



Munich Personal RePEc Archive

Inequality and welfare in Spain and its Autonomous Communities

Goerlich, Francisco José and Villar, Antonio

Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Universitat de
València, Universidad Pablo de Olavide

2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/19487/>

MPRA Paper No. 19487, posted 21 Dec 2009 16:07 UTC

Desigualdad y Bienestar en España y sus Comunidades Autónomas (1973-2003)

Francisco José Goerlich Gisbert

Universidad de Valencia e Ivie

Antonio Villar

Universidad Pablo Olavide e Ivie

Version (R3): Noviembre/2007

Correspondencia: **Francisco J. Goerlich**, Universidad de Valencia, Departamento de Análisis Económico, Campus de Tarongers, Av de Tarongers s/n, 46022-Valencia. E-mail: Francisco.J.Goerlich@uv.es.

Agradecimientos: Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos, así como la ayuda de los proyectos del Ministerio de Ciencia y Tecnología/FEDER, SEJ2004-08011/ECON y SEC2005-02776, de la Junta de Andalucía, CICE Proyecto de Excelencia 01252, y del programa de investigación Fundación BBVA-Ivie.

RESUMEN

Este trabajo presenta una integración del enfoque normativo de Dalton-Atkinson-Sen sobre la medición de la desigualdad con el enfoque positivo vinculado a las medidas estadísticas de dispersión o la familia de *índices de entropía generalizados*. Nuestra aportación elige un índice de desigualdad concreto, el índice de Theil (1967), T , a partir de la imposición de una serie de propiedades razonables sobre una *función de evaluación social* que expresa la valoración social de un vector de rentas como una suma ponderada de las mismas. Finalmente realizamos una aplicación a partir de las *Encuestas de Presupuestos Familiares*, que muestran como las mejoras en la distribución han contribuido a mejorar el bienestar más allá del crecimiento observado en la renta *per capita*.

Palabras clave: Desigualdad, Distribución de la Renta, Bienestar, Encuestas de Presupuestos Familiares.

Clasificación JEL: D31

ABSTRACT

This paper presents an integration between the normative approach of Dalton-Atkinson-Sen to inequality measurement with the positive approach related to the statistical dispersion or the generalized entropy family of inequality indexes. Given a social valuation formula that expresses the aggregate social value as a weighted sum of particular incomes, where the weights represents the marginal social value of the individuals in the society, our approach selects a particular inequality index, the original Theil (1967) index, T , from the imposition on the social valuation formula, a minimal set of sensible conditions. Eventually an empirical exercise based on the *Household Budget Surveys* follows, that shows how improvements in the distribution have contributed to the increase in welfare beyond the observed increase in *per capita* income.

Key Words: Inequality, Income Distribution, Welfare, Household Budget Surveys.

JEL Classification: D31

I. INTRODUCCIÓN

En este trabajo abordamos una estimación de la evolución del bienestar en España y sus Comunidades Autónomas, en el periodo 1973-2003, entendiendo por bienestar una medida combinada de renta y desigualdad. Dicha medida resulta de una reelaboración del clásico enfoque normativo de la medición de la desigualdad, asociado a los nombres de Dalton, Atkinson y Sen, que permite una determinación natural e intuitiva de la forma de medición.

La idea esencial consiste en identificar el bienestar *per capita* de una sociedad con la renta igualitaria equivalente, es decir, con aquella cantidad de renta que igualmente distribuida produciría el mismo bienestar que la renta efectiva. Bajo condiciones generales, esta renta igualitaria equivalente puede expresarse como la renta *per capita* deflactada por un índice de desigualdad. La fórmula precisa de este índice de desigualdad depende del tipo de función de bienestar que escojamos de modo que, bajo ciertos supuestos naturales (homogeneidad), fijar una equivale a fijar otra.

El paso siguiente es determinar qué fórmulas de medición del bienestar (o de la desigualdad) resultan satisfactorias. Aquí la respuesta no es única puesto que existe todo un abanico de alternativas razonables. Sin embargo mostraremos un procedimiento que nos permite razonar sobre la naturaleza de la fórmula a elegir. De acuerdo con este procedimiento la valoración social de un vector de rentas puede expresarse como una suma ponderada de las mismas, cuyos coeficientes de ponderación corresponden a las valoraciones sociales marginales de los distintos individuos en la distribución de renta de referencia. Distintas fórmulas de ponderación conducen a diferentes funciones de evaluación social, de suerte que los juicios de valor presentes en nuestra evaluación del bienestar aparecerán reflejados en los criterios de ponderación de las rentas de los individuos.¹

De entre todas las alternativas disponibles nosotros escogemos aquella vinculada al índice de desigualdad de Theil (1967), por sus atractivas propiedades éticas y

¹ Nuestro enfoque es similar en espíritu al de la “función de bienestar social abreviada” de Lambert (1993, Cap.-5), o al de la “función de bienestar social de forma reducida” de Champenowne y Cowell (1997), aunque contiene matices sustancialmente diferentes.

operativas. En particular este indicador resulta descomponible aditivamente por subgrupos de población, con ponderaciones de los subgrupos que suman la unidad, y verifica la propiedad de “equidad mínima”. Ninguno de los demás indicadores satisface estas propiedades.

Una vez identificada la fórmula de medición del bienestar que consideramos adecuada, procedemos a aplicarla al análisis de la distribución de la renta en España y sus Comunidades Autónomas a partir de los datos contenidos en las Encuestas de Presupuestos Familiares para el periodo 1973/74 – 2003. Los datos muestran que las mejoras en la distribución de la renta han incrementado nuestro indicador de bienestar más allá del crecimiento observado en la renta *per capita*. Las mejoras, sin embargo, no se han producido de forma uniforme, ni en el tiempo, ni por Comunidades Autónomas.

Otros muchos autores han tratado una temática similar a la de este trabajo. En este sentido nuestro análisis tiene elementos en común con los realizados por Ruiz-Castillo y Sastre García (1999), Sastre García (1999), Oliver-Alonso, Ramos y Raymond-Bara (2001) o Ayala, Jurado y Pedraja (2006), entre otros, si bien el periodo de análisis, las opciones metodológicas y el énfasis en los temas son diferentes. En concreto, nuestro ejercicio adopta, en el plano teórico, un marco normativo que nos lleva de forma natural a la elección de un índice de desigualdad particular, el índice de Theil (1967), y su función de bienestar asociada. En el plano aplicado extenderemos el análisis hasta la información más reciente, situándonos en un contexto puramente relativo de medición de la desigualdad, pero examinando la evolución temporal de los niveles a partir de la función de bienestar social con un enfoque cardinal que permite comparaciones a lo largo del tiempo.

II. DESIGUALDAD Y BIENESTAR SOCIAL

El enfoque Dalton-Atkinson-Sen

Sea una sociedad N con n individuos, $N = \{1, 2, \dots, n\}$, y sea $y_i > 0$ la renta (real) del individuo $i \in N$ (cuya definición suponemos ha sido suficientemente precisada). Una *distribución de renta* es un vector n -dimensional, $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, es decir, un punto $\mathbf{y} \in \mathbb{R}_{++}^n$. Un *índice de desigualdad* es una función que aplica el espacio de

distribuciones de renta en los números reales, con algún contenido descriptivo de la dispersión de los vectores de renta. Hay toda una batería de índices de desigualdad cuyas propiedades son bien conocidas (véase por ejemplo Cowell 1995; Duclos y Araar 2006; Goerlich y Villar 2007; Ruiz-Castillo 2007).

Dalton (1920) propuso adoptar un enfoque normativo sobre los índices de desigualdad, introduciendo las funciones de bienestar como elemento de referencia necesario en la construcción de este tipo de indicadores. La idea esencial es que estos índices deben medir la pérdida de bienestar que la sociedad experimentaba debido a la desigual distribución de la renta. La idea fue sustancialmente re-elaborada por Atkinson (1970) quien combinó este enfoque con ciertos resultados obtenidos en la teoría de la decisión con incertidumbre y desarrolló un enfoque operativo y bien fundamentado de estas ideas. En esencia, Atkinson adopta una función de bienestar social W de tipo utilitarista (suma de utilidades individuales) y escoge funciones de utilidad individuales idénticas para todos los agentes y con una elasticidad de la utilidad marginal constante. Es decir, $W(\mathbf{y}) = \sum_{i \in N} u_i(y_i)$. Adviértase que la valoración social de una distribución de la renta resulta así dependiente tanto de la forma de la función de bienestar social (utilitarista, en este caso), como de la especificación de las funciones de utilidad que elijamos.

Sen (1973) propuso una reformulación del enfoque Dalton-Atkinson basado en la consideración de una función de bienestar social que dependía directamente de la distribución de la renta, sin pasar por las subjetivas funciones de utilidad individuales. Es decir, una función del tipo $W(\mathbf{y}) : \mathbb{R}_{++}^n \rightarrow \mathbb{R}$. A partir de esta formulación Sen define la renta igualitaria equivalente, ξ , como el nivel de renta *per capita* que, si fuese disfrutado por todos los individuos de la sociedad, produciría el mismo bienestar social que el generado por la actual distribución de renta. Es decir, ξ es aquel valor de y tal que

$$W(\xi \mathbf{1}_n) = W(\mathbf{y}) \quad (1)$$

donde $\mathbf{1}_n = \underbrace{(1, 1, \dots, 1)}_n$ es el vector unitario de dimensión n . Si imponemos sobre $W(\mathbf{y})$ las propiedades de *simetría* (permutar arbitrariamente la distribución de la renta no altera el bienestar social) y *cuasi-concavidad estricta* (una redistribución de renta siempre

aumenta el bienestar social), entonces ξ no puede ser mayor que la media $\mu(\mathbf{y})$ para cualquier distribución de renta. Así, la medida de desigualdad de Sen se define como:²

$$S_{\xi} = 1 - \frac{\xi}{\mu(\mathbf{y})} \quad (2)$$

Adviértase que el valor de ξ , que define el índice de desigualdad S_{ξ} , depende en realidad de la función de bienestar social, $W(\mathbf{y})$, que determina implícitamente su valor de acuerdo con (1).

Si identificamos el bienestar *per capita* de la sociedad con la renta igualitaria equivalente, ξ , entonces podemos tomar $W(\mathbf{y}) = n\xi$ como medida del bienestar agregado de la distribución de renta \mathbf{y} , por lo que la ecuación (2) nos permite escribir la siguiente igualdad

$$W(\mathbf{y}) = n\xi = Y \cdot (1 - S_{\xi}(\mathbf{y})) \quad (3)$$

donde $Y = n \cdot \mu$ es el volumen de renta total.

De este modo encontramos una forma particularmente sencilla e intuitiva de vincular bienestar y desigualdad. Para cada índice de desigualdad que escojamos, la ecuación (3) define una función de bienestar social que permite evaluar la distribución de la renta a partir de su tamaño y de su dispersión. De hecho, el bienestar aparece descrito como la renta total, Y , deflactada por el componente $YS_{\xi}(\mathbf{y})$, que corresponde al bienestar perdido por la desigualdad medida en unidades monetarias. Es decir, la cantidad de renta adicional de que podría disponer la sociedad si no hubiera desigualdad. Claramente esta cuantía aumenta con la desigualdad y se hace cero cuando la distribución de la renta es perfectamente igualitaria. Lo que equivale a decir que la renta total es una medida aceptable de bienestar sólo si su distribución es igualitaria, en cuyo caso tendríamos obviamente que $W(\mathbf{y}) = Y$.

Observación 1: *La relación entre índices de desigualdad y funciones de bienestar social resulta biunívoca cuando las funciones de bienestar son homogéneas (preferencias sociales homotéticas), es decir, cuando la función de evaluación es de naturaleza cardinal (Blackorby y Donaldson 1978; Ebert 1987). Dutta y Esteban (1992) muestran que este requisito es más fuerte de lo necesario y determinan las*

² La única diferencia con la medida de desigualdad de Atkinson (1970), A , es que ahora ξ no depende de las funciones de utilidad individuales, y es por tanto mucho más general.

condiciones necesarias y suficientes para que un índice de desigualdad sea consistente con una única función de bienestar social.

Observación 2: Es interesante señalar aquí que la propiedad de homogeneidad en la función de bienestar social tiene implicaciones sobre la naturaleza de las funciones de utilidad que implícitamente la configuran. En efecto, como discute sistemáticamente D’Aspremont (1984, 1994), la homogeneidad de la función de bienestar social impone condiciones sobre las preferencias de los individuos. En particular la homogeneidad exige que las preferencias resulten comparables interpersonalmente en términos de una unidad común, cualquiera que sea, y un origen fijo (D’Aspremont 1984, sección 3.5). De este modo, podemos interpretar que la homogeneidad de la función de bienestar introduce implícitamente un criterio de comparabilidad interpersonal.

Observación 3: Adviértase que cuando el índice de desigualdad puede tomar valores superiores a la unidad la función de bienestar social no resulta monótona en la renta. Es decir, si $S_{\xi}(\mathbf{y}) > 1$ un aumento de la renta empeora el bienestar social (lo que indica que nuestra preocupación por la igualdad es tan alta que más renta sólo resultaría preferible si se acompañara de una disminución de la desigualdad).

Puesto que estamos adoptando una “métrica monetaria” como medida del bienestar social, el valor de la función $W(\mathbf{y})$ dependerá de las unidades de medida de la renta. Lo mismo ocurre con la magnitud de la pérdida de bienestar debida a la desigualdad, $Y.S_{\xi}(\mathbf{y})$. Este problema no se presenta cuando consideramos la *pérdida relativa de bienestar*

$$z_w(\mathbf{y}) = \frac{Y.S_{\xi}(\mathbf{y})}{W(\mathbf{y})} = \frac{S_{\xi}(\mathbf{y})}{1 - S_{\xi}(\mathbf{y})} \quad (4)$$

Expresión que, multiplicada por 100, nos da el porcentaje de renta adicional que podríamos alcanzar si no hubiera desigualdad.

Por otra parte, si observamos la relación trivial $S_{\xi}(\mathbf{y}) = \frac{YS_{\xi}(\mathbf{y})}{Y}$, podemos concluir que la magnitud del índice de desigualdad $S_{\xi}(\mathbf{y})$ se puede interpretar como la pérdida de bienestar por unidad de renta.

Funciones de evaluación social

A partir de este planteamiento definimos ahora una **función de evaluación social** V , como una particularización de la función de bienestar social W sobre la que imponemos dos condiciones: homogeneidad de grado uno y diferenciabilidad. Es decir, una función de evaluación social es una función $V(\mathbf{y})$ que aplica el espacio de distribuciones de renta en los números reales, $V(\mathbf{y}) : \mathbb{R}_{++}^n \rightarrow \mathbb{R}$, tal que $\forall \mathbf{y} \in \mathbb{R}_{++}^n$:

(i) $\frac{\partial V}{\partial y_i}$ es una función continua, $\forall i \in N$; y (ii) $V(\lambda \mathbf{y}) = \lambda V(\mathbf{y})$, $\forall \lambda > 0$.

La *diferenciabilidad* es un requisito en parte técnico que nos dice que pequeños cambios en la renta de un individuo generan pequeños cambios tanto en la función de evaluación como en su tasa de cambio. Por su parte la *homogeneidad de grado uno* establece que la función de evaluación social es de naturaleza cardinal: si multiplicamos el vector de rentas individuales por un escalar positivo $\lambda > 0$, entonces el valor del indicador de bienestar resulta multiplicado por dicho escalar.

La virtud de estas dos propiedades que definen una función de evaluación social es que nos permite dar una formulación precisa y fácilmente interpretable a la función de bienestar social. En efecto, como una sencilla aplicación del Teorema de Euler (véase por ejemplo (Sydsæter, Strøm y Berck, 2005)), podemos establecer lo siguiente: Si $V : \mathbb{R}_{++}^n \rightarrow \mathbb{R}$ es una función de evaluación social entonces, para cada distribución de renta $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, tenemos:

$$V(\mathbf{y}) = \sum_{i=1}^n \alpha_i(\mathbf{y}) \cdot y_i \quad (5)$$

donde $\alpha_i(\mathbf{y}) = \frac{\partial V}{\partial y_i}$ (la derivada parcial de la función de evaluación con respecto a la renta de cada individuo). ■

Este sencillo resultado establece que el bienestar asociado a la distribución de la renta $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ viene medido por una suma ponderada de las rentas individuales, donde los coeficientes de ponderación describen la valoración social marginal del individuo i en la distribución de la renta $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)$. Obsérvese que las funciones $\alpha_i(\mathbf{y})$ resultan homogéneas de grado cero; es decir, cualquier cambio proporcional en la renta (v.g. un cambio en las unidades de medida) no altera el peso de los individuos en la función de valoración social.

Esta formulación del problema nos permite establecer nuestros juicios de valor directamente sobre el peso que queremos dar a los diferentes individuos en cada distribución de renta. Así dando valores particulares a las funciones $\alpha_i(\mathbf{y})$ iremos precisando diferentes forma funcionales de $V(\mathbf{y})$. En lugar de plantear aquí esta discusión,³ introducimos tres propiedades sobre los coeficientes de ponderación $\alpha_i(\mathbf{y})$ que nos permiten dar una formulación cerrada a la función de evaluación social en términos de un índice de desigualdad bien conocido: el índice de Theil.

La primera propiedad, *equidad mínima*, fue propuesta por Sen (1973). Introduce un juicio de valor fundamental, puesto que establece que vamos a dar más peso en la valoración social del bienestar a aquellos individuos con rentas menores. Formalmente:

- **Propiedad 1 (Equidad mínima):** Para toda distribución de renta $\mathbf{y} \in \mathbb{R}_{++}^n$, para todo $i, j \in N$, $y_j < y_i \Rightarrow \alpha_j(\mathbf{y}) > \alpha_i(\mathbf{y})$

La segunda propiedad, *independencia*, aparece en el trabajo de Cowell y Kuga (1981) con respecto al efecto de las transferencias de Dalton. Establece que la diferencia en el valor social marginal de dos individuos, $\alpha_i(\mathbf{y}) - \alpha_j(\mathbf{y})$, depende únicamente de las rentas de estos dos individuos (es decir, es una cierta función $a(y_i, y_j)$ que mide la distancia entre sus rentas). Con esta propiedad podemos evaluar los pesos asignados a los individuos haciendo uso de una cantidad mínima de información. Adviértase además que independencia implica la propiedad de tratamiento igualitario (es decir, dos individuos con la misma renta tienen el mismo coeficiente de ponderación). Formalmente,

- **Propiedad 2 (Independencia):** Para todo $i, j \in N$, $\alpha_i(\mathbf{y}) - \alpha_j(\mathbf{y}) = a(y_i, y_j)$

La última propiedad, *escala unitaria*, introduce un elemento de normalización en la medida de bienestar y tiene por tanto un status menor en relación con las otras propiedades. Es similar en espíritu a la propiedad de normalización exigida de forma habitual a los índices de desigualdad. Establece que, en caso de igualdad perfecta, podemos tomar el valor de los coeficientes de ponderación igual a la unidad para todos los individuos. Ello equivale a decir que admitimos que la renta agregada es un buen indicador de bienestar cuando la distribución de la renta es uniforme.

³ Para un estudio de esta naturaleza, véase Goerlich y Villar (2007, Cap.-10).

- **Propiedad 3 (Escala unitaria):** $y_i = \mu \quad \forall i \Rightarrow \alpha_i(\mathbf{y}) = 1 \quad \forall i$.

Puede probarse entonces el siguiente resultado:

- **Teorema [Villar (2005)]:** Una función de evaluación social $V(\mathbf{y})$ verifica las propiedades de *equidad mínima*, *independencia* y *escala unitaria*, si y solo si, es de la forma

$$V^T(\mathbf{y}; \beta) = Y(1 - \beta T(\mathbf{y})) \quad (6)$$

donde β es un escalar positivo. ■

Este teorema nos dice que elegir una función de evaluación social, $V(\mathbf{y})$, que verifique los supuestos de homogeneidad de grado uno, equidad mínima, independencia y escala unitaria, equivale a medir el bienestar social mediante una función que consiste en la renta total deflactada por un término que mide la desigualdad mediante el índice de Theil (1967). El elemento clave de este Teorema es la implicación de los axiomas sobre el sistema de ponderadores. En efecto, puede comprobarse que equidad mínima, independencia y escala unitaria implican que:

$$\alpha_i(\mathbf{y}) = 1 - \beta \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$$

Estos ponderadores tienen la siguiente propiedad: si un individuo tiene una renta igual a la media entonces le damos un peso unitario en la función de evaluación social. Para valores $y_i > \mu$ el logaritmo del cociente es positivo, lo que implica que los individuos más ricos que el promedio entran en la evaluación social con un peso inferior a la unidad, que se va reduciendo progresivamente con el crecimiento de la renta (asignando pesos negativos a los individuos cuyas rentas son superiores a $\beta e \mu(\mathbf{y})$ -donde e es la base de los logaritmos neperianos-). Y viceversa para los individuos con rentas inferiores a la media, $y_i < \mu$, que entran en la evaluación social con un peso superior a la unidad.

El parámetro β es una medida de nuestra preferencia por la igualdad. El término $Y\beta T(\mathbf{y})$ en la ecuación (6) constituye así una medida de la pérdida de renta potencial o bienestar, en términos de esta “métrica monetaria”, debida a la desigualdad. Esta

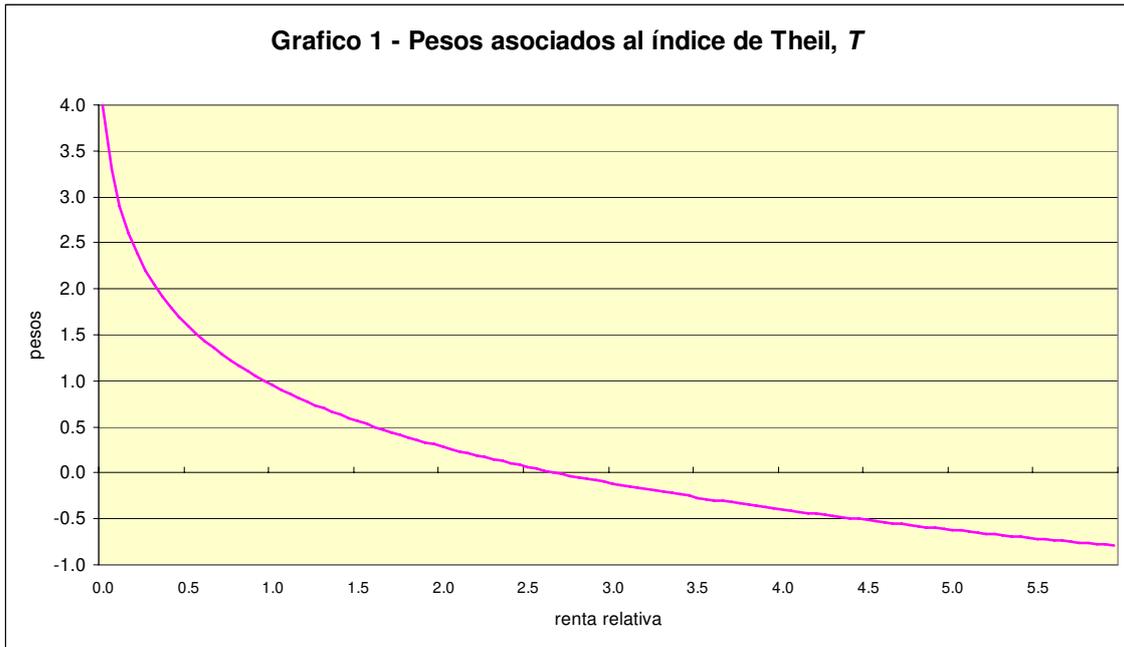
formulación implica que cuanto mayor es la renta, mayor es la pérdida absoluta de bienestar que la sociedad experimenta para un nivel dado de desigualdad. Por su parte el término $\xi = \frac{1}{n}Y(1-\beta T(\mathbf{y}))$ representa la *renta igualitaria equivalente* (o el bienestar *per capita*).

Es posible establecer determinados criterios para la determinación del parámetro β en función del umbral de renta relativa a partir del cual los individuos entran con pesos positivos en la función de valoración social (Villar 2005, Goerlich y Villar 2007). Sin embargo nosotros nos centraremos en un caso particular con notables aplicaciones prácticas: el caso $\beta = 1$. Este valor del coeficiente de aversión a la desigualdad permite trasladar las propiedades de descomponibilidad aditiva del índice T a la función de evaluación social.

Tendremos en este caso:

$$V^T(\mathbf{y}) = Y(1 - T(\mathbf{y})) \quad (6')$$

con $\alpha_i(\mathbf{y}) = 1 - \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$ (lo que nos indica, dicho de modo informal, que los individuos entran en la función de evaluación social con valores negativos cuando tienen más de tres veces la renta media). El gráfico 1 ilustra los pesos en función de la renta relativa de los individuos en este caso.



Veamos ahora cómo se trasladan las propiedades de descomponibilidad del índice de Theil a la función de evaluación social elegida. Para ello, supongamos que la sociedad está compuesta por la unión de G grupos diferentes, exhaustivos y mutuamente excluyentes entre sí, indicidos por el índice $g = 1, 2, 3, \dots, G$. Designando por n_g el número de individuos del grupo g y por $\mathbf{y}^g = (y_1^g, y_2^g, \dots, y_{n_g}^g)$ su vector de rentas de este grupo, de forma que y_i^g es la renta del individuo i del grupo g . Sea $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_G)$ el vector de rentas medias de cada grupo, siendo μ_g la renta media del grupo g . Con esta notación la media global, μ , es una suma ponderada de las medias de los diferentes grupos, donde la ponderación viene dada por la importancia demográfica de cada grupo, $\mu = \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \mu_g$, y la renta total, Y , puede escribirse como

$$Y = n\mu = \sum_{g=1}^G n_g \mu_g = \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} y_i^g.$$

En este contexto, la propiedad de descomponibilidad aditiva del índice de Theil nos permite escribir:

$$\begin{aligned} T(\mathbf{y}) &= \sum_{g=1}^G \frac{n_g \cdot \mu_g}{n \cdot \mu} T(\mathbf{y}^g) + \sum_{g=1}^G \frac{n_g \cdot \mu_g}{n \cdot \mu} \log \frac{\mu_g}{\mu} \\ &= \frac{1}{n \cdot \mu} \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \left[T(\mathbf{y}^g) + \log \frac{\mu_g}{\mu} \right] \end{aligned} \quad (7)$$

Sustituyendo esta expresión en la función de evaluación social (6') obtenemos

$$\begin{aligned}
V^T(\mathbf{y}) &= n\mu - \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \left[T(\mathbf{y}^g) + \log \frac{\mu_g}{\mu} \right] \\
&= \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \left[1 - T(\mathbf{y}^g) - \log \frac{\mu_g}{\mu} \right] \\
&= \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g (1 - T(\mathbf{y}^g)) - \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \log \frac{\mu_g}{\mu}
\end{aligned} \tag{8}$$

La valoración social de la distribución de la renta, \mathbf{y} , podemos expresarla entonces como la suma de dos componentes,

$$V^T(\mathbf{y}) = \sum_{g=1}^G V^T(\mathbf{y}^g) - V_B^T(\boldsymbol{\mu}) \tag{9}$$

donde $V^T(\mathbf{y}^g) = n_g \cdot \mu_g (1 - T(\mathbf{y}^g))$.

El primero de los términos en (9), $\sum_{g=1}^G V^T(\mathbf{y}^g)$, recoge la suma de las valoraciones sociales de las distribuciones de renta de cada uno de los grupos considerado de forma independiente (incluyendo la pérdida de bienestar debida a la desigualdad dentro de cada grupo, medida a través del índice de Theil correspondiente). Esta suma no es el bienestar de la sociedad en su conjunto porque su cómputo no tiene en cuenta las diferencias de renta entre los grupos de la población, que vienen recogidas por el segundo de los términos en la ecuación (9),

$$V_B^T(\boldsymbol{\mu}) = \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \log \frac{\mu_g}{\mu} \tag{10}$$

Este término de descuento recoge el efecto de la desigualdad entre los distintos grupos y no es más que la que suma ponderada del logaritmo de las medias de los grupos en relación con la media total, con ponderaciones iguales a las rentas totales de cada uno de los grupos. Obsérvese que (10) es simplemente $n \cdot \mu$ por el término *inter-grupos* de la descomposición del índice de Theil, (7),

$$V_B^T(\boldsymbol{\mu}) = \sum_{g=1}^G n_g \cdot \mu_g \log \frac{\mu_g}{\mu} = n \cdot \mu \sum_{g=1}^G \frac{n_g \cdot \mu_g}{n \cdot \mu} \log \frac{\mu_g}{\mu} \tag{11}$$

Adviértase que, por construcción, $V_B^T(\boldsymbol{\mu})$ será siempre positivo o nulo y puede interpretarse como la pérdida de bienestar, medido en términos monetarios, de la desigualdad entre los grupos. O, dicho de otro modo, la subvención que deberíamos dar a esta sociedad para que consiguiera disfrutar del nivel de bienestar asociado a su nivel de renta *per capita* si la renta estuviera igualmente distribuida entre los distintos grupos que conforman la sociedad, manteniendo intacta la distribución dentro de cada uno de los grupos.

Por supuesto si queremos efectuar un análisis que sea independiente del tamaño de la población, con objeto de comparar sociedades con distinto tamaño, podemos tomar la función de evaluación social en términos *per capita*. De esta forma,

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} V^T(\mathbf{y}) &= \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \cdot \mu_g (1 - T^g) - \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \cdot \mu_g \log \frac{\mu_g}{\mu} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{g=1}^G V^T(\mathbf{y}^g) - \frac{1}{n} V_B^T(\boldsymbol{\mu}) \end{aligned} \quad (12)$$

donde $T^g = T(\mathbf{y}^g)$.

Si el término $V_B^T(\boldsymbol{\mu})$ puede interpretarse como la renta adicional de la que podría disfrutar la sociedad si no hubiera desigualdades entre grupos, obviamente $\frac{1}{n} V_B^T(\boldsymbol{\mu})$ nos daría la renta adicional que le correspondería a cada individuo de la sociedad.

III. LA EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD Y BIENESTAR EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS: 1973/74 - 2003.

Realizamos a continuación una aplicación de las ideas que acabamos de exponer a la dinámica de la distribución de la renta y el bienestar en España y sus Comunidades Autónomas a partir de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* de 1973/74, 1980/81, 1990/91 y 2003. Esta forma de integrar niveles y dispersión es probablemente más apropiada para el estudio de la convergencia regional que el estudio por separado de los niveles de renta por una parte y la evolución de la desigualdad por otra.

El origen de las tres primeras encuestas es la homogenización que de ellas hizo el Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid⁴ mientras que para 2003 utilizamos el fichero longitudinal construido por el Instituto Nacional de Estadística (INE) a partir de los ficheros trimestrales de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF₁₉₉₇)*. Es necesario reconocer que las tres primeras encuestas son ciertamente más comparables que los datos proporcionados por el INE a partir de la *ECPF₁₉₉₇*. Esta última encuesta no sólo tiene menor cobertura, sino que presenta características que la hacen diferente de las otras, en particular se trata de una encuesta de tipo coyuntural con un diseño muestral de panel rotante y con periodicidad trimestral. A partir de la encuesta trimestral el INE elabora un fichero longitudinal que permite “...disponer de una muestra anual representativa de hogares a partir de la cual se podrán realizar estudios similares a los que hasta ahora se venían realizando con la muestra anual de las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares, como la obtención de indicadores de desigualdad y distribución por decilas de gasto anual, etc..., para los que es necesario asignar valores anuales del gasto para cada hogar.” (INE, 2002). Con estas precauciones no nos queda otro remedio que utilizar ambos tipos de encuestas si queremos realizar un análisis de largo plazo.

Como **noción de renta** utilizaremos el **ingreso monetario neto regular** de los hogares, como aproximación a su renta disponible ordinaria. No se incorporan pues ninguna de las partidas imputadas por el INE, ni tampoco las prestaciones sociales y transferencias extraordinarias;⁵ dichos ingresos deben entenderse en términos netos, es decir se excluyen las retenciones a cuenta y los pagos fraccionados, así como las cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados.⁶ Además se eliminaron las observaciones para las que nuestra definición de renta arroja valores nulos.⁷

⁴ Dicha información puede consultarse en <http://www.eco.uc3m.es/investigacion/index.html#toc4>. Al mismo tiempo se ponía a disposición de los usuarios, de forma libre y gratuita, los micro-datos homogenizados de dichas encuestas. Información adicional sobre este proceso de homogeneización puede encontrarse en Alonso-Colmenares, Lara, Cardelús, del Río y Ruiz-Castillo (sin fecha), Alonso-Colmenares, Lara, Arévalo y Ruiz-Castillo (1999) y Arévalo, Cardelús y Ruiz-Castillo (1998), documentos todos ellos disponibles en la dirección de *Internet* mencionada.

⁵ La eliminación de las partidas extraordinarias en los ingresos monetarios responde a un criterio de homogeneidad, ya que la *ECPF₁₉₉₇* sólo recoge los ingresos netos regulares del hogar (INE 1998). No obstante, parece razonable no incluir dichas partidas para eliminar fluctuaciones transitorias de renta y centramos en una consideración más permanente del flujo monetario a disposición de los hogares, así por ejemplo en la EPF de 1990/91 una familia de tres miembros de Cuenca declara haber recibido 98 millones de las antiguas pesetas como premio de lotería. Parece sensato eliminar este tipo de ingresos del análisis.

⁶ Sobre la calidad de los datos de ingreso en la EPF 1990/91 puede verse el trabajo de Sanz (1996). Consideramos necesario, además, realizar una matización en lo referente a los ingresos procedentes de la actual ECPF, ya que es bien conocido que dichos ingresos no están tratados con mucho cuidado. De

Debe recordarse que nuestra renta se corresponde con la renta real, por lo que deberemos abordar el tema de la deflación. A la vista de la información publicada por el INE nos decantamos por una opción que básicamente sólo tiene en cuenta los niveles de precios para el análisis del bienestar, pero no para cuestiones distributivas. Los Índices de Precios al Consumo (IPC's) correspondientes a las bases 1983, 1992 y 2001 se enlazaron a nivel de comunidad autónoma utilizando los coeficientes de enlace correspondientes al año de cambio de base y todos los valores monetarios fueron deflactados con los índices resultantes a este nivel de desagregación, de esta forma la renta del hogar se expresa en euros constantes de 2001.⁸

La renta familiar, que es la que obtenemos directamente de las encuestas, será distribuida de forma uniforme entre todos los miembros de la unidad familiar. De esta forma nuestro indicador de bienestar es la renta *per capita*. Puesto que nuestro interés se centra en el individuo asignamos dicha renta *per capita* a cada miembro del hogar, de forma que nuestro centro de atención es la distribución personal de la renta.

Desde el punto de vista geográfico nuestro interés se centrará en las 17 Comunidades Autónomas. Aunque las EPF's de 1973/74, 1980/81 y 1990/91 permiten una desagregación a nivel provincial, ello no es así para la *ECPF*₁₉₉₇, por su parte, la EPF de 1973/74 no consideró las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, por lo que nuestra atención se reducirá a las 17 Comunidades Autónomas y España, constituida por la agregación de dichas comunidades. En ocasiones utilizaremos un criterio territorial diferente del administrativo y basado en el tamaño del municipio de residencia. Aunque los tamaños municipales considerados por las diferentes encuestas son dispares podemos efectuar una agrupación en tres bloques que se corresponden con diversos

hecho en los ficheros originales (trimestrales) se dispone de información sobre los ingresos para muy pocos hogares, un 19,30% en el año 2003, sin embargo cuando no se dispone de un valor puntual sobre la cifra de ingresos el INE dispone de un intervalo. Con esta información de los ficheros originales el INE ha procedido a imputar una cifra de ingresos monetarios netos para cada hogar en los ficheros longitudinales (INE 2002).

⁷ 36 observaciones en el caso de la EPF 1973/74, 53 en el caso de la EPF 1980/81, 17 en el caso de la EPF 1990/91 y 7 en el caso de la *ECPF* 2003.

⁸ Dado que la deflación se realiza a nivel de Comunidades Autónomas, ello no tiene efectos sobre los índices de desigualdad relativos calculados a este nivel de agregación, aunque sí tiene un efecto marginal sobre los índices calculados a nivel nacional, o cuando utilizamos otro criterio de clasificación que tome observaciones de diferentes Comunidades Autónomas.

La utilización de índices específicos para cada hogar sólo es viable para las encuestas de 1973/74, 1980/81 y 1990/91 gracias al esfuerzo de Ruiz-Castillo, Ley e Izquierdo (1999a, 1999b) y Sastre García (1999), pero no para la actual *ECPF*₁₉₉₇ que además ha cambiado la clasificación de los gastos de consumo.

grados interesantes de urbanización: municipios de hasta 10.000 habitantes, de 10.000 hasta 50.000 habitantes (excepto capitales de provincia) y de más de 50.000 habitantes. Nos referiremos a estos tamaños municipales como municipios pequeños, medianos y grandes, respectivamente.

Evolución de la desigualdad.

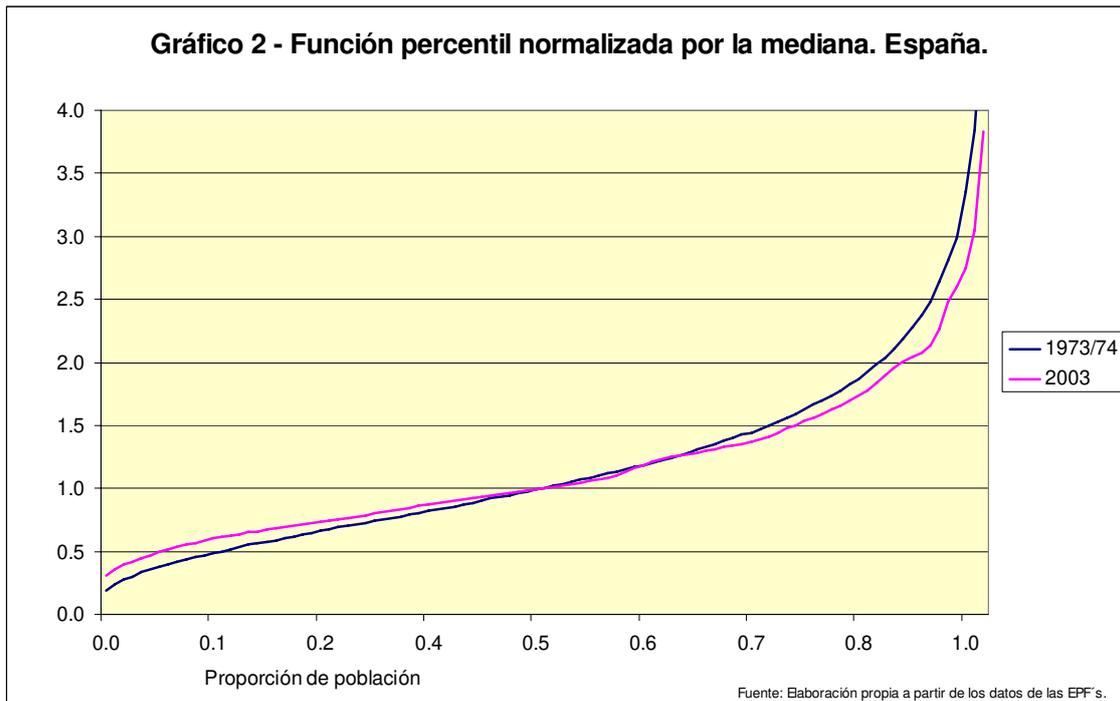
Examinemos brevemente la evolución de la distribución de la renta en los 30 años considerados. El cuadro 1 muestra algunas ordenadas de Lorenz, así como la diferencia entre dichas ordenadas para los años inicial y final. Ciertamente mirando los dos años extremos la desigualdad se ha reducido en todos los tramos de la distribución, ya que la curva de Lorenz de 2003 se encuentra totalmente dentro de la de 1973/74. Esta reducción de la desigualdad no se ha producido de forma uniforme, ni siquiera es universalmente válida en todos los subperiodos. Así, por ejemplo, es posible observar un ligero empeoramiento en la cola inferior de la distribución entre 1973/74 y 1980/81.

Las ordenadas de Lorenz del cuadro 1 nos proporcionan mucha información adicional. Así, la diferencia de ordenadas consecutivas nos indica el porcentaje de renta del que disfruta cada tramo de población, una vez ha sido ordenada esta de forma no decreciente de acuerdo con su renta. Mientras que en 1973/74 el 10% de la población más pobre disfrutaba solo del 2,6% del total de renta, en 2003 dicho porcentaje se había elevado hasta el 3,7%. En el otro extremo, el 10% de población más rica se repartía en 1973/74 el 27,3% de la renta, mientras que en 2003 dicho porcentaje había disminuido hasta el 22,8%. Sin acudir a valores tan extremos en la distribución, podemos observar como el 75% de la población más pobre disfrutaba del 51,0% de renta en 1973/74 y del 56,0% en 2003. Así pues, las mejoras en la distribución parecen tener una tendencia continuada hacia la igualdad, también en la década de los 90 y principios del siglo XXI (Oliver-Alonso, Ramos y Raymond-Bara 2001, Ayala, Jurado y Pedraja 2006). A nivel regional también observamos la misma tendencia general aunque, como es lógico, con mayores oscilaciones (Goerlich y Villar 2007, Cap.-14).

Cuadro 1		Curvas de Lorenz. España.				
	Ordenadas de Lorenz				Dominancia	
Porcentajes de población (%)	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	1973/74 2003	
5%	0.99%	0.96%	1.13%	1.52%	0.54%	
10%	2.56%	2.58%	2.96%	3.66%	1.11%	
15%	4.49%	4.59%	5.19%	6.18%	1.68%	
20%	6.74%	6.92%	7.74%	8.95%	2.21%	
25%	9.28%	9.54%	10.56%	11.97%	2.69%	
30%	12.10%	12.43%	13.63%	15.20%	3.11%	
35%	15.19%	15.60%	16.93%	18.67%	3.49%	
40%	18.55%	19.01%	20.48%	22.39%	3.85%	
45%	22.18%	22.71%	24.32%	26.34%	4.16%	
50%	26.10%	26.70%	28.43%	30.50%	4.40%	
55%	30.34%	30.98%	32.85%	34.86%	4.53%	
60%	34.91%	35.58%	37.58%	39.54%	4.63%	
65%	39.83%	40.55%	42.64%	44.70%	4.88%	
70%	45.18%	45.93%	48.08%	50.19%	5.01%	
75%	51.01%	51.77%	53.94%	55.98%	4.97%	
80%	57.42%	58.20%	60.30%	62.30%	4.89%	
85%	64.56%	65.39%	67.35%	69.28%	4.72%	
90%	72.73%	73.61%	75.35%	77.21%	4.48%	
95%	82.70%	83.56%	84.96%	86.35%	3.66%	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

Una visión gráfica de esta evolución en la distribución podemos obtenerla a partir del “desfile de enanos y gigantes” (Pen 1971) o función percentil, en el que representamos la población (proporciones) en el eje de abscisas, ordenada según niveles de renta, y las rentas correspondientes a dicha población se representan en el eje de ordenadas. Dicha representación, normalizada por la mediana, se observa en el gráfico 2 para los años extremos. De esta forma, mejoras en la distribución se manifiestan en desplazamientos hacia arriba para valores de la función inferiores a uno y desplazamientos hacia abajo para valores de la función superiores a la unidad, ya que en esta situación tanto por debajo como por encima de la mediana nos aproximamos a ella. Este es precisamente el comportamiento observado en el gráfico 2.



Percentiles seleccionados que sustentan el gráfico 2, así como los correspondientes a los periodos intermedios, pueden observarse en el cuadro 2. Estos datos nos muestran como un individuo situado en el percentil 25 disfrutaba en 1973/74, de una renta *per capita* un 33,8% inferior a la del individuo mediano, mientras que el individuo situado en el percentil 75 disfrutaba de una renta *per capita* un 49,9% superior a la del individuo mediano. En 2003 estos porcentajes eran de un 26,3% y un 41,1% respectivamente. Así pues ambos percentiles habían conseguido aproximarse hacia el centro de la distribución. Los datos del cuadro 2 muestran, de nuevo, la mejora en términos relativos de la distribución, especialmente por la parte superior, si bien es de destacar que la mejora es uniforme en todos los tramos de la misma. Un análisis de los cambios entre periodos consecutivos muestra que los años 70 generaron escasas mejoras en la distribución de la renta, mientras que los mayores cambios se produjeron en la década de los 80. Algo que ya ha sido señalado por numerosos autores (Goerlich y Mas, 2002, 2004a; Ayala, Jurado y Pedraja, 2006).

Aunque esta evolución de la desigualdad en la distribución de la renta es coincidente con diversos autores, la visión está lejos de ser unánime. Por una parte, los resultados en Ruiz-Castillo (1995, 1998) y Del Río y Ruiz-Castillo (1996) sobre los efectos de los precios relativos en la distribución muestran como durante la década de los 80 la evolución de los mismos fue distribucionalmente neutra, pero durante el

periodo 1973/74 – 1980/81 la evolución de dichos precios favoreció mayoritariamente a las rentas inferiores, en consecuencia las mejoras en la desigualdad de los 70 mostradas en los cuadros 2 y 3 están infravaloradas.⁹ Por otra parte, algunos resultados pueden ser sensibles a la variable utilizada: ingresos versus gastos, a las escalas de equivalencia, a las ponderaciones o a la noción de desigualdad considerada como relevante: relativa, absoluta o intermedia (Ruiz-Castillo 1998; Del R o y Ruiz-Castillo 2001).

Percentil	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	Cambio 1973/74 2003
5%	33.3	33.4	37.6	44.5	-11.18
10%	43.2	44.4	48.3	55.3	-12.11
15%	51.7	52.5	56.1	62.3	-10.64
20%	58.7	60.1	63.0	68.2	-9.55
25%	66.2	66.8	69.2	73.7	-7.41
30%	72.5	73.3	74.6	78.7	-6.20
35%	79.3	79.6	80.4	84.5	-5.21
40%	85.8	86.0	86.6	90.3	-4.50
45%	93.0	93.3	93.3	95.6	-2.57
55%	108.3	107.6	107.3	105.8	2.46
60%	116.7	115.8	114.7	116.0	0.68
65%	126.2	125.3	122.9	125.8	0.36
70%	138.0	135.2	132.1	132.6	5.42
75%	149.9	148.1	142.8	141.1	8.81
80%	166.3	163.9	156.4	156.3	10.02
85%	186.7	185.5	174.8	173.9	12.75
90%	218.7	214.2	202.7	200.5	18.14
95%	280.6	272.5	251.0	248.0	32.61

Fuente: Elaboraci n propia a partir de los datos de las EPF's.

Como medida resumen de lo acontecido en la distribuci n utilizaremos el  ndice de Theil, *T*, que se ofrece en el cuadro 3 para las Comunidades Aut nomas y los tama os municipales considerados. Los siguientes comentarios resumen la evoluci n observada a lo largo de estos 30 a os:

⁹ No existe evidencia sobre el efecto de los precios relativos en la distribuci n con posterioridad a 1990/91.

Cuadro 3 Desigualdad. Indices de Theil, T.

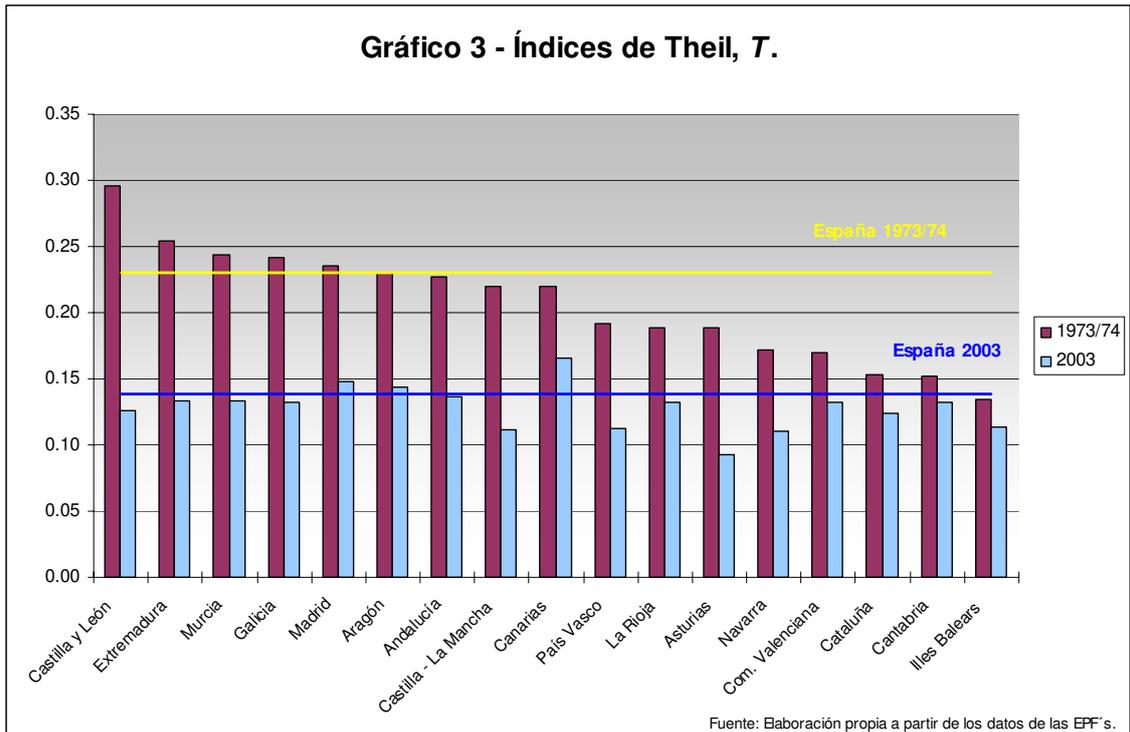
CCAA	Índice				España 100				España 100 en 1973/74			
	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
Andalucía	0.227	0.204	0.178	0.137	98.77	93.51	98.05	98.18	98.77	88.58	77.39	59.37
Aragón	0.231	0.198	0.137	0.143	100.28	90.97	75.41	103.19	100.28	86.17	59.51	62.40
Asturias	0.188	0.179	0.107	0.093	81.88	82.33	58.72	66.89	81.88	77.99	46.35	40.45
Illes Balears	0.134	0.197	0.154	0.114	58.44	90.47	84.76	81.78	58.44	85.70	66.89	49.46
Canarias	0.219	0.220	0.182	0.166	95.43	101.12	100.39	119.46	95.43	95.79	79.23	72.24
Cantabria	0.153	0.155	0.160	0.132	66.36	71.12	88.04	94.80	66.36	67.37	69.48	57.33
Castilla y León	0.296	0.199	0.170	0.127	128.61	91.57	93.72	91.03	128.61	86.74	73.97	55.05
Castilla - La Mancha	0.220	0.180	0.153	0.111	95.65	82.62	84.30	80.02	95.65	78.26	66.53	48.39
Cataluña	0.153	0.218	0.149	0.124	66.53	100.23	82.19	88.96	66.53	94.95	64.86	53.80
Comunidad Valenciana	0.170	0.160	0.135	0.132	74.02	73.57	74.42	94.84	74.02	69.70	58.73	57.35
Extremadura	0.254	0.200	0.175	0.134	110.38	91.78	96.53	96.07	110.38	86.94	76.18	58.10
Galicia	0.242	0.229	0.165	0.132	105.33	105.04	90.70	95.05	105.33	99.50	71.58	57.48
Madrid	0.235	0.211	0.230	0.148	102.41	97.03	126.77	106.48	102.41	91.91	100.05	64.39
Murcia	0.244	0.165	0.196	0.133	106.08	75.82	108.22	95.55	106.08	71.82	85.41	57.79
Navarra	0.172	0.187	0.122	0.110	74.72	85.69	67.47	79.10	74.72	81.17	53.25	47.83
País Vasco	0.192	0.128	0.180	0.112	83.38	58.71	99.27	80.89	83.38	55.61	78.34	48.92
La Rioja	0.189	0.120	0.191	0.132	82.15	55.13	105.27	95.12	82.15	52.22	83.08	57.53
España	0.230	0.218	0.181	0.139	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	94.73	78.92	60.47
Municipios												
Pequeños	0.216	0.260	0.160	0.118	93.87	119.54	88.19	84.72	93.87	113.24	69.60	51.23
Medianos	0.187	0.169	0.164	0.118	81.54	77.49	90.13	84.79	81.54	73.40	71.14	51.28
Grandes	0.215	0.189	0.186	0.149	93.54	86.98	102.67	107.06	93.54	82.40	81.03	64.75

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

Cuadro 4 Pérdida porcentual de bienestar debida a la desigualdad. Índices de Theil, *T*.

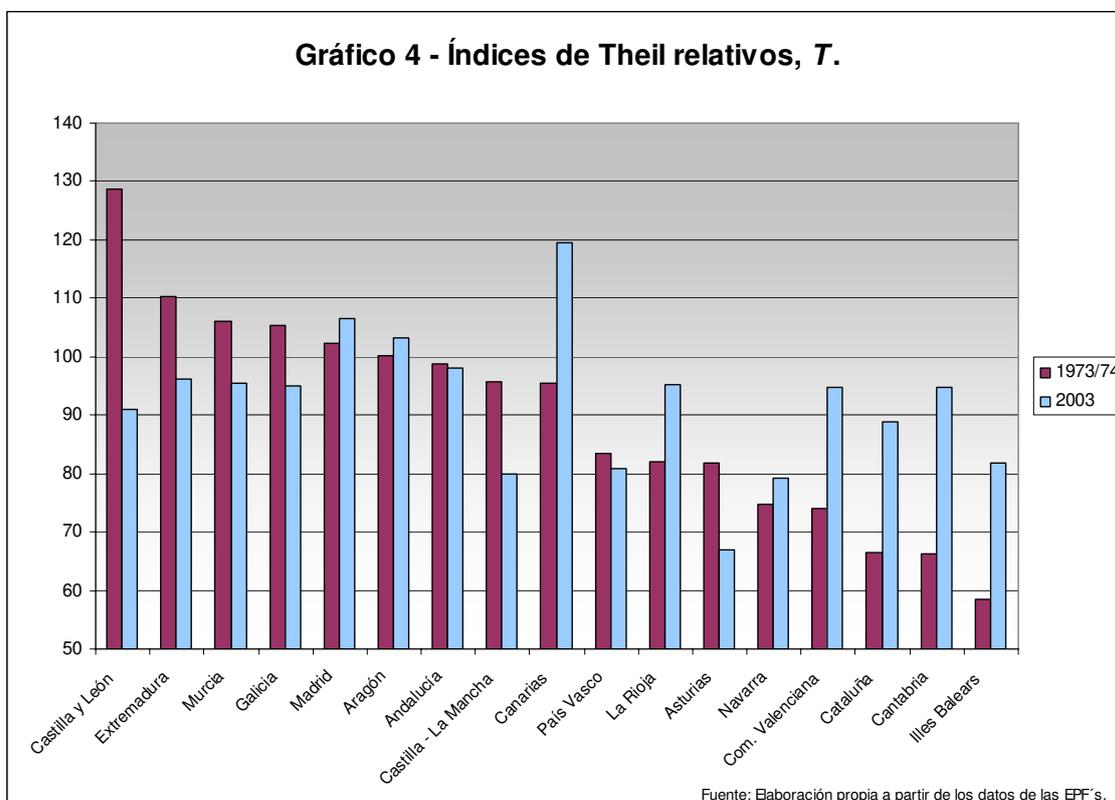
CCAA	Índice				España 100			
	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
Andalucía	29.4%	25.6%	21.6%	15.8%	98.41	91.85	97.63	97.89
Aragón	30.0%	24.7%	15.9%	16.7%	100.37	88.74	71.51	103.72
Asturias	23.2%	21.8%	11.9%	10.3%	77.68	78.47	53.80	63.50
Illes Balears	15.5%	24.5%	18.2%	12.8%	51.99	88.13	81.98	79.44
Canarias	28.1%	28.2%	22.3%	19.9%	94.15	101.43	100.48	123.34
Cantabria	18.0%	18.3%	19.0%	15.2%	60.30	65.82	85.77	94.01
Castilla y León	42.0%	24.9%	20.5%	14.5%	140.62	89.47	92.44	89.73
Castilla - La Mancha	28.2%	21.9%	18.1%	12.5%	94.42	78.81	81.47	77.52
Cataluña	18.1%	27.9%	17.5%	14.1%	60.49	100.29	79.07	87.40
Comunidad Valenciana	20.5%	19.1%	15.6%	15.2%	68.69	68.53	70.42	94.05
Extremadura	34.0%	25.0%	21.2%	15.4%	113.91	89.73	95.79	95.47
Galicia	32.0%	29.7%	19.7%	15.2%	107.04	106.54	88.86	94.30
Madrid	30.8%	26.8%	29.9%	17.4%	103.16	96.23	134.77	107.61
Murcia	32.3%	19.8%	24.4%	15.3%	108.04	71.04	110.23	94.87
Navarra	20.7%	22.9%	13.9%	12.4%	69.48	82.41	62.93	76.52
País Vasco	23.7%	14.7%	22.0%	12.7%	79.44	52.65	99.11	78.47
La Rioja	23.3%	13.6%	23.6%	15.2%	77.99	49.01	106.51	94.38
España	29.9%	27.8%	22.2%	16.1%	100.00	100.00	100.00	100.00
Municipios								
Pequeños	27.5%	35.2%	19.1%	13.4%	92.18	126.41	85.95	82.67
Medianos	23.1%	20.3%	19.6%	13.4%	77.28	72.92	88.21	82.76
Grandes	27.4%	23.4%	22.9%	17.5%	91.77	83.94	103.28	108.30

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.



- La mejora en la distribución es generalizada en todas las Comunidades Autónomas y también en las agrupaciones de municipios. En todos los casos los índices de Theil, T , indican menores niveles de desigualdad en 2003 que en 1973/74. Ello es evidente a partir de la inspección del gráfico 3, que muestra los índices en estos dos periodos a partir de una ordenación decreciente en el año inicial.
- Recordemos que la magnitud del índice de desigualdad corresponde a la pérdida de bienestar por unidad de renta. En consecuencia los datos del cuadro 3 indican pérdidas de bienestar que oscilan entre el 29,6% (Castilla y León) y el 13,4% (Illes Balears) en 1973/74 que quedan reducidas a un margen entre el 16,6% (Canarias) y el 9,3% (Asturias). Una reducción de márgenes realmente notable.
- Sin embargo, aunque en la década de los 80 se observa una importante mejora en la distribución a nivel nacional algunas Comunidades Autónomas experimentan incrementos en la desigualdad, por ejemplo Madrid, Murcia, País Vasco o La Rioja, y en menor medida Cantabria. Todos estos empeoramientos parecen temporales y la década de los 90 y principios del siglo XXI parecen mostrar una vuelta a la tendencia en las mejoras distributivas.

- En términos de mejoras en la distribución, y atendiendo al conjunto del periodo, destacan las comunidades de Castilla y León, Castilla – La Mancha, Extremadura, Galicia y Murcia. Todas ellas han recibido importantes ayudas públicas para el desarrollo regional, lo que parece haber sido aprovechado no sólo para acercarse a los niveles de renta *per capita* del promedio nacional, sino también para mejorar su distribución interna. A estas comunidades le sigue de cerca Asturias, comunidad en la que la distribución muestra una fuerte dependencia de los procesos de transferencias del Sector Público.
- Si nos centramos en las posiciones relativas de las Comunidades Autónomas, ilustradas en el gráfico 4, podemos observar como las importantes mejoras de Castilla y León, Extremadura, Murcia y Galicia han situado a estas comunidades en niveles de desigualdad desde valores por encima de la media nacional en 1973/74 hasta valores por debajo en 2003. La situación contraria es mostrada por Canarias, que aunque reduce su índice de desigualdad a lo largo del periodo muestra niveles superiores a la media en 2003, aún partiendo de niveles algo inferiores en 1973/74.



- Desde una perspectiva global el gráfico 4 indica una cierta convergencia relativa

en los niveles de desigualdad de las Comunidades Autónomas conducido por las comunidades situadas en los extremos. Un proceso también señalado por otros autores (Goerlich y Mas 2004b; Ayala, Jurado y Pedraja 2006).

- Desde una perspectiva temporal, si tomamos la distribución de España en 1973/74 como referencia todas las comunidades presentaban una distribución más igualitaria una década más tarde, situación que parece totalmente consolidada, salvo una observación puntual para Madrid en 1990/91.
- La tendencia a la reducción de la desigualdad es también evidente en la clasificación por tamaños municipales, salvo por el gran aumento del índice observado en 1980/81 para los municipios más pequeños. Las dificultades del mundo rural antes de las ayudas públicas a las comunidades más desfavorecidas, con abundancia de pequeños municipios, puede estar detrás de esta observación.¹⁰
- Si los índices de desigualdad podían ser interpretados como la pérdida de bienestar por unidad de renta obtenida, podemos analizar la pérdida de bienestar debida a la desigual distribución de la renta, medida como porcentaje del bienestar total. Esta medida nos dice cuál sería el porcentaje de aumento en el bienestar que se produciría si no hubiera desigualdad en el interior de cada una de las Comunidades Autónomas o tamaños municipales considerados. Esta pérdida puede ser calculada sin necesidad de obtener niveles de bienestar, ya que viene dada por $z_{v^r}(\mathbf{y}) = \frac{T(\mathbf{y})}{1-T(\mathbf{y})}$, y se ofrece en el cuadro 4 lo que nos permite observar cómo

este indicador expande las diferencias observadas en el índice de Theil, T , mostrado en el cuadro 3. Resulta natural, pues, apreciar comportamientos diferenciados, tanto por periodos como por Comunidades Autónomas. A nivel nacional las magnitudes de pérdida relativa de bienestar se reducen desde un 29,9% en 1973/74 hasta un 16,1% en 2003, pero casi todas las ganancias tienen lugar en las dos últimas décadas. Desde el punto de vista regional podemos observar comportamientos bastante diferenciados, desde la modesta ganancia de Illes Balears, cuyo porcentaje de reducción no alcanza los 3 puntos porcentuales, pero que se sitúa en uno de los niveles más bajos de pérdida porcentual en el

¹⁰ También es necesario observar que estos municipios, de escaso tamaño, están infrarepresentados en las EPF's, que captan mejor los patrones de consumo urbanos que los rurales.

bienestar debida a la desigualdad en 2003; hasta la importante ganancia de Castilla y León, que pasa de una pérdida porcentual del 42,0% en 1973/74 hasta un escaso 14,5% en 2003, lo que muestra una evolución muy positiva en la distribución de la renta.

Finalmente el cuadro 5 efectúa la descomposición del índice de Theil a partir de una partición por Comunidades Autónomas o tamaños municipales. Es sabido que las políticas regionales tienen entre uno de sus objetivos prioritarios la nivelación de las rentas *per capita* entre los diferentes territorios, básicamente creando las condiciones para que aquellas regiones menos favorecidas sean capaces de alcanzar a las de mayores niveles de renta. La pregunta que aparece rápidamente es pues: si lográramos la plena convergencia regional, entendida como desigualdad cero en niveles de renta *per capita* entre Comunidades Autónomas, ¿podemos asegurar que esta igualdad regional se traducirá también en una igualdad en la distribución personal dentro de cada comunidad?

Cuadro 5		Descomposición del índice de Theil, <i>T</i>.			
		1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
España		0.230	0.218	0.181	0.139
CCAA					
Componente <i>Intra-grupos</i>		0.206	0.196	0.169	0.131
		89.64%	89.92%	93.24%	94.23%
Componente <i>Inter-grupos</i>		0.024	0.022	0.012	0.008
		10.36%	10.08%	6.76%	5.77%
Municipios					
Componente <i>Intra-grupos</i>		0.209	0.202	0.176	0.135
		91.11%	92.83%	96.78%	96.93%
Componente <i>Inter-grupos</i>		0.020	0.016	0.006	0.004
		8.89%	7.17%	3.22%	3.07%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

- El componente *inter-grupos*, que no es más que el índice de Theil, *T*, aplicado a los valores medios de cada grupo, nos muestra el continuado proceso de

convergencia regional o municipal, y nos indica como dicha convergencia tuvo lugar fundamentalmente de la década de los 80, fue escasa en la década de los 70, pero en modo alguno parece haberse acabado.

- En cualquier caso el porcentaje de desigualdad que es capaz de explicar el componen *inter-grupos* es escaso, un 10,4% al principio del periodo y un reducido 5,8% al final del mismo. Si tomáramos estas cifras en un sentido literal la desaparición de las desigualdades regionales sólo conseguiría reducir la desigualdad observada actualmente en un escaso 5,8%. Definitivamente la desigualdad está en los individuos y no en los territorios.
- Esta conclusión tiene importantes implicaciones de política económica, ya que las ayudas para mejorar la distribución de la renta en España no tendrán éxito si se articulan mediante una política genérica (no finalista) de transferencias de las comunidades ricas a las comunidades pobres. Dichas transferencias pueden ser útiles para otros fines, pero no para la consecución de una distribución más igualitaria. Sólo si estas transferencias consiguen afectar a las causas que generan la desigualdad interna de las regiones cabe esperar que se alcance el efecto deseado.¹¹
- El cuadro 5 muestra también los resultados para los tamaños municipales con similares conclusiones. La convergencia entre las rentas *per capita* por tamaños municipales, como *proxy* del grado de urbanización es también evidente a partir de la evolución del componente *inter-grupos* de la descomposición del índice de Theil. Las desigualdades vuelven a estar en los individuos y no en el tipo de municipio en el que habitan. Esto es especialmente cierto a final del periodo de análisis, en el que tan sólo algo más del 3% de la desigualdad es explicada por el

¹¹ En este sentido es posible que el proceso de convergencia lo que haya provocado sea un mayor grado de solapamiento entre las distribuciones de las Comunidades Autónomas de forma que si seleccionáramos un individuo al azar de la sociedad española sería más difícil conocer su comunidad de residencia, conociendo solamente su renta, en la actualidad que hace 30 años. Esta cuestión no puede ser analizada con la descomposición del índice de Theil, pero el componente residual en la descomposición del índice de Gini propugnada por Lambert y Aronson (1993) puede jugar su papel aquí. Dicho componente representa más de un 50% de la desigualdad observada en términos del índice de Gini en todos los años analizados, lo que muestra el alto grado de solapamiento entre las distribuciones, pero se observa además una tendencia creciente, pasando de representar un 56,4% en 1973/74 (sobre un índice global de Gini de 0,356) a un 65,2% en 2003 (sobre un índice global de Gini de 0,286). Claramente la convergencia regional ha ido acompañada de un proceso de solapamiento de las distribuciones entre las Comunidades Autónomas.

componente *inter-grupos*.

En resumen, aunque las experiencias de las Comunidades Autónomas no son totalmente coincidentes, ni los periodos temporales homogéneos en cuanto a su evolución, la tendencia hacia una mejor distribución de la renta es evidente, con una menor reducción de la desigualdad en el primer periodo analizado. Así pues no solo hemos crecido, sino que dicho crecimiento se ha traducido en una distribución más igualitaria. Se observa igualmente un proceso de convergencia regional especialmente intenso en la década de los 80, pero que no parece haberse agotado en la actualidad. En líneas generales, esta es también la tendencia por tamaños municipales.

Evolución del bienestar.

Podemos ahora evaluar el bienestar y su evolución de acuerdo con la fórmula (6) de nuestra función de evaluación social, $V^T(\mathbf{y}) = Y(1 - T(\mathbf{y}))$. Los resultados se ofrecen en el cuadro 6.¹² A nivel agregado, España muestra un crecimiento pronunciado del bienestar *per capita* del 86,9% durante todo el periodo. En términos de tasa anual acumulativa el crecimiento se sitúa en un 2,1%, algo superior al 1,7% en términos de renta *per capita* que se derivaría si no ajustáramos el nivel de renta por las mejoras distributivas. Sin duda, el periodo de mayor crecimiento es la década de los 80, con un 2,7% anual acumulativo, superior en casi un punto porcentual a crecimiento de la década de los 70, un 1,8%, y del periodo más reciente, un 1,9%.

Esta evolución temporal que presenta España en su conjunto se repite en lo fundamental en las Comunidades Autónomas, y también en los tamaños municipales, si bien se observan comportamientos claramente diferenciados entre comunidades y por periodos. Los siguientes aspectos resumen esta evolución.

- A grandes rasgos podemos identificar cuatro grupos de Comunidades Autónomas:
 - (i) Comunidades con un crecimiento del bienestar *per capita* muy superior a la media nacional, más de 20 puntos porcentuales de diferencia. Son, por este orden, Castilla y León, Galicia, Extremadura, Castilla – La Mancha y

¹² Frente una aproximación a la medición del bienestar *inter-territorial* puramente relativa, como la de Ayala, Jurado y Pedraja (2006), nuestra aproximación es cardinal y permite comparaciones en el tiempo y a lo largo del tiempo.

Andalucía. Se trata de las comunidades con menor bienestar *per capita* inicial, lo que sugiere cierto proceso de convergencia.

(ii) Comunidades con un crecimiento del bienestar *per capita* algo mayor que la media nacional, hasta 20 puntos porcentuales de diferencia. Son, por orden de mayor a menor crecimiento, las comunidades de Navarra, Asturias y Comunidad Valenciana.

(iii) Comunidades con un crecimiento del bienestar *per capita* algo menor que la media nacional, hasta 20 puntos porcentuales negativos de diferencia. Son, en orden decreciente, Aragón, Murcia, Cantabria e Illes Balears.

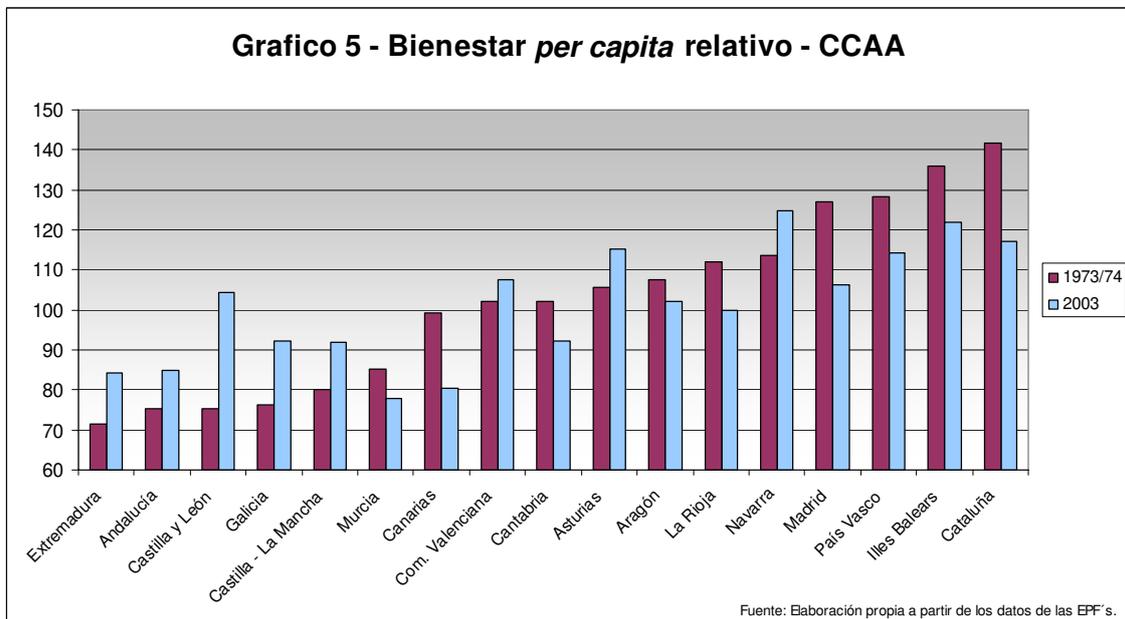
(iv) Comunidades con un crecimiento del bienestar *per capita* muy inferior a la media nacional, más de 20 puntos porcentuales negativos de diferencia. Son, por este orden, La Rioja, País Vasco, Madrid, Cataluña y Canarias. Entre ellas encontramos las comunidades con mayor bienestar *per capita* inicial, lo que apunta de nuevo al proceso de convergencia.

Cuadro 6 Bienestar per capita (€ de 2001). Índices de Theil, T.

CCAA	Euros de 2001				% Variación 1973/1974	España 100				España 100 en 1973/74			
	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	2003	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
Andalucía	1,981	2,305	3,081	4,163	110.2%	75.38	77.61	79.31	84.78	75.38	87.71	117.24	158.43
Aragón	2,824	3,164	4,370	5,015	77.5%	107.49	106.57	112.51	102.12	107.49	120.43	166.33	190.85
Asturias	2,775	3,408	4,566	5,665	104.1%	105.62	114.76	117.55	115.36	105.62	129.70	173.77	215.58
Illes Balears	3,576	3,505	4,737	5,985	67.4%	136.09	118.05	121.96	121.88	136.09	133.41	180.30	227.77
Canarias	2,611	2,432	3,480	3,945	51.1%	99.36	81.90	89.59	80.33	99.36	92.56	132.43	150.13
Cantabria	2,686	3,261	4,094	4,524	68.4%	102.24	109.81	105.41	92.13	102.24	124.09	155.83	172.17
Castilla y León	1,983	2,837	3,893	5,124	158.4%	75.48	95.53	100.22	104.36	75.48	107.96	148.15	195.02
Castilla - La Mancha	2,106	2,284	3,605	4,506	114.0%	80.14	76.90	92.82	91.77	80.14	86.91	137.21	171.49
Cataluña	3,721	3,798	4,931	5,748	54.5%	141.62	127.89	126.95	117.06	141.62	144.53	187.66	218.75
Comunidad Valenciana	2,685	3,159	3,882	5,274	96.4%	102.20	106.38	99.95	107.41	102.20	120.22	147.75	200.72
Extremadura	1,877	1,949	2,940	4,137	120.4%	71.43	65.64	75.68	84.24	71.43	74.17	111.88	157.43
Galicia	2,007	2,357	3,581	4,536	125.9%	76.40	79.38	92.19	92.37	76.40	89.71	136.28	172.63
Madrid	3,341	3,647	4,144	5,223	56.3%	127.14	122.81	106.68	106.37	127.14	138.79	157.70	198.78
Murcia	2,243	2,661	3,310	3,822	70.4%	85.36	89.62	85.22	77.83	85.36	101.28	125.98	145.45
Navarra	2,989	3,786	4,749	6,129	105.0%	113.77	127.49	122.26	124.82	113.77	144.07	180.73	233.26
País Vasco	3,368	3,976	4,448	5,604	66.4%	128.19	133.89	114.52	114.13	128.19	151.31	169.30	213.29
La Rioja	2,943	3,471	4,633	4,899	66.5%	112.01	116.89	119.28	99.78	112.01	132.10	176.33	186.46
España	2,628	2,969	3,884	4,910	86.9%	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	113.01	147.83	186.88
Municipios													
Pequeños	2,047	2,235	3,471	4,419	115.9%	77.89	75.26	89.35	89.99	77.89	85.05	132.09	168.16
Medianos	2,495	2,770	3,622	4,748	90.3%	94.96	93.27	93.24	96.68	94.96	105.41	137.84	180.68
Grandes	3,253	3,624	4,265	5,286	62.5%	123.80	122.06	109.80	107.64	123.80	137.94	162.32	201.16

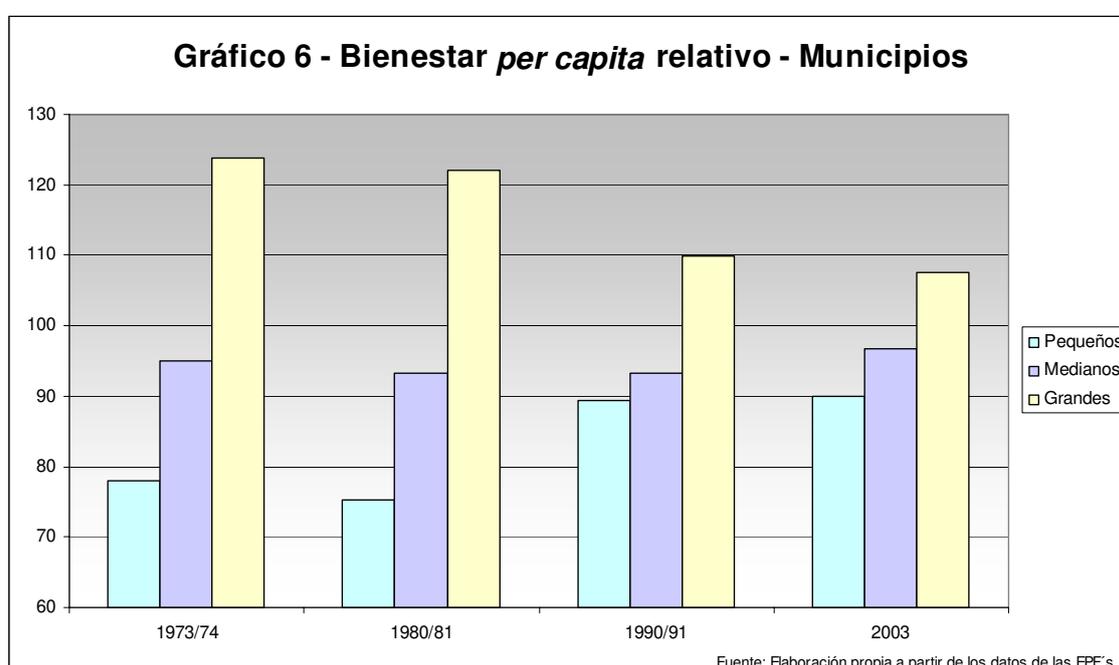
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

- El gráfico 5 muestra la posición relativa de las Comunidades Autónomas en términos de bienestar *per capita* a partir de la ordenación creciente de comunidades según su *ranking* en 1973/74. Este gráfico es habitual en la literatura sobre convergencia regional. Las mejoras relativas de las comunidades con menos bienestar y las pérdidas relativas de las comunidades con mayor bienestar al principio del periodo son evidentes, lo que muestra que el proceso de convergencia que ya hemos mencionado de forma repetida. Este proceso es más intenso en términos de bienestar que en términos de ingreso monetario, debido a las mejoras distributivas. Así pues la evolución en la distribución ha jugado en la dirección de favorecer la convergencia entre regiones.



- Dentro de esta tendencia general destacan los comportamientos negativos de la Región de Murcia, fundamentalmente por la evolución de su renta *per capita*, y Canarias, por el comportamiento de ambos componentes. Tampoco Cantabria muestra una evolución favorable como consecuencia fundamentalmente de los aspectos distributivos unidos a su estancamiento relativo en términos de renta *per capita*.
- Por el contrario destacan los comportamientos positivos de la Comunidad Valenciana, Asturias y sobre todo la Comunidad Foral de Navarra, que partiendo de valores por encima del promedio en 1973/74 tienden a separarse todavía más de los valores medios al final del periodo.

- En todo caso es importante advertir que el proceso no ha sido uniforme durante todo el periodo considerado, ya que la mayor parte de Comunidades Autónomas experimentan subidas y bajadas en su posición respecto a la media nacional, tal y como se desprende de los datos del cuadro 6.
- El proceso de convergencia en bienestar mencionado a nivel de comunidad autónoma es también evidente cuando centramos nuestra atención en los tamaños municipales considerados. El gráfico 6, que ofrece el bienestar *per capita* relativo por tamaños municipales en todos los periodos considerados, no puede ser más ilustrativo al respecto.



La descomponibilidad de la función de valoración social $V^T(\mathbf{y})$ nos permite, finalmente, ofrecer una valoración monetaria de la pérdida de bienestar debida a la desigualdad entre territorios, ya sea Comunidades Autónomas o tamaños municipales, simplemente partir de la descomposición (11) o su contrapartida en términos *per capita* (14). Ello no constituye sino una valoración en dinero de las descomposiciones mostradas en el cuadro 5, podemos pues anticipar que dado que el componente *inter-grupos* en dichas descomposiciones es pequeño, la valoración monetaria también será reducida. Dicha valoración es creciente con la renta, por lo que, *ceteris paribus*, un mayor nivel de renta *per capita* implica una mayor valoración monetaria de la desigualdad entre los diferentes grupos.

El resultado de este ejercicio se muestra en el cuadro 7. Tomando las cifras en un sentido literal la valoración monetaria asociada a las desigualdades entre territorios es pequeña, no alcanza los 100€ de 2001 *per capita*, y decreciente en el tiempo. Multiplicando las cifras absolutas de la valoración *inter-grupos* del cuadro 7 por el tamaño de la población, n , obtenemos $V_B^T(\mu)$ que puede interpretarse como la subvención que deberíamos dar a la sociedad para que consiguiera disfrutar del nivel de bienestar asociado a su nivel de renta *per capita* si la renta estuviera igualmente distribuida entre los distintos grupos que conforman la sociedad, manteniendo intacta la distribución dentro de cada uno de los grupos.

Cuadro 7		Descomposición de la función de $V^T(y)$ <i>per capita</i> . € per capita de 2001			
		1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
España		2,628	2,969	3,884	4,910
CCAA					
Valoración <i>Intra-grupos</i>		2,709	3,052	3,942	4,956
		103.09%	102.79%	101.50%	100.93%
Valoración <i>Inter-grupos</i>		81	83	58	46
		3.09%	2.81%	1.50%	0.93%
Municipios					
Valoración <i>Intra-grupos</i>		2,697	3,028	3,912	4,934
		102.65%	101.97%	100.71%	100.48%
Valoración <i>Inter-grupos</i>		69	59	28	24
		2.64%	2.00%	0.71%	0.50%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

Una cuestión diferente es como distribuir esta hipotética subvención en el caso de que estuviera disponible. Aunque no existe una solución única a este problema de reparto, un criterio razonable en este contexto sería distribuirla entre aquellos grupos con una renta inferior al promedio nacional y en términos proporcionales a la distancia que los separa de dicho promedio. Este mecanismo empujaría a cada grupo por debajo de la media hacia el promedio del agregado antes de la subvención y el empujón sería

proporcional a su distancia respecto a dicho promedio. Por su parte los que ya superan la media del conjunto no reciben nada.

En este caso cada territorio, Comunidades Autónomas o municipios clasificados según su tamaño, recibiría una subvención en términos *per capita*, s_g , que vendría dada por

$$s_g = \frac{1}{n_g} S_g = \frac{\max \{0; \mu - \mu_g\}}{\sum_{g=1}^G n_g \cdot \max \{0; \mu - \mu_g\}} V_B^T(\mu) \quad (15)$$

El resultado de aplicar esta fórmula a nuestro caso se ilustra en el cuadro 8. Como es lógico las comunidades más desfavorecidas reciben una mayor subvención en términos *per capita*, que sin embargo sólo supera los 300€ de 2001 en el caso de Extremadura para 1980/81.

Debe recordarse, sin embargo, que esto sólo atiende a las desigualdades entre los grupos, mientras que ya hemos observado anteriormente (cuadro 5) que el grueso de las desigualdades se encuentra en las personas, no en los territorios, por lo que los efectos de esta política de subvenciones entre territorios deben ser muy reducidos en términos de mejoras en la distribución personal de la renta. Por otra parte, este ejercicio contable sólo proporciona un criterio razonable de reparto, pero no dice nada de lo que obtendríamos en el futuro si efectivamente se llevara a cabo el reparto de esta hipotética subvención.

Cuadro 8**Reparto hipotético de la subvención por la desigualdad entre grupos.
€ per capita de 2001**

	1973/1974	1980/1981	1990/1991	2003
CCAA				
Andalucía	203	212	175	123
Aragón	0	0	0	0
Asturias	0	0	0	0
Illes Balears	0	0	0	0
Canarias	16	159	86	136
Cantabria	58	0	0	69
Castilla y León	143	60	10	0
Castilla - La Mancha	171	238	86	88
Cataluña	0	0	0	0
Comunidad Valenciana	42	8	45	0
Extremadura	215	320	207	130
Galicia	183	174	81	66
Madrid	0	0	0	0
Murcia	107	143	110	181
Navarra	0	0	0	0
País Vasco	0	0	0	0
La Rioja	0	0	0	8
España	81	83	58	46
Municipios				
Pequeños	197	196	141	125
Medianos	84	117	95	58
Grandes	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF's.

IV. CONCLUSIONES.

Este trabajo ha presentado una evaluación consistente del bienestar de una sociedad (entendido como un indicador que resuma adecuadamente niveles y dispersión) que generaliza la aproximación de Dalton-Atkinson-Sen a partir de la consideración de una función de evaluación social. La imposición de unas pocas propiedades sobre dicha función nos lleva a la selección de un índice de desigualdad particular, el índice de Theil (1967). La descomponibilidad de dicho índice se traslada a la función de evaluación social lo que nos permite realizar una evaluación en términos monetarios de la desigualdad entre determinados grupos de la sociedad.

A partir de este esquema teórico realizamos una aplicación a partir de los datos de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* para España y el periodo 1973/74 – 2003, utilizando una partición de la sociedad tanto por Comunidades Autónomas como por tamaños municipales.

En resumen, aunque con matices, podemos afirmar que la evolución del bienestar *per capita* sigue en líneas generales el patrón marcado por la evolución de la renta *per capita*. Las mejoras distributivas han sido importantes en los años analizados, especialmente en la década de los 80 y también más recientemente, lo que tiende a reforzar la convergencia *inter-regional* en términos de bienestar. Esto es así en casi todas las Comunidades Autónomas, con alguna excepción negativa en términos relativos, como Murcia o Canarias, pero con mejoras absolutas en todos los casos. Las mejoras en la distribución, ciertamente han mejorado los resultados alcanzados por los niveles de renta *per capita*, pero la evolución de estos niveles (el crecimiento) sigue siendo el principal determinante, en nuestro contexto, de la evolución de bienestar. Esta conclusión debe enmarcarse en un contexto de largo plazo, los 30 años que van desde 1973 hasta 2003, con las consiguientes oscilaciones en periodos de tiempo más cortos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALONSO-COLMENARES, María Dolores, Ana LARA, María Teresa CARDELÚS, Coral DEL RÍO y Javier RUIZ-CASTILLO. “La Encuesta de Presupuestos Familiares 1973-74”, Departamento de Economía, Universidad Carlos II de Madrid, (sin fecha).
[<http://www.eco.uc3m.es/investigacion/epf73-74.html>]
- ALONSO-COLMENARES, María Dolores, Ana LARA, Coral DEL RÍO y Javier RUIZ-CASTILLO. “La Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-81”, Departamento de Economía, Universidad Carlos II de Madrid, 1999.
[<http://www.eco.uc3m.es/investigacion/epf80-81.html>]
- ARÉVALO, Raquel, María Teresa CARDELÚS y Javier RUIZ-CASTILLO “La Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91”, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid, 1998.
[<http://www.eco.uc3m.es/investigacion/epf90-91.html>]
- ATKINSON, Anthony B. “On the measurement of inequality”. *Journal of Economic Theory* 2, 3, (Septiembre 1970): 244-263.
- AYALA CAÑÓN, Luis, Antonio JURADO MÁLAGA y Francisco PEDRAJA CHAPARRO. “Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000” *Investigaciones Regionales* 8, (Primavera 2006): 5-30.
- BLACKORBY, Charles y David DONALDSON. “Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare”. *Journal of Economic Theory* 18, 1 (Junio 1978): 59-80.
- CHAMPERNOWNE, David y Frank A. COWELL. *Economic inequality and Income Distribution*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- COWELL, Frank A. *Measuring Inequality*. (Segunda edición), LSE Handbooks in Economics Series, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead, 1995.
- COWELL, Frank A. y Kiyoshi KUGA. “Inequality measurement. An axiomatic approach”, *European Economic Review* 15, 3 (Marzo 1981): 287-305.
- D’ASPROMONT, Claude. “Axioms for Social Welfare Orderings”. En L. Hurwicz, D. Schmeidler y H. Sonnenschein (eds.), *Social Goals and Social Organization. Essays in Memory of Elisha Pazner*, Cambridge: Cambridge University Press, 1984.
- D’ASPROMONT, Claude. “Welfarism and Interpersonal Comparisons”. *Investigaciones Económicas*, 18 (1994): 3-17.
- DEL RÍO, Coral y Javier RUIZ-CASTILLO. “Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91”. En *La Desigualdad de Recursos. Segundo Simposio sobre la Distribución de la Renta y la Riqueza*. Vol.- 6, Madrid: Fundación Argentaria/Visor, 1996: 9-44.

- DEL RÍO, Coral y Javier RUIZ-CASTILLO. "Intermediate inequality and welfare: The case of Spain". *Review of Income and Wealth*, 47, 2 (June 2001): 221-237.
- DUCLOS, Jean-Yves y Abdelkrim ARAAR. *Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DAD*. Boston/Dordrecht/London: Kluwer Academic Publishers, 2006.
- DUTTA, Bhaskar y Joan M. ESTEBAN. "Social welfare and equality". *Social Choice and Welfare* 9 (1992): 267-276.
- EBERT, Udo "Size and distribution of incomes as determinants of social welfare". *Journal of Economic Theory* 41, 1, (February 1987): 23-33.
- GOERLICH, Francisco J. y Matilde MAS "Intertemporal and interprovincial variations in income inequality: Spain 1973 – 1991", *Regional Studies*, 36, 9, (Diciembre 2002): 1005-2002.
- GOERLICH, Francisco J. y Matilde MAS "Distribución personal de la renta en España. 1973-2001", *Papeles de Economía Española*, 100, 1, (2004a): 50-58.
- GOERLICH, Francisco J. y Matilde MAS "Three (marginal?) questions regarding convergence", *Journal of Economic Studies*, 31, 1, (2004b): 25-38.
- GOERLICH, Francisco J. y Antonio VILLAR. *Desigualdad y Bienestar Social: de la Teoría a la Práctica*. Bilbao: Fundación BBVA, 2007.
- HERRERO, Carmen y Antonio VILLAR. "Comparaciones de renta real y evaluación del bienestar". *Revista de Economía Pública* 2 (1989): 79-101.
- INE. *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Base 1.997. Metodología*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística, 1998. [<http://www.ine.es>]
- INE. *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Base 97. Ficheros Longitudinales de Usuarios 2002. Características Anuales de los Hogares*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística, 2002. [<http://www.ine.es>]
- LAMBERT, Peter J. *The Distribution and Redistribution of Income*. (Segunda edición), Manchester: Manchester University Press, 1993. (Primera edición 1989 - edición en castellano de la segunda edición del Instituto de Estudios Fiscales, 1996).
- LAMBERT, Peter J. y J. Richard ARONSON. "Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited". *The Economic Journal* 103, 420 (Septiembre 1993): 1221-1227.
- OLIVER-ALONSO, Josep, Xavier RAMOS y José Luis RAYMOND-BARA. "Recent trends in Spanish income distribution: A robust Picture of falling income inequality", Madrid: Fundación de las Cajas de Ahorro Confederadas para la Investigación Económica y Social. Documento de Trabajo nº 166/2001, 2001
- PEN, Jan. *Income Distribution*, Harmondsworth: Allen Lane, 1971.

- RUIZ-CASTILLO, Javier. "The Anatomy of Money and Real Income Inequality in Spain, 1973-74 to 1980-81". *Journal of Income Distribution* 4 (1995): 265-281.
- RUIZ-CASTILLO, Javier. "A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An Application to Spain, 1973-74 to 1980-81." *Review of Income and Wealth*, 44, 1 (Marzo, 1998): 123-141.
- RUIZ-CASTILLO, Javier. "La Medición de la Desigualdad de la Renta: Una Revisión de la Literatura.", Documento de Trabajo 07-02, Serie de Economía 01, Madrid: Departamento de Economía, Universidad Carlos III, (Febrero 2007).
- RUIZ-CASTILLO, Javier, Eduardo LEY y Mario IZQUIERDO. *La Medición de la Inflación en España*. Colección de Estudios e Informes, nº 17, Barcelona: Servicio de Estudios de "la Caixa", 1999a. [<http://www.lacaixa.comunicacions.com/se>]
- RUIZ-CASTILLO, Javier, Eduardo LEY y Mario IZQUIERDO. "Índices de precios para las EPF de 1980-81 y 1990-91 con base en 1983 y 1992". Mimeo. Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid, 1999b. [http://www.eco.uc3m.es/investigacion/epf_ipc.html]
- RUIZ-CASTILLO, Javier y Mercedes, SASTRE GARCÍA. "Desigualdad y bienestar en España en términos reales: 1973-74, 1980-81 y 1990-91". En J. M. Maravall Herrero, ed. *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid: Fundación Argentaria/Visor, 1999: 345-366.
- SASTRE GARCÍA, Mercedes. *Los ingresos y los gastos en las Encuestas de Presupuestos Familiares: Ensayos sobre desigualdad y bienestar*. Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid, 1999. Leída el 29-10-1999. [<http://www.ucm.es/eprints/3636/>]
- SANZ, Begoña. "La articulación micro-macro en el sector hogares: De la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional". En *La desigualdad de recursos. Segundo Simposio sobre la Desigualdad de la Renta y la Riqueza*, Vol.-6, Madrid: Fundación Argentaria/Visor, 1996: 45-85.
- SEN, Amartya K. *On Economic Inequality*, (1ª edición), Oxford: Clarendon Press, 1973.
- SEN, Amartya K. "Real national income". *Review of Economic Studies* 43, 1 (Febrero 1976): 19-39.
- SYDSÆTER, Knut, Arne STRØM y Peter BERCK. *Economists' Mathematical Manual*. (Cuarta Edición), Berlin: Springer-Verlag, 2005.
- THEIL, Henri. *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North-Holland, 1967.
- VILLAR, Antonio. "On the welfare evaluation of income and opportunity". *Contributions to Theoretical Economics* 5, 1, (2005): artículo 3. [<http://www.bepress.com/bejte/contributions/vol5/iss1/art3>]
"Corrigendum" en la misma dirección.