, curva de Lorenz, punto de equidad, umbrales de renta.

1. Introducción

Cada vez son más frecuentes las publicaciones que prestan atención a las posibles relaciones entre desigualdad económica y conflicto social y político desde que el trabajo de Gurr (1968 y 1970) aportara evidencias de la existencia de este vínculo. El creciente interés en torno a este tema se debe fundamentalmente a las implicaciones de política pública que la relación entre desigualdad política y desigualdad económica tiene para la resolución de conflictos y el mantenimiento de la paz. A su vez, el surgimiento de nuevas desigualdades ocasionadas por los cambios en los modelos de desarrollo económico ha impulsado el interés en la relación desigualdad económica-conflicto político (véase, López, 2011).

Conocer y medir la desigualdad de la renta es un instrumento para la construcción de un desarrollo sostenible y una aportación a la interdisciplinariedad que nos lleva a la *paz neutra*, nuevo paradigma pacífico, que siguiendo a Jiménez (2009) y Jiménez *et al.* (2014), es un concepto complejo, multifactorial y multidimensional.

La creciente disponibilidad de bases de datos ha facilitado la proliferación de este tipo de estudios. Los trabajos de Lichbach (1989) y Østby (2013) proporcionan un repaso exhaustivo de estudios sobre desigualdad económica y conflicto político. Aunque no todos los estudios llegan a la misma conclusión, parte de ellos indican que existe menos inestabilidad política en países ricos con oportunidades de avance social, y más inestabilidad política en países con sociedades más empobrecidas y divididas.

La mayor parte de los trabajos que analizan la relación desigualdad-conflicto se diferencian en cómo y sobre qué variable cuantifican la desigualdad, los modos con los que miden el conflicto y los modelos que utilizan. Aunque se dispone de una amplia variedad de medidas de desigualdad, la medida más utilizada en este tipo de estudios es el índice de Gini (véase por ejemplo Sigelman y Simpson, 1977; Muller y Seligson, 1987; Alesina y Perotti, 1996; Nelson, 1998; Nafziger y Auvinen, 2002; García-Montalvo y Reynal-Querol, 2004; Besançon, 2005; Dubrow *et al.*, 2008; Esteban y Ray, 2011; Bartusevičius, 2014; Delhey y Dragolov, 2014).

En este trabajo se pone de manifiesto la importancia de utilizar indicadores que no sólo cuantifiquen la desigualdad global de la distribución sino que permitan estudiar la estructura de la misma. Es decir, que nos permitan conocer si se están acentuando las diferencias entre las rentas de los hogares situados en las partes bajas y altas de la distribución y con ello la posibilidad de conflicto social entre otras cosas.

En línea con el anterior comentario, se desarrolla una medida de desigualdad que como se muestra en la parte empírica de este trabajo, es más sensible a cambios en los extremos inferior y superior de la distribución de la renta que el índice de Gini. Adicionalmente, el procedimiento que se propone permite clasificar a los individuos en grupos de

renta (pobres, clase media baja, clase media y ricos o individuos con renta alta) de forma endógena, es decir, los grupos de renta no se establecen atendiendo a un ratio fijado a priori, como por ejemplo el cociente entre el percentil 80 y el 20. A partir de los datos muestrales se determinan distintos umbrales de renta que se utilizarán para calcular la medida propuesta y analizar la estructura de la desigualdad.

Con propósito ilustrativo la medida desarrollada se aplica a datos de renta procedentes de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) elaborada y publicada por el Instituto Nacional de Estadística. Se han utilizado datos para España correspondientes a los años 2005, 2007, 2009 y 2011 con el objeto de evaluar los primeros efectos de la crisis en términos de distribución de renta.

La estructura de este trabajo es la siguiente. En el segundo epígrafe se desarrolla la medida propuesta. En el tercer epígrafe dicha medida se aplica a datos de renta procedentes de la ECV. Por último se destacan las conclusiones más relevantes así como futuras líneas de investigación.

2. Medición de la Desigualdad

El creciente interés en torno a la medición de la desigualdad se debe fundamentalmente a la estrecha relación existente entre la desigualdad de la renta y el bienestar social (Dagum, 2001) y a su utilidad para definir objetivos de determinadas políticas económicas así como contrastar el efecto de las correspondientes acciones de política económica. En la esfera económica se observa una proliferación de estudios empíricos donde la valoración de los resultados del proceso económico o el impacto de medidas de política económica específicas, incluyen la estimación del grado de desigualdad de la renta.

La medición de la desigualdad a través de indicadores agregados se ha visto estimulada por el desarrollo de una extensa literatura iniciada con las contribuciones de Atkinson (1970) y Kolm (1976a y 1976b) que han sentado las bases axiomáticas que debe verificar una medida de desigualdad. De forma adicional, la creciente disponibilidad de bases de datos con información sobre ingresos y características socioeconómicas de los individuos facilita el desarrollo de este tipo de estudios.

Aunque se dispone de una amplia variedad de medidas de desigualdad, el índice de Gini (1921) junto con el ratio de distribución de la renta por percentiles (por ejemplo S80/S20) son los indicadores que más utilizan los Organismos e Instituciones para cuantificar la desigualdad y hacer comparaciones entre distintas distribuciones de renta (véase por ejemplo <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>).

Sin embargo, cualquier valoración en términos de inestabilidad social y generación del conflicto que se pretenda realizar vinculada a los cambios en la renta media y la desigualdad debe tener en cuenta la estructura de la desigualdad. Cambios moderados en la desigualdad global pueden enmascarar aumentos de las distancias entre las rentas bajas y altas que pueden dar lugar a fracturas sociales y a sociedades más inestables. De ahí la

importancia de profundizar en la estructura de la desigualdad en los estudios de su relación con la conflictividad.

El procedimiento que se propone en este trabajo para analizar la desigualdad permite, entre otros, clasificar a los individuos en grupos de renta (pobres o clase media baja, clase media, y ricos o individuos más favorecidos en término de renta) de forma endógena. Es decir, la clasificación de los individuos en grupos de renta no viene dada por un porcentaje fijado a priori, por ejemplo S80/S20, sino que se determina a partir de los datos muestrales. Los estudios de pobreza constituyen otro ejemplo en el que umbral o línea de pobreza se determina a priori. La mayoría de Organismos que publican tasas de pobreza relativas utilizan como umbral el 60% de la mediana de la renta disponible por unidad de consumo. La clasificación que se realiza en este trabajo se obtiene de forma endógena y natural y aunque, como muestran los resultados empíricos, está cerca de ese valor preestablecido, no siempre coincide. Los grupos de renta resultantes permiten analizar la estructura de la desigualdad y a su vez relacionar la desigualdad con la posible generación de conflicto. Reducciones de renta que conlleven a pérdidas más acusadas en los hogares situados en la parte baja y media de la distribución describen patrones de distribución de renta más propensos al conflicto.

A continuación se exponen diferentes definiciones que se utilizarán para definir la medida propuesta.

La distribución de la renta, x , para una población de n individuos puede representarse mediante una variable aleatoria definida en el intervalo $[0, T]$ con $0 < T < \infty$. Sea $F(\cdot)$ la función de distribución de x y $f(\cdot)$ su función de densidad

$$F(x) = \int_0^x f(t) dt .$$

La renta media viene dada por la expresión

$$\mu = \int_0^T xf(x) dx .$$

La curva de Lorenz de la distribución de renta x atiende a la siguiente especificación

$$L(x) = \frac{1}{\mu} \int_0^x xf(x) dx .$$

La anterior expresión representa la proporción acumulada de renta total que poseen los individuos con rentas inferiores o iguales a t .

El gráfico de $L(x)$ contra $F(x)$ representa la curva de Lorenz asociada a la variable x cuando toma valores de 0 a T . Como se observa en el Gráfico 1 la curva se construye desde $(0,0)$ hasta $(1,1)$. Si existe desigualdad, los individuos pertenecientes a cuantiles de renta superiores reciben una proporción de renta mayor que su participación porcentual en la población, y los pertenecientes a cuantiles de renta más bajos reciben proporcionalmente menos renta que su participación en la población.

Consecuentemente, la curva de Lorenz está por debajo de la línea asociada a un ángulo de 45 grados o línea de igualdad perfecta. Si todas las rentas fueran iguales, la curva de Lorenz coincidiría con la línea de igualdad y la renta se distribuiría de forma equitativa. En el otro extremo, si un solo individuo recibiese toda la renta y el resto de la población

nada, es decir máxima concentración, la curva de Lorenz se trazaría a lo largo del eje horizontal, para ascender verticalmente en el punto (1,1).

Se denota por $V(x)$ a la derivada de la curva de Lorenz, es decir

$$V(x) = \frac{dL(x)}{dx}$$

Por construcción $L(x)$ y $V(x)$ son monótonas no decrecientes al ser rentas acumuladas. La derivada de ambas también es monótona no decreciente. Si la derivada de $L(x)$, $V(x)$ fuese decreciente en algún punto significaría que ese individuo tiene menos renta que el que está a su izquierda y tendría que haberse situado antes en la ordenación.

La desigualdad de diferentes distribuciones de renta y de una misma distribución en el tiempo puede compararse representando sus curvas de Lorenz en un mismo gráfico. La distribución con curva de Lorenz más próxima a línea de 45° presenta menor desigualdad. Si las curvas de Lorenz no se cortan se pueden ordenar las distribuciones de forma que la más próxima a la diagonal principal dominaría en sentido de Lorenz al resto. Sin embargo, cuando se comparan distribuciones de renta reales lo habitual es que se corten. Por ejemplo, de Kakwani (1984) detectó realizando comparaciones dos a dos de curvas de Lorenz de setenta y dos países que se cortaban en más de un treinta por ciento de los casos, siendo el caso más habitual aquel en el que las curvas presentan un solo corte. En estas situaciones se suele recurrir al cálculo del índice de Gini que tiene la ventaja de resumir en una sola cifra la información expresada por la curva de Lorenz. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que curvas con aspecto diferente pueden tener dos índices de concentración del mismo valor. Es decir, pueden presentarse curvas con el mismo grado de desigualdad global en las que la estructura del reparto de la variable es diferente y como se verá posteriormente, la inestabilidad social que puede generar la desigualdad está vinculada a esta estructura de reparto.

El índice de Gini se puede interpretar geométricamente a partir de la curva de Lorenz como el área entre la curva de Lorenz y la línea de 45° en términos de proporción respecto al área total por debajo de la mencionada línea:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(x) dx$$

El coeficiente de Gini es un índice relativo de desigualdad, es decir, rentas proporcionales no alteran el valor del índice. Adicionalmente este índice está comprendido entre 0 y 1. El valor 0 se asocia a la distribución de máxima igualdad o equidistribución y el valor 1 indica que la concentración de la renta es máxima.

Sean X_e , X_r y X_p tres puntos de corte en la población, que se determinan de forma endógena. X_e es el orden o la posición del individuo al que le corresponde una renta igual a la media; X_r representa el porcentaje de individuos pertenecientes a la clase con rentas más altas y X_p es el porcentaje de individuos con rentas más bajas o pobres. A partir de X_e , X_r y X_p se obtienen los umbrales que dividen a la distribución en grupos de renta y en base a los cuales se analizarán los cambios experimentados en la estructura de la desigualdad.

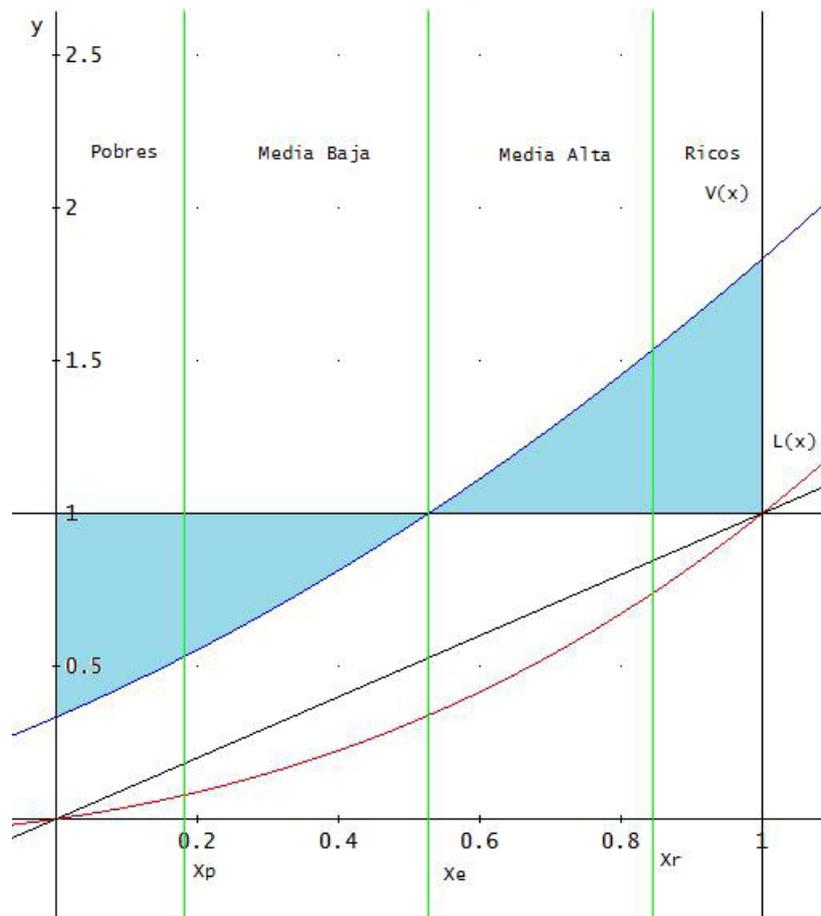
El punto de equidad, X_e es aquel para el que la pendiente de $L(x)$ es igual a la unidad, es decir $V(X_e) = 1$, y corresponde a la abscisa del individuo que tiene una renta exactamente igual a la media. Por tanto, todo individuo situado a la derecha de X_e tiene una renta mayor que la media y todo individuo a la izquierda de X_e tienen una renta inferior. De esta forma, X_e divide a la distribución en dos grandes grupos que se van a denominar: *Favorecidos* y *Desfavorecidos*.

Obsérvese que la renta de más que obtienen los favorecidos es exactamente igual a la renta de menos de los desfavorecidos. Gráficamente se corresponden al área entre $V(x)$ y la recta $V(x)=1$ (véase, Gráfico 1).

El área de superficie de forma triangular formada por $V(x)$ a la derecha de X_e y las rectas $Y=1$ y $X=1$, representa la *Renta Transferida*. El *umbral de riqueza* X_r , viene dado por la coordenada x del centroide de esta superficie plana. Los individuos cuya renta esté a la derecha de X_r pertenecen al grupo de rentas altas.

El área de superficie de forma triangular formada por $V(x)$ a la izquierda de X_e y las rectas $Y=1$ y $X=0$, representa la *Renta Transferida*. El *umbral de pobreza* X_p viene dado por la coordenada x del centroide de esta superficie. Los individuos cuya renta esté a la izquierda de X_p constituyen el grupo de los pobres o de renta baja.

Gráfico 1. Umbrales X_p y X_r ; punto de equidad (X_e) y grupos de renta y renta transferida

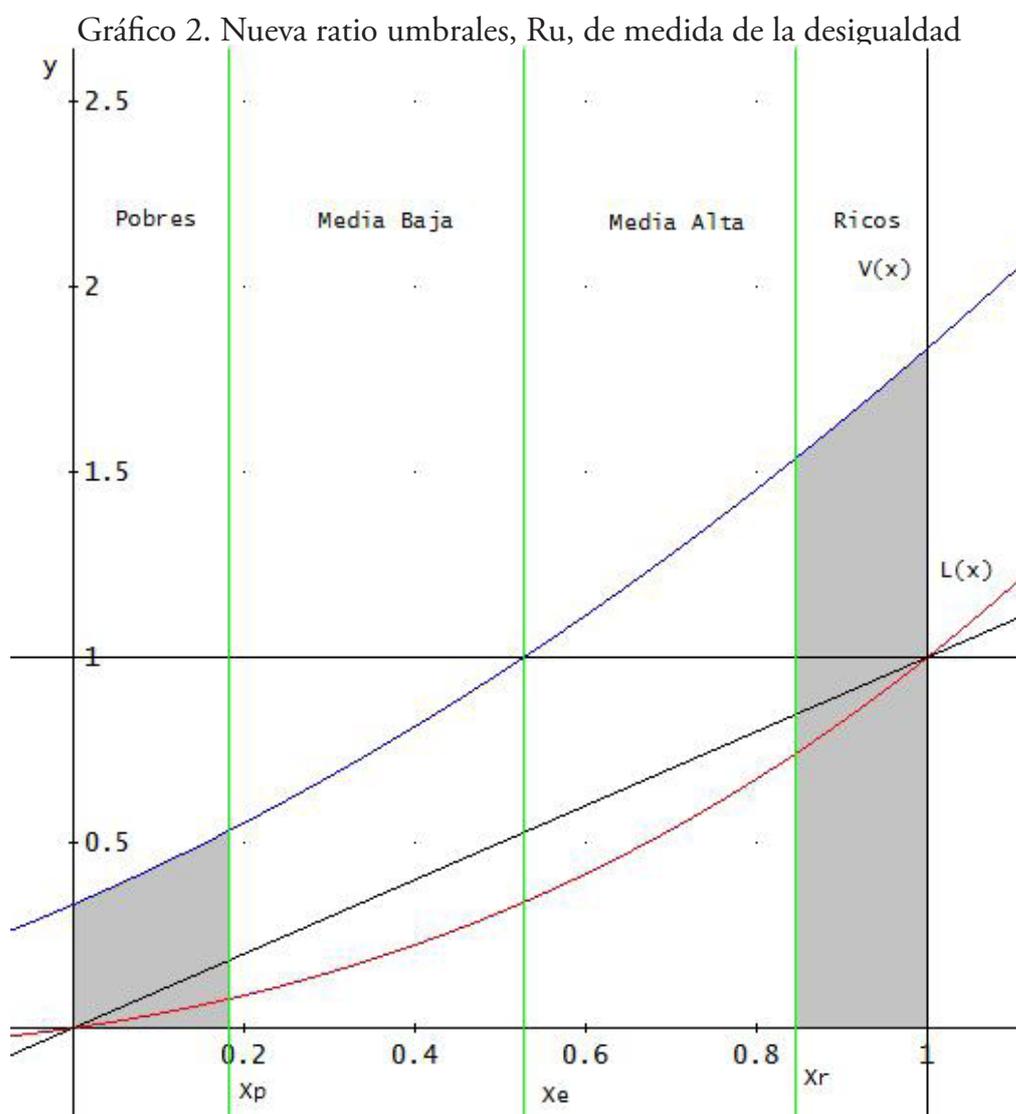


Atendiendo a las anteriores definiciones se propone como medida de desigualdad la siguiente ratio umbrales, Ru.

$$Ru = \frac{[1 - L(X_r)] / (1 - X_r)}{L(X_p) / X_p}$$

Esta medida representa el cociente entre la renta relativa de los individuos con las rentas más altas y la renta relativa de los más pobres. Nótese que corresponde a la razón entre las áreas bajo la curva $V(x)$ a la derecha de X_r y a la izquierda de X_p divididas por la amplitud de su intervalo respectivamente.

Este nuevo índice de desigualdad que se define es similar al ratio S80/S20 pero, en nuestra opinión, es más realista y objetivo porque se ajusta a cada distribución en particular. Como se puede observar en la aplicación empírica X_r está próximo a 0,8 pero no coincide necesariamente. Igualmente X_p está próximo a 0,2 pero tampoco coincide. Las rentas altas y los pobres o rentas bajas, vienen dados por la propia distribución de rentas y no por un porcentaje asignado a priori para todas las distribuciones.



Fuente: Elaboración propia

3. Aplicación empírica: Datos, Metodología y análisis de resultados

3.1. Datos

En este trabajo se utilizan datos procedentes de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) elaborada y publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La ECV pertenece al conjunto de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. Se publicó por primera vez en 2004, sustituyendo al Panel de Hogares de la Unión Europea, y su periodicidad es anual. Esta encuesta proporciona información sobre los ingresos y situación económica de los hogares; pobreza y privación material; empleo y actividad; situación socioeconómica de las personas mayores (pensiones y jubilación); vivienda y costes asociados a la misma; nivel de formación; salud y desarrollo regional. En términos generales, la ECV permite analizar la distribución de la renta así como la composición de la pobreza y la exclusión social en España. A su vez, el carácter comunitario de la misma permite la realización de comparaciones con otros países de la Unión Europea.

Los datos de renta utilizados en este trabajo corresponden a los años 2005, 2007, 2009 y 2011. Concretamente, se utiliza la renta disponible del hogar, es decir, neta de impuestos directos y transferencias. Dicha variable se refiere al año anterior a la realización de la encuesta. La elección de este periodo de tiempo está motivada por el interés en analizar la desigualdad antes y durante la crisis económica y financiera.

Para obtener medidas de desigualdad no es adecuado considerar como unidad el hogar, ya el nivel adquisitivo de una familia es distinto según sea en número de miembros que la componen. Para solventar este problema se calcula para cada hogar el ingreso por unidad de consumo utilizando la escala de equivalencia de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) modificada. Esta escala asigna el valor 1 al primer adulto, 0.5 al segundo adulto y a los siguientes y 0.4 a los menores de 14 años. Una vez calculada la renta disponible por unidad de consumo o renta equivalente se le imputa a cada uno de los miembros del hogar. Finalmente, para tener en cuenta el efecto de la inflación durante el periodo considerado, los datos de renta se han deflactado expresándose en euros constantes del 2011.

3.2. Metodología

Para calcular los indicadores, tanto el índice de Gini como el nuevo ratio umbrales, hay que conocer o bien obtener las funciones $V(x)$ o $L(x)$. Cualquiera de las dos es suficiente pues se pasa fácilmente de una a otra integrando o derivando. Otra forma, que es la que se utiliza en esta aplicación empírica, es ordenar los datos de menor a mayor y agruparlos en quintiles. A partir de los quintiles se obtiene una función polinomial que es $V(x)$. Se calculan las áreas de los distintos trapecios que forman $V(x)$ con el eje x , se obtienen las áreas acumuladas y de ahí se obtiene la curva de Lorenz. La ratio S80/S20 se obtiene simplemente dividiendo el quintil 5 entre el quintil 1. El índice de Gini se puede obtener con la fórmula que especificada en el apartado 2, o bien directamente utilizando

los quintiles. En este último caso el valor obtenido es un poco menos preciso ya que la integral se ha obtenido con el área de rectángulos, pero es muy rápido y sencillo de calcular. La fórmula para obtener el índice de Gini de los quintiles es la siguiente:

$$G = \frac{1}{5}(4(Q5 - Q1) + 2(Q4 - Q2))$$

Los valores de los quintiles de la renta disponible en los hogares españoles, que se han obtenido a partir de los datos de la ECV, se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. Quintiles de la renta equivalente disponible relativa

Año	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
2005	0.0686	0.1245	0.1725	0.2357	0.3987
2007	0.0728	0.1278	0.1753	0.2354	0.3887
2009	0.0755	0.1318	0.1773	0.2362	0.3792
2011	0.0668	0.1261	0.1749	0.2380	0.3943

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

La representación de los quintiles son rectángulos cuya altura es su valor y cuya base vale 0.2 igual para todos. Para obtener $V(x)$ a partir de los quintiles hay que formar una poligonal uniendo los centros de cada rectángulo. El área de los triángulos superior e inferior se compensa así como el primer y el último triángulo que se compensan entre sí. Como la base de cada triángulo vale 0.2, hay que multiplicar cada valor por 5 para que el área total bajo la curva $V(x)$ valga la unidad. En la tabla 2, se dan las fórmulas de paso de los quintiles a los vértices de la poligonal de $V(x)$.

Tabla 2. Fórmulas para obtener la poligonal $V(x)$ a partir de los Quintiles

X0 =	0.0	V(0.0) =	5/2*Q1
X1 =	0.1	V(0.1) =	5*Q1
X2 =	0.2	V(0.2) =	5/2*(Q1+Q2)
X3 =	0.3	V(0.3) =	5*Q2
X4 =	0.4	V(0.4) =	5/2*(Q2+Q3)
X5 =	0.5	V(0.5) =	5*Q3
X6 =	0.6	V(0.6) =	5/2*(Q3+Q4)
X7 =	0.7	V(0.7) =	5*Q4
X8 =	0.8	V(0.8) =	5/2*(Q4+Q5)
X9 =	0.9	V(0.9) =	5*Q5
X10 =	1.0	V(1.0) =	5*Q5+5/2*Q1

Fuente: Elaboración propia

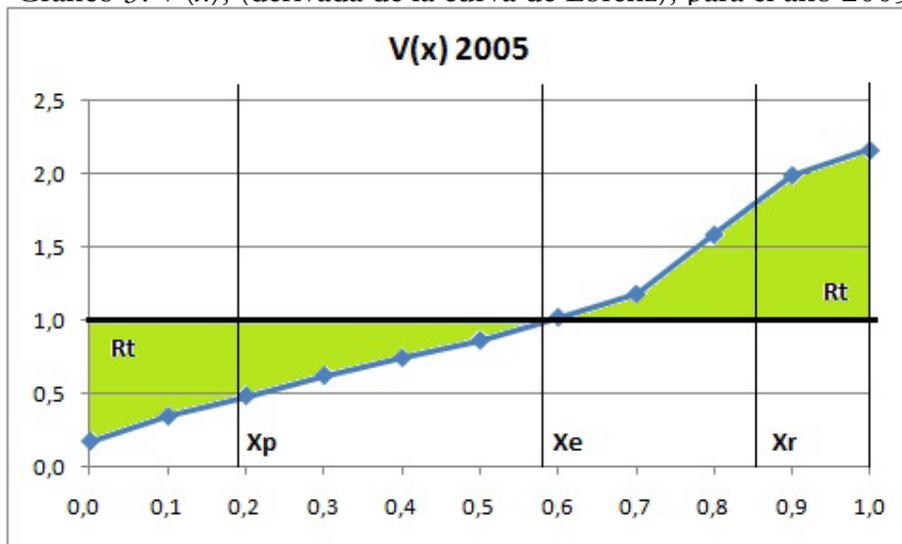
Los valores obtenidos con las fórmulas anteriores para la poligonal $V(x)$ se recogen en la tabla 3. Para el año 2005 se representan en el gráfico 3. Solo se ha representado el año 2005 porque los demás años se obtienen de forma parecida. Los valores del punto de equidad X_e , y de los umbrales de pobreza y riqueza X_p y X_r , se representan en el mismo gráfico 3 para el año 2005 y para los otros años se dan en la tabla 4.

Tabla 3. Valores de la poligonal $V(x)$

Año	V(0.0)	V(0.1)	V(0.2)	V(0.3)	V(0.4)	V(0.5)	V(0.6)	V(0.7)	V(0.8)	V(0.9)	V(1.0)
2005	0.1715	0.3429	0.4828	0.6227	0.7427	0.8627	1.0206	1.1784	1.5859	1.9933	2.1648
2007	0.1821	0.3642	0.5017	0.6391	0.7577	0.8763	1.0266	1.1769	1.5602	1.9434	2.1256
2009	0.1888	0.3776	0.5182	0.6588	0.7727	0.8867	1.0339	1.1811	1.5385	1.8958	2.0846
2011	0.1669	0.3339	0.4821	0.6304	0.7523	0.8743	1.0321	1.1900	1.5807	1.9715	2.1384

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

Gráfico 3. $V(x)$, (derivada de la curva de Lorenz), para el año 2005



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

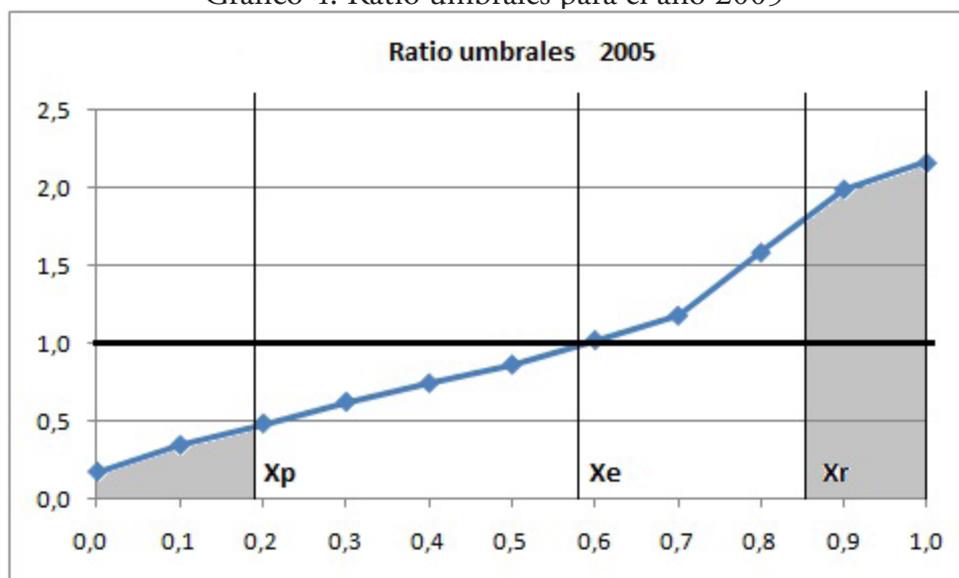
Tabla 4. Valores relativos de los umbrales de población

Año	X_p	X_e	X_r
2005	0.1968	0.5870	0.8540
2007	0.1938	0.5823	0.8534
2009	0.1904	0.5770	0.8521
2011	0.1930	0.5796	0.8520

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

La ratio umbrales para el año 2005 se calcula dividiendo las rentas de los extremos previamente divididas cada una por su base, $(1-X_p)$ y X_p respectivamente. En el gráfico 4 pueden verse las áreas correspondientes.

Gráfico 4. Ratio umbrales para el año 2005



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

Sumando los valores de los quintiles, se obtienen los quintiles de la renta relativa acumulada. Estos se presentan en la tabla 5.

Tabla 5. Quintiles de la renta equivalente disponible relativa acumulada

Año	Q acum. 1	Q acum. 2	Q acum. 3	Q acum. 4	Q acum. 5
2005	0.0686	0.1931	0.3657	0.60138	1
2007	0.0728	0.2007	0.3760	0.6113	1
2009	0.0755	0.2073	0.3846	0.6208	1
2011	0.0668	0.1929	0.3678	0.6057	1

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

Estos valores acumulados son necesarios para calcular la curva de Lorenz. Obsérvese que el quintil número cinco siempre suma 1 pues es renta equivalente relativa. En la práctica es preferible calcular la curva de Lorenz a partir de la poligonal $V(x)$. Dado que la curva de Lorenz $L(x)$ es la integral de $V(x)$, se calcula el área de cada trapecio de la poligonal y se suman. Esto es más exacto ya que hay diez trapecios frente a cinco quintiles.

Los valores acumulados para obtener las curvas de Lorenz se recogen en la tabla 6. En ella pueden verse los valores para los años 2005 a 2011 de las rentas porcentuales acumu-

ladas para los distintos porcentajes de población, representados por la variable x. Se han omitido los valores para x = 0 ya que valen siempre cero.

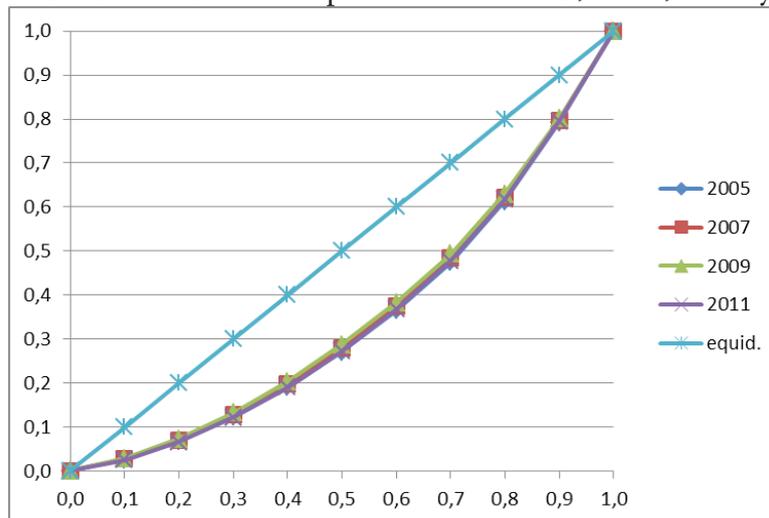
Tabla 6. Valores de la curva de Lorenz para los años 2005, 2007, 2009 y 2011

Año	x = 0.1	x = 0.2	x = 0.3	x = 0.4	x = 0.5	x = 0.6	x = 0.7	x = 0.8	x = 0.9	x = 1
2005	0.0257	0.0670	0.1223	0.1905	0.2708	0.3650	0.4749	0.6131	0.7921	1.00
2007	0.0273	0.0706	0.1276	0.1975	0.2792	0.3743	0.4845	0.6214	0.7965	1.00
2009	0.0283	0.0731	0.1320	0.2035	0.2865	0.3825	0.4933	0.6293	0.8010	1.00
2011	0.0250	0.0658	0.1215	0.1906	0.2719	0.3673	0.4784	0.6169	0.7945	1.00

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

Las distintas curvas de Lorenz obtenidas así como se muestran en el gráfico 5 donde puede observarse la similitud a esta escala gráfica. El índice de Gini es el doble de la distancia entre la bisectriz, que se representa como equidistribución, y las distintas curvas.

Gráfico 5. Curvas de Lorenz para los años 2005, 2007, 2009 y 2011



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

3.3. Análisis de resultados

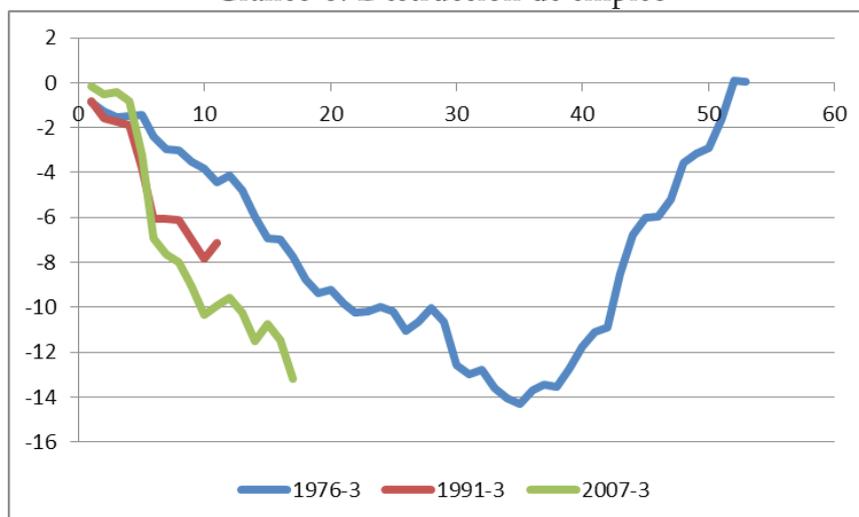
Aunque el propósito de este trabajo no es analizar de forma detenida los efectos de la crisis en términos de distribución de renta y generación de conflicto, es conveniente describir el contexto económico durante el periodo considerado.

Como es ampliamente conocido, la economía española está inmersa en una etapa de crisis e inestabilidad en la que el escenario macroeconómico ha sufrido un fuerte deterioro. En el 2008 los signos de desaceleración de la economía española se hicieron más

visibles presentado los principales indicadores macroeconómicos una evolución adversa. El Producto interior bruto (PIB) comenzó a descender en el tercer trimestre del 2008 y siguió disminuyendo en 2009. Concretamente, en el 2009 se produjo una fuerte contracción del PIB siendo la tasa de variación con respecto a 2008 de -3.74 % (véase Tabla A.1 en el apéndice). El PIB empezó a recuperarse en 2010, pero de forma lenta, viéndose esta recuperación ensombrecida por la crisis de la deuda que tuvo lugar en 2010 y encareció la financiación para algunos países (principalmente los países del sur de la eurozona como España) disparándose la prima de riesgo. Para frenar la crisis de la deuda había que disminuir el déficit público dificultando este hecho el impulso de la actividad económica por parte de las Administraciones Públicas. Los procesos de ajuste necesarios para controlar el déficit público limitaron el crecimiento de la economía española que fue muy modesto en 2011 sin llegar a consolidarse (véase Tabla A.1).

Como consecuencia de la caída de la actividad económica se comenzó a destruir empleo de forma masiva. El Gráfico 6 permite observar la gravedad de la crisis en términos de destrucción de empleo en comparación con la que tuvo lugar en la crisis de finales de los setenta y la crisis de los noventa. Para construir este gráfico se han representado las tasas de variación trimestral del número de empleados tomando como referencia el último trimestre en que se generó empleo en cada uno de los periodos considerados (tercer trimestre de 1976, tercer trimestre de 1991 y tercer trimestre de 2007; Tabla A.2). Como se observa, la actual crisis está siendo más virulenta que la de los años 1992-1993 y según indican los datos se parece más a la de finales de 1970. En esta última se tardaron 36 trimestres en alcanzar el máximo de destrucción de empleo desde el máximo de empleo anterior. En la crisis de los noventa se tardaron 11 trimestres en alcanzar el máximo de destrucción de empleo que supuso el 7.86 % del máximo conseguido a finales de 1991. En la actual crisis, el máximo de destrucción de empleo a finales del 2011 se situó en 13.3 % desde el máximo de empleo conseguido a finales del 2007.

Gráfico 6. Destrucción de empleo



Fuente. Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa (EPA).

La Tabla A.1 recoge la tasa anual de variación del empleo y permite observar que destrucción de empleo fue bastante importante en el año 2009 y aunque en los años 2010 y 2011 fue menor, ésta vuelve a agravarse en 2012 debido, entre otras causas, a la reforma laboral de 2012 que flexibilizó las condiciones para la extinción de los contratos colectivos y la continuidad en el recorte de la oferta de empleo público.

Otra magnitud macroeconómica que se ha visto fuertemente afectada por la crisis económica y financiera es la tasa de desempleo pasando del 9.2% en 2005 al 21.4% en 2011, situándose entre las más altas de la eurozona (Tabla A.1).

El hecho de que la mayor parte de las rentas de los hogares provengan de las retribuciones salariales, hace que el comportamiento del mercado laboral, concretamente el del desempleo y la destrucción de empleo, tenga serias repercusiones en la distribución de la renta. No obstante hasta el 2011 no se observa un reajuste en la renta equivalente. Esta situación que determina en cierto modo la evolución de la desigualdad, se debe en parte a la rigidez del mercado laboral español en la determinación salarial que se ve afectada por el carácter multianual de parte de los convenios colectivos.

En la Tabla 6 aparecen las rentas a partir de los cuales se obtiene la ratio umbrales y los distintos grupos de renta. Estos umbrales, obtenidos endógenamente, nos permiten clasificar a los individuos en clases sociales en función de su renta y analizar su evolución. Como se explicó en el epígrafe segundo el punto de equidad coincide con la renta media de la distribución y la divide en dos grandes grupos: favorecidos y desfavorecidos. El primer grupo contiene a los individuos con rentas inferiores a la media y el segundo a los individuos con rentas superiores a la media. El umbral X_p subdivide el grupo de desfavorecidos en pobres y clase media baja y el umbral X_r subdivide al grupo de favorecidos en clase media y grupo de renta alta o ricos.

Se observa que aunque los efectos de la crisis se hicieron visibles en 2008 hasta el 2011 los umbrales de renta no disminuyeron. El umbral X_p así como la renta media equivalente disminuyeron en de 2005 a 2011 (0.65% y 2.1% respectivamente). Por el contrario el umbral asociado a rentas más elevadas aumentó (0.82%) de 2005 a 2011. Este resultado pone de manifiesto que el empeoramiento de las condiciones macroeconómicas afecta con mayor intensidad a los individuos con menores rentas cuya participación en el mercado laboral es más inestable. El aumento del desempleo y la caída de los salarios de los trabajadores con menos recursos y cualificación han dado origen, en la mayoría de los casos, a un empeoramiento de los niveles de vida junto con un aumento de las condiciones de vulnerabilidad que conllevan a sociedades más empobrecidas.

Tabla 6. Umbrales de renta

Año	Renta Baja	Renta Media	Renta Alta
2005	6624.38	13850.70	25010.65
2007	7037.33	14270.80	25184.37
2009	7783.23	15422.70	26597.01
2011	6667.87	14136.30	25215.07

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

En la Tabla 7 se muestran las tres medidas de desigualdad calculadas: índice Gini, Ratio umbrales y S80/S20. Se puede observar que las tres muestran una disminución de la desigualdad de 2005 a 2009 y un aumento en 2011. Sin embargo si se compara la desigualdad entre el periodo 2005-2011 se observa que atendiendo al índice de Gini ésta disminuye (-0.5%) mientras que experimenta un aumento según la ratio umbrales y S80/S20 (1.45% y 1.59% respectivamente). Este resultado nos induce a pensar que el índice de Gini, para estos datos, no refleja los cambios que se han producido en la distribución de la renta como consecuencia de la crisis económica. En otras palabras, este resultado pone de manifiesto la limitación del índice de Gini para identificar cambios en los extremos inferior y superior de la distribución de la renta. Esta limitación puede ocultar patrones de desigualdad más propensos al conflicto, que acentúen las diferencias entre ricos y pobres con la consiguiente disminución de la clase media.

La medida ratio umbrales se interpreta como un indicador de distancia entre la renta relativa de los individuos con ingresos más altos y la renta relativa de los individuos con menor renta. Los datos de la Tabla 7 revelan un aumento de la ratio umbrales y por tanto de la distancia entre rentas en 2011 acentuándose la brecha entre ricos y pobres.

Tabla 7. Renta media y medidas de desigualdad

Año	Tamaño Muestral	Renta equivalente media	Gini	Ratio umbrales	S80/S20
2005	37110	13,850.70	0.3085	6.0801	5.8128
2007	34425	14,270.80	0.2957	5.6744	5.3358
2009	30340	15,422.70	0.2847	5.3936	5.0205
2011	34220	14,136.30	0.3068	6.1686	5.9052

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

Los grupos de renta que se muestran en la Tabla 8 nos permiten analizar la estructura de la desigualdad. Estos datos ponen de manifiesto que la recesión y la ralentización del crecimiento de las rentas perjudicaron, fundamentalmente, a los individuos pertenecientes al segmento de hogares más pobres que en el 2011 vieron reducida su participación en el total de la renta en un 4.58%. La participación en el total de renta de la población clasificada en el grupo de clase media baja se redujo en un 0.8 % en 2011. Los hogares mejor posicionados en la distribución de la renta muestran un comportamiento opuesto. La participación en el total de la renta de los grupos con renta media y alta aumenta un 1.38 % y 0.10% respectivamente.

El perfil descrito anteriormente, revela que cambios moderados en la desigualdad global pueden ocultar aumentos de las distancias entre rentas altas y bajas que erosionan la cohesión social, ya que al aumentar la brecha entre ricos y pobres podrían aumentar las actividades criminales e ilegales junto con costes de transacción relacionados con seguridad en la actividad empresarial y la inestabilidad política.

En relación con el anterior resultado cabe destacar la evolución del índice de Paz Global en los años 2008-2011. Este índice elaborado por el Instituto para la Economía y la Paz (Institute for Economics and Peace; <http://economicsandpeace.org>) mide el nivel de paz y la ausencia de violencia en un país atendiendo a 23 indicadores como el gasto militar en relación al PIB, nivel de conflictos internos, inestabilidad política, número de guerras internas e externas libradas etc., de 162 países. No cabe duda de que aunque España está bien situada en el ranking de paz global, su posición descendió del puesto 29 en el 2008 al 36 en 2010 y 30 en 2011 (Tabla A.3 del Apéndice). Aunque es necesario extender el periodo de estudio para profundizar en los efectos de la crisis en la distribución de la renta, los anteriores resultados sugieren un análisis detallado que relacione el aumento de la desigualdad con la evolución del índice de Paz Global así como con algunos de los indicadores que lo componen.

Tabla 8. Reparto de renta

España	Reparto de la Renta (%)					
	1º nivel		2º nivel			
Año	Desfav.	Favorecid.	Baja	Media Baja	Media Alta	Alta
2005	35.18	64.82	6.55	28.64	35.28	29.54
2007	35.64	64.36	6.75	28.89	35.37	28.99
2009	35.91	64.09	6.82	29.09	35.51	28.58
2011	34.66	65.34	6.25	28.41	35.77	29.57

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECV

4. Conclusiones

La nueva medida de desigualdad, ratio umbrales, R_u , y los nuevos umbrales X_p y X_r presentados, al ser endógenos, es decir aportados por los datos de la distribución, son más exactos que los fijados a priori y con carácter general para todas las distribuciones. Trabajando de esta forma, se consigue una mejor aproximación a la realidad de la desigualdad. Con el punto de equidad X_e y con la función $V(x)$, la renta transferida R_t , se muestra directamente sin necesidad de realizar cálculos posteriores.

Estas herramientas, al poder profundizar en la estructura de la desigualdad, abren la posibilidad de estudiar la desigualdad diferenciando la incidencia de la misma para cada clase social. Se puede analizar, entre otras cosas, cómo aumenta y disminuye la amplitud de las clases medias tanto en porcentaje de población como en reparto de rentas. Esto sugiere inmediatamente dos futuras líneas de investigación. La primera consistiría en

relacionar estas medidas con indicadores reconocidos de conflicto y establecer posibles relaciones de dependencia. La segunda estaría relacionada con la evaluación de la influencia de las clases medias como elemento amortiguador de la conflictividad social. Se pueden utilizar también estas nuevas medidas y umbrales para el estudio de la brecha social originada por la desigualdad en el reparto de las rentas.

El análisis de la distribución de la renta mediante la metodología propuesta, revela en primer lugar un aumento de la desigualdad global durante el periodo considerado. En segundo lugar, destaca el empeoramiento más acusado que registraron los individuos situados en las partes media y baja de la distribución de la renta. Como consecuencia se han acentuado las diferencias en renta entre individuos ensanchándose la brecha entre ricos y pobres. Esta situación requiere de mecanismos redistributivos que amortigüen los efectos negativos de la crisis y disminuyan el riesgo de fractura social que conlleva a sociedades duales con escasa cohesión social y más propensas al conflicto.

5. Referencias bibliográficas

- Alesina A. y Perotti, R. (1996) Income distribution, political instability and investment», *European Economic Review*, núm. 40, pp. 1203-1228.
- Atkinson, A.B. (1970) «On the Measurement of Inequality», *Journal of Economics Theory*, núm. 2; pp. 244-263.
- Bartusevičius, H. (2014) The inequality–conflict nexus re-examined Income, education and popular rebellions, *Journal of Peace Research*, núm. 51(1), pp. 35-50.
- Besançon, M. L. (2005) Relative resources: inequality in ethnic wars, revolutions, and genocides, *Journal of Peace Research*, núm. 42(4), pp.393-415.
- Dagum, C. (2001) «On the relationship between income inequality measures and social welfare functions», *Journal of Econometrics*, núm. 43, pp.91-102.
- Delhey, J., y Dragolov, G. (2014) Why inequality makes Europeans less happy: The role of distrust, status anxiety, and perceived conflict, *European sociological review*, nº 30 (2), pp.151-165.
- Dubrow, J. K., Slomczynski, K. M., y Tomescu-Dubrow, I. (2008) Effects of democracy and inequality on soft political protest in Europe: exploring the European social survey data», *International Journal of Sociology*, nº 38 (3), pp. 36-51.
- Esteban, J., y Ray, D. (2011) Linking conflict to inequality and polarization, *The American Economic Review*, nº 101(4), pp. 1345-1.374.
- García-Montalvo, J., y Reynal-Querol, M. (2004) «Ethnic polarization, potential conflict, and civil wars», *Potential Conflict, and Civil Wars* (July 2004).
- Gini, C. (1921) Measurement of inequality of incomes, *Economic Journal*, nº 31, pp. 124-126.
- Gurr, T. R. (1968) A causal model of civil strife: A comparative analysis using new indices, *American Political Science Review*, nº 62(4), pp. 1104–1124.

- Gurr, T. R. (1970) «Sources of rebellion in Western societies: Some quantitative evidence», *Annals of the American Academy of Political and Social Science* núm. 391, pp. 128-144.
- Jiménez Bautista, Francisco (2009) *Saber Pacífico: La paz neutra. Marco para una agenda de Estudios para la paz*, Loja, Ecuador, UTP Loja.
- Jiménez Bautista, Francisco; Arzate-Salgado, Jorge y Castillo Fernández, Didimo (2014) *Crisis capitalista, pauperización social y sistema de bienestar en España y México*, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México/Editorial Porrúa.
- Kakwani, N.C. (1984) Welfare ranking of income distributions», *Advances in Econometrics*, nº 3, pp. 191-213.
- Kolm, S.C. (1976a) Unequal inequalities I», *Journal of Economic Theory*, nº 13, pp. 416-442.
- Kolm, S.C. (1976b) Unequal inequalities II, *Journal of Economic Theory*, nº 13 pp. 82-111.
- Lichbach, M.I. (1989) Does Economic Inequality Breed Political Conflict? *World Politics*, nº 4, pp. 431-470.
- López, M. (2011) Reflexiones sobre las desigualdades en el contexto de los estudios de paz, *Revista de Paz y Conflictos*, nº 4, pp. 1-15.
- Macours, K. (2011) Increasing inequality and civil conflict in Nepal, *Oxford Economic Papers*, nº 63(1), pp.1-26.
- Muller, E. N. y Seligton, M.A. (1987) Inequality and Insurgency, *American Political Science Review*, nº 81, pp. 425-451.
- Nafziger, E. W., & Auvinen, J. (2002) Economic development, inequality, war, and state violence, *World Development*, nº 30(2), pp. 153-163.
- Nelson, J. M. (1998) Poverty, inequality, and conflict in developing countries, Washington, D.C., The Rockefeller Brothers Fund, Inc.
- Østby, G. (2013) Inequality and political violence: A review of the literature, *International Area Studies Review*, nº 16(2), pp. 206-231.
- Sigelman, L. y Simpson, M. (1977) A Cross-National Test of the Linkage Between Economics Inequality and Political Violence, *Journal of Conflict Resolution*, nº 21, pp.105-128.

6. Apéndice

Tabla A.1 Tasa de variación PIB, Tasa de paro y Empleo

Año	TV PIB precios constantes	Tasa de paro	Empleados (millones)	Destrucción empleo
2004	3257	10.975	17971	
2005	3588	9150	18973	5576
2006	4075	8525	19748	4085
2007	3479	8275	20356	3079
2008	0893	11.300	20258	-0481
2009	-3742	18.000	18888	-6763
2010	-0322	20.075	18457	-2282
2011	0417	21.650	18105	-1907
2012	-1538	24.900	17312	-4380

Fuente. Fondo Monetario Internacional

Tabla A.2 Variación trimestral del número de empleos

	Empleos	T. V.		Empleos		Empleos		
1976TIII	12777.3		1988TIII	12319.1	-3.59	2000TIII	15681.8	19.52
1976TIV	12668.8	-0.85	1988TIV	12371.2	-3.18	2000TIV	15782.3	20.29
1977TI	12615.6	-1.27	1989TI	12407.5	-2.89	2001TI	15866.3	20.93
1977TII	12580.3	-1.54	1989TII	12571	-1.61	2001TII	16076.3	22.53
1977TIII	12590.1	-1.47	1989TIII	12792.7	0.12	2001TIII	16294.3	24.19
1977TIV	12591.6	-1.45	1989TIV	12781.7	0.03	2001TIV	16348.2	24.60
1978TI	12471.1	-2.40	1990TI	12837.5	0.47	2002TI	16335.6	24.51
1978TII	12401.6	-2.94	1990TII	12906.8	1.01	2002TII	16597.2	26.50
1978TIII	12394.5	-3.00	1990TIII	13033.6	2.01	2002TIII	16763.1	27.77
1978TIV	12325.5	-3.54	1990TIV	13041.8	2.07	2002TIV	16825.4	28.24
1979TI	12287.3	-3.83	1991TI	13025.4	1.94	2003TI	16923.6	28.99
1979TII	12212.7	-4.42	1991TII	13067.6	2.27	2003TII	17241.1	31.41
1979TIII	12247.5	-4.15	1991TIII	13120.2	0.40	2003TIII	17459.4	33.07
1979TIV	12162.4	-4.81	1991TIV	13015.1	-0.80	2003TIV	17559.7	33.84
1980TI	12013.3	-5.98	1992TI	12909.4	-1.61	2004TI	17600.4	34.15

	Empleos	T. V.		Empleos			Empleos	
1980TII	11892.7	-6.92	1992TII	12893.3	-1.73	2004TII	17865.8	36.17
1980TIII	11883.1	-7.00	1992TIII	12869.8	-1.91	2004TIII	18129.1	38.18
1980TIV	11790.5	-7.72	1992TIV	12616.8	-3.84	2004TIV	18288.1	39.39
1981TI	11655.8	-8.78	1993TI	12327	-6.05	2005TI	18492.7	40.95
1981TII	11579.2	-9.38	1993TII	12323.6	-6.07	2005TII	18894.9	44.01
1981TIII	11597	-9.24	1993TIII	12321.3	-6.09	2005TIII	19191.1	46.27
1981TIV	11521.3	-9.83	1993TIV	12203.3	-6.99	2005TIV	19314.3	47.21
1982TI	11469.3	-10.24	1994TI	12088.5	-7.86	2006TI	19400.1	47.86
1982TII	11477.4	-10.17	1994TII	12186.1	-7.12	2006TII	19693.1	50.10
1982TIII	11500.8	-9.99	1994TIII	12277.9	-6.42	2006TIII	19895.6	51.64
1982TIV	11477.8	-10.17	1994TIV	12278	-6.42	2006TIV	20001.8	52.45
1983TI	11362.9	-11.07	1995TI	12359.6	-5.80	2007TI	20069.2	52.96
1983TII	11415.8	-10.66	1995TII	12494.8	-4.77	2007TII	20367.3	55.24
1983TIII	11494.1	-10.04	1995TIII	12603.8	-3.94	2007TIII	20510.6	56.33
1983TIV	11414	-10.67	1995TIV	12590	-4.04	2007TIV	20476.9	-0.16
1984TI	11172.2	-12.56	1996TI	12626.7	-3.76	2008TI	20402.3	-0.53
1984TII	11119.3	-12.98	1996TII	12787.1	-2.54	2008TII	20425.1	-0.42
1984TIII	11143.5	-12.79	1996TIII	13007.8	-0.86	2008TIII	20346.3	-0.80
1984TIV	11040.3	-13.59	1996TIV	13064.5	-0.42	2008TIV	19856.8	-3.19
1985TI	10981.2	-14.06	1997TI	13126.5	0.05	2009TI	19090.8	-6.92
1985TII	10949.1	-14.31	1997TII	13275.5	1.18	2009TII	18945	-7.63
1985TIII	11029.4	-13.68	1997TIII	13445.8	2.48	2009TIII	18870.2	-8.00
1985TIV	11056.3	-13.47	1997TIV	13534.5	3.16	2009TIV	18645.9	-9.09
1986TI	11049.1	-13.53	1998TI	13632.9	3.91	2010TI	18394.2	-10.32
1986TII	11151	-12.73	1998TII	13814.2	5.29	2010TII	18476.9	-9.92
1986TIII	11275.9	-11.75	1998TIII	14047.6	7.07	2010TIII	18546.8	-9.57
1986TIV	11359.2	-11.10	1998TIV	14122	7.64	2010TIV	18408.2	-10.25
1987TI	11382.9	-10.91	1999TI	14324.3	9.18	2011TI	18151.7	-11.50
1987TII	11690.3	-8.51	1999TII	14626.4	11.48	2011TII	18303	-10.76
1987TIII	11911.9	-6.77	1999TIII	14848.8	13.18	2011TIII	18156.3	-11.48
1987TIV	12011.1	-6.00	1999TIV	14959.8	14.02	2011TIV	17807.5	-13.18
1988TI	12013.9	-5.97	2000TI	15119.3	15.24			
1988TII	12110.3	-5.22	2000TII	15440.2	17.68			

Tabla A.3 Índice Global de Paz para España

Año	Índice Paz Global	Ranking Índice Paz Global	Total de países
2008	1582	29	162
2009	1696	36	162
2010	1689	36	162
2011	1617	30	162

Fuente. Datos extraídos de la página <http://www.visionofhumanity.org/#/page/indexes/global-peace-index>

PROCESO EDITORIAL • EDITORIAL PROCESS INFO

Recibido: 21/10/2015 Aceptado: 18/12/2015

CÓMO CITAR ESTE ARTÍCULO • HOW TO CITE THIS PAPER

Vinuesa Guerrero, Benito y García Fernández, Rosa M. (2015) Nueva medida y umbrales para la desigualdad y su relación con la conflictividad, *Revista de Paz y Conflictos*, Vol. 8, nº 2, pp. 203-223.

SOBRE LOS AUTORES • ABOUT THE AUTHORS

Benito Vinuesa Guerrero. Doctorando Universidad de Granada. Programa de doctorado en el Instituto de la Paz y los Conflictos. Licenciado en Ciencias Físicas por la Universidad de Granada. Doctor Ingeniero de Armamento por la Escuela Politécnica Superior del Ejército. Durante tres cursos académicos ha sido Profesor Asociado en el Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa de la Universidad de Granada. En la actualidad es Gestor del Área de Inspecciones Industriales en la Subdelegación de Defensa de Granada.

Rosa M. García Fernández. Universidad de Granada. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa. Licenciada en Económicas y Empresariales (Sección General) por la Universidad de Murcia. Doctora en Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa por la Universidad de Granada. En la actualidad es profesora del Departamento de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa de la Universidad de Granada.