

Incidencia de la ocultación de ingresos de la EPF sobre los niveles regionales de desigualdad relativa y bienestar-venta

TROITIÑO COBAS, A.

Departamento de Métodos Cuantitativos para a Economía e a Empresa. Universidade de Santiago de Compostela.

Tel.: 981 56 31 00 (ext. 44556)-Fax: 981 56 36 37 • *e-mail:ectroiti@usc.es

RESUMEN

La igualdad constituye uno de los valores fundamentales de cualquier sociedad democrática. En su vertiente económica, no basta con que la producción crezca; igualmente importante es la forma en la que ésta se distribuya. En este trabajo abordamos la cuantificación de la desigualdad y el bienestar-venta para el conjunto del Estado y por Comunidades Autónomas, a partir de la distribución personal del ingreso disponible. Analizamos dichos fenómenos tomando como base al ingreso declarado (EPF 90/91) y el ingreso reconstruido (Pena Trapero (dir) (1996)), con el objeto de valorar los efectos de la ocultación de ingresos que padece la EPF. Las medidas seleccionadas para cuantificar la desigualdad son las de mejores propiedades: el índice de Gini, la varianza de los logaritmos, los índices de Theil y los índices de Atkinson con parámetros α y β . Los resultados tratan de ser unánimes en el sentido de estar apoyados por la mayoría de índices.

Palabras clave: desigualdad relativa, bienestar-venta, venta no declarada, análisis cuantitativo, Comunidades Autónomas.

ABSTRACT

Equality is an essential value of any democratic society. From an economic point of view, production growth is not enough, income distribution is also important. In this work, we measure the inequality and the welfare-income in Spain and the Spanish regions, through the household disposable income distribution. We use the declared household income (EPF 90/91) and the reconstructed household income (Pena Trapero (dir) (1996)) as data base, in order to analyse the hidden income. Inequality and welfare-income are quantified by a group of measures with good properties: Gini's index, variance of logarithms, Theil's index and Atkinson's index. Outcomes are supported by all or most measures.

Key Words: relative inequality, welfare-income, hidden income, quantitative analysis, Spanish regions.

Códigos UNESCO: 5399, 1209, 5302, 5307.

Artículo recibido el 18 de septiembre de 2000. Aceptado el 29 de enero de 2001.

1. Introducción

La igualdad constituye uno de los valores fundamentales de cualquier organización social. Así se reconoce en diferentes constituciones y, en concreto, en la Constitución Española de 1978. Pero no sólo se considera un derecho de la persona, sino que también se convierte en un elemento imprescindible para la aceptación de cualquier teoría ética del orden social. Teorías y personas defienden la igualdad de los individuos en algún ámbito considerado por ellas relevante. La cuestión es la que difieren tanto unas como otras es la del ámbito en el que demandar la igualdad: “igualdad ¿de qué?” (Sen 1992/95). En concreto, Sen propone el ámbito de las libertades reales como el más adecuado. Aceptando esta propuesta, la libertad real de cada individuo depende en gran medida de factores como los medios o recursos disponibles (entre los que cabe destacar las capacidades naturales y los recursos económicos). En este sentido, dada la complejidad que supone la comparación de las libertades reales, centramos nuestro interés en los medios económicos disponibles, aproximando éstos por la renta disponible.

Desde la historia del pensamiento económico, el problema de la distribución personal de la renta nunca ha ocupado un papel prioritario: es el tamaño del pastel y no su distribución lo que más preocupa. Incluso, podríamos decir que, en aquellos casos en los que los economistas han analizado la distribución de la renta (clásicos, marxistas, etc), se han centrado en el análisis factorial y no personal. Fue a finales del siglo XIX y principios del XX cuando algunos economistas (Pareto, Gini, Dalton), preocupados por la distribución de la renta y/o la medición de la desigualdad económica, sentaron los cimientos para el desarrollo que ha tenido lugar en las últimas tres décadas con las aportaciones de Theil, Atkinson, Sen, Dagum y muchos otros.

En este trabajo, después de situar el ámbito (ingreso disponible) en el que nos planteamos cuantificar la desigualdad, se analizan ciertos aspectos en cuanto a los datos y su homogeneización imprescindibles para la aplicación empírica, objetivo principal de este estudio. Se presentan los instrumentos (medidas) más adecuados para la medición de la desigualdad y del bienestar social a partir de la distribución de la renta. Se aplican dichas medidas a la distribución del ingreso declarado y reconstruido para el total del Estado y por Comunidades Autónomas, tratando de llegar a una clasificación de las mismas apoyada por una amplia mayoría de índices. Finalmente, se concluyen los principales resultados.

2. La desigualdad en la distribución personal de la renta: planteamiento teórico

En los estudios sobre la desigualdad en la distribución de la renta es frecuente plantearse el problema de si aproximamos ésta por el ingreso o por el gasto. Sin entrar aquí en dicha

polémica, seleccionamos el ingreso como tal variable, centrando nuestra atención en los efectos de uno de sus problemas básicos: la subdeclaración.

2.1. Los datos y su homogeneización

Los estudios sobre la desigualdad en la distribución personal de la renta requieren de datos desagregados a nivel individual o familiar, por lo que las bases de datos principales vienen dadas a través de dos tipos de fuentes: i) las *Encuestas de Presupuestos Familiares* y, ii) las de *origen fiscal*. Aunque ambos tipos de fuentes poseen grandes cualidades, el importante tamaño de la EPF junto con la abundante información sobre gasto, ingreso y diferentes características de los hogares la convierten en la candidata más idónea. Los datos manejados en este estudio proceden de la última Encuesta de Presupuestos Familiares disponible, la EPF 90/91. Encaminada más hacia la observación de la estructura de consumo de los hogares, el ingreso disponible de los mismos presenta a nivel agregado una importante minusvaloración que se supone no homogénea en todos los niveles de renta. Existen trabajos (Begoña Sanz (1996), Pena Trapero (dir)(1996),...) que tratan de dar una solución a este problema comparando los datos de la EPF con los de la Contabilidad Nacional; de ellos se concluye que el ingreso declarado en la EPF es un 40% inferior al que resulta de la Contabilidad Nacional.

En el trabajo dirigido por el profesor Pena Trapero, no sólo se aporta una corrección del ingreso declarado en la EPF 90/91 tal que la suma de los ingresos corregidos coincide con la dada en la Contabilidad Nacional, sino que también se realiza la distribución del ingreso no declarado entre el total de la población. El ingreso reconstruido, tanto en términos agregados como a nivel de la distribución personal del ingreso, fue elaborado considerando tres tipos de desagregaciones (ámbito regional, categoría socioprofesional y clase de hábitat), aportando una distribución del ingreso reconstruido por cada una de las desagregaciones consideradas. En nuestra posterior aplicación empírica, tomaremos como base los datos del ingreso declarado en la EPF así como los del ingreso reconstruido en base a la desagregación de ámbito regional; la comparación de resultados según ambas fuentes nos permitirá observar el efecto de la ocultación sobre los niveles de desigualdad y bienestar-*renta* tanto para el conjunto de España como a nivel regional.

A la hora de comparar las rentas de los diferentes hogares, es habitual tomar como renta representativa del hogar la renta per cápita. Sin embargo, si estamos interesados no tanto en los niveles de renta individuales sino en los niveles de vida que permiten dichas rentas, consideramos que debemos tener en cuenta tanto la composición familiar como las economías de escala que se producen en el hogar. Bajo esta perspectiva, resulta habitual homogeneizar la renta de los hogares a través de una escala de equivalencias que recoja conjuntamente el tamaño, la composición y las economías de escala de los hogares. En esta línea,

identificaremos la posición económica de cada individuo a través de la renta disponible equivalente del hogar al que pertenece, resultando ésta de la aplicación de alguna escala de equivalencias sobre la renta total del hogar. Existen diferentes tipos de escalas y una amplia literatura en relación al tema, sin que por el momento haya unanimidad en la elección de alguna en concreto. Sin entrar aquí en el debate abierto sobre la bondad de dichas escalas, optamos por aplicar la escala de la OCDE -también llamada escala de Oxford- por ser ésta una de las más conocidas y aplicadas, asignando a cada miembro del hogar el ingreso que resulta de dividir el ingreso total entre el número de miembros equivalentes, calculando éste como suma de las ponderaciones asignadas a los distintos miembros¹. Evidentemente, dado que los resultados a los que se llega dependen de la escala utilizada, resultaría de interés realizar análisis de sensibilidad, tarea que intentaremos abordar en futuros estudios.

Homogeneizados los hogares en cuanto a su tamaño y composición, el poder adquisitivo de un mismo ingreso aún puede ser diferente en función del área geográfica de residencia. Las diferencias en el poder adquisitivo de un determinado nivel de ingreso pueden llegar a ser muy grandes entre países, y aunque entre comunidades son menores, la homogeneización sigue teniendo interés si disponemos de la información necesaria para su aplicación. Para que los ingresos posean la misma capacidad de compra en las diferentes comunidades, aplicamos paridades de poder adquisitivo, dividiendo el ingreso equivalente de cada individuo entre la paridad de la comunidad a la que pertenece. Las paridades utilizadas son las elaboradas por González Murias (1996) para el año 1990 que, tomando a Galicia como base de referencia, son las que se presentan en la tabla 1 del anexo 2².

2.2. La medición de la desigualdad y del bienestar-renta

Siguiendo a Foster (1985), podemos definir una medida de desigualdad como una función $I(.)$ que asigna a cada posible estado social (d) un elemento en \hat{A} que identifica el nivel de desigualdad $I(d)$ existente en el mismo. Según la capacidad de ordenación, las medidas de desigualdad se pueden clasificar en medidas de ordenación parcial y medidas de ordenación completa.

1. La escala de la OCDE pondera al sustentador principal como 1, a los restantes miembros adultos como 0,7 y a los niños como 0,5. Para mayor información sobre escalas de equivalencia ver Buhmann y otros (1988), Carrascal (1997), etc. De forma abreviada presentamos una valoración propia de este problema en Troitiño Cobas (2000).

2. El método utilizado en la elaboración de estas paridades ha sido el EKS (Eltető y Köves (1964), y Szulc (1964)) y los datos los de la *Encuesta Regional de Precios 1989* y de la *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91*. También se puede consultar González Murias (1997).

Otra conocida clasificación es la que distingue entre medidas de desigualdad absolutas, relativas e intermedias. En este caso la diferencia obedece al tipo de medición y representa formas diferentes de entender la desigualdad. Una medida absoluta es invariante ante cambios absolutos iguales, por lo que cuantifica la desigualdad utilizando comparaciones por diferencia o resta, mientras que una medida relativa es invariante ante cambios proporcionales iguales (realiza comparaciones por cociente). Una medida de desigualdad intermedia se ve afectada tanto por cambios absolutos como proporcionales y es invariante ante combinaciones convexas de los anteriores. Así, tomando como base la distribución de la renta, si todos los individuos incrementan su renta en una misma proporción, por ejemplo en un 5%, las distancias relativas entre las rentas no varían mientras que las distancias absolutas se incrementan, por lo que las medidas de desigualdad relativa indicarán un mismo nivel de desigualdad y las absolutas e intermedias considerarán que la desigualdad se ha incrementado.

Centrándonos en la cuantificación de la desigualdad relativa, podríamos seleccionar como medidas de buenas propiedades la curva de Lorenz, el índice de Gini, la varianza de los logaritmos, los índices de Theil y los índices de la familia de Atkinson. La primera constituye una medida de ordenación parcial, mientras que los restantes proporcionan ordenaciones completas, si bien en muchos casos éstas no son coincidentes.

En términos generales, cuando es posible establecer una relación de dominancia a través de las curvas de Lorenz -hecho que ocurre cuando éstas no se cruzan-, los índices consistentes con el criterio de Lorenz (entre ellos, todos los citados) concluirán idéntica ordenación. Sin embargo, cuando las curvas se cruzan no siendo capaces de llegar a una ordenación completa, los distintos índices podrían proporcionar diferentes ordenaciones. Es por ello que, un grupo de índices de buenas propiedades nos permitirá emitir conclusiones más acertadas, en relación a los niveles de desigualdad de diferentes grupos (ejemplo, Comunidades Autónomas), que si utilizamos un solo índice.

El término bienestar lo utilizamos aquí como sinónimo de 'bien-estar' (expresión manejada por Sen (1992/95) para identificar la calidad o bondad de vida, con connotaciones no utilitaristas). En esta línea, el bienestar de un individuo (o de una sociedad) depende tanto de factores económicos (renta disponible, patrimonio, etc.) como de otro tipo de características como las capacidades físicas y psíquicas, el tiempo de ocio, la consideración social, etc. que lo condicionan en mayor o menor grado. Dados los problemas de falta de información desagregada a nivel individual o familiar³, así como las dificultades técnicas para desarrollar un análisis del bienestar en el que se tengan en cuenta todos los factores influyentes junto con los niveles de desigualdad en la distribución de los mismos, nos

3. Por ejemplo, a nivel económico ni siquiera disponemos de la información conjunta de la renta y el patrimonio.

centraremos en la valoración del bienestar a través de uno de los factores más determinantes: la renta disponible. Así, el concepto de *bienestar-renta* hace referencia al *nivel de vida-renta* o ‘bondad de vida’ en función de la renta disponible.

En el anexo1 presentamos brevemente la definición y propiedades de las medidas de desigualdad y bienestar utilizadas en la aplicación empírica.

3. Incidencia de la ocultación del ingreso sobre la desigualdad y bienestar-renta para el conjunto español y por comunidades

3.1. Información intercuantílica: una primera aproximación al problema

Una primera aproximación a los niveles de desigualdad y bienestar-renta podemos obtenerla analizando la información interdecílica del ingreso (declarado y reconstruido) para el total del Estado y por Comunidades Autónomas. En esta línea, calculamos los deciles de las distribuciones del ingreso declarado y reconstruido para el total español, tal que, a cada intervalo interdecílico le corresponde un 10% de la población. Posteriormente, clasificamos la población de cada comunidad considerando dichos intervalos y, para simplificar, seleccionamos los intervalos definidos por el 1º, 3º, 7º y 9º deciles, con el objeto de analizar con más detalle los extremos inferior y superior de las distribuciones (tabla 2, anexo 2). Así, por ejemplo, para el total del Estado, el 10% de la población percibe ingresos declarados no superiores a 377.052 pesetas, mientras que en Andalucía y Extremadura más del 19% no superan dicha renta y en Asturias y Navarra no llega al 5% la población que no supera dicho nivel de ingresos. En general, observamos que las comunidades más desarrolladas (Cataluña, Madrid y, en menor grado, Navarra, el País Vasco y Baleares) presentan los menores porcentajes de población en los intervalos interdecílicos inferiores y los mayores porcentajes en los intervalos superiores, mientras que las comunidades más atrasadas (Extremadura, Andalucía y, en menor medida, Canarias y Murcia) se muestran hiperrepresentadas en los intervalos bajos y poco representadas en los altos.

Aunque, como era de esperar, los deciles de la distribución del ingreso reconstruido son siempre superiores a los del ingreso declarado, la polarización de cada comunidad hacia la parte baja o alta de la distribución total no sufre importantes cambios. La variación más significativa la experimenta La Rioja, que pasa de estar mucho más que proporcionalmente representada en los intervalos de mayores ingresos a situarse mayormente como una población con ingresos reconstruidos medios; es decir, la reconstrucción del ingreso empeora la situación relativa que ésta ocupa en relación al total español, al mismo tiempo que parece implicar un menor nivel de desigualdad. Otros cambios que podríamos destacar son los de

Castilla-La Mancha, que incrementa sustancialmente su polarización hacia las rentas inferiores y Navarra, que aumenta su participación en los intervalos de mayores ingresos.

Consideremos ahora las distribuciones de los ingresos para el total español y las diferentes comunidades. Calculemos los deciles para cada distribución y observemos qué porcentaje de renta corresponde a cada intervalo interdecílico. Según los datos del ingreso declarado para el total español (tabla 3, anexo 2), mientras el 30% de la población de menores ingresos no alcanza el 15% del total del ingreso, el 30% de la población de mayores ingresos recibe algo más de la mitad del ingreso total. Además, comparando el 30% (10%) de la población de mayores ingresos con el 30% (10%) de menores ingresos, los primeros perciben casi 3,5 (7) veces más que los segundos. Reconstruido el ingreso, las diferencias aumentan: el 30% inferior no llega al 14% mientras que el 30% superior supera el 53%, significando esto que los últimos perciben casi 4 veces más que los primeros, elevándose hasta 8,6 veces si comparamos el 10% superior sobre el 10% inferior. Tales resultados nos muestran que la distribución del ingreso reconstruido para el conjunto de España es más desigual que la del ingreso declarado.

Analizando individualmente la distribución del ingreso en cada comunidad, observamos que, en especial, Asturias y Navarra presentan los menores (mayores) porcentajes de renta entre la población de mayores (menores) ingresos, lo cual significa que la población más rica -de mayores ingresos- es relativamente menos rica que la del resto de las comunidades mientras que su población pobre -de menores ingresos- es relativamente la menos pobre. Tales rasgos caracterizan a estas comunidades como las más igualitarias. También muestran características similares, aunque menos acentuadas, la Comunidad Valenciana, Cantabria, Aragón, Castilla-La Mancha y Galicia, seguidas de La Rioja, el País Vasco y Baleares. Por el contrario, Andalucía, Canarias y Murcia presentan los ricos relativamente más ricos y los pobres relativamente más pobres, por lo que se constituyen en las más firmes candidatas a ocupar los primeros puestos en cuanto a mayores niveles de desigualdad relativa.

Reconstruido el ingreso, los porcentajes de renta que le corresponden a las poblaciones de menores ingresos disminuyen en relación a los correspondientes según el ingreso declarado, mientras que los de las poblaciones de mayores ingresos aumentan. Este resultado, unánime para todas las comunidades, significa un incremento de la desigualdad en todas ellas, aunque con intensidades diferentes. Las comunidades que más parecen incrementar su desigualdad, analizada ésta en función del cambio en los porcentajes de renta que le corresponden a los diferentes intervalos interdecílicos, son Andalucía, Extremadura, Madrid, Murcia y Navarra, seguidas por Baleares, Canarias, Castilla y León, Cataluña y Galicia. Los menores incrementos corresponden a Castilla-La Mancha y La Rioja.

El análisis de las distribuciones considerando los intervalos interdecílicos nos proporciona una aproximación a los niveles de desigualdad y bienestar-renta en términos genera-

les. En este sentido, los resultados de la tabla 2 nos permiten observar qué comunidades están más que proporcionalmente representadas entre las rentas bajas y cuales se polarizan más hacia los niveles altos, dándonos una primera idea en cuanto al bienestar-renta de dichas comunidades. Así mismo, dado que cualquier distribución igualitaria asigna el mismo porcentaje de ingreso a cada intervalo interdecílico, la tabla 3 nos permite ver en qué comunidades los ricos son más ricos y en cuáles los pobres son más pobres. Sin embargo, para resumir de algún modo no sólo las diferencias observadas en la clasificación por deciles sino, en general, el comportamiento de todos y cada uno de los individuos, es necesario calcular indicadores que sinteticen las distancias entre el ingreso de cada individuo y el que le correspondería bajo una distribución igualitaria. Tales indicadores constituyen los índices de desigualdad.

3.2. Cuantificación de la desigualdad a través de índices relativos

Seleccionando índices de buenas propiedades (índice de Gini, varianza de los logaritmos, índices de Theil e índices de Atkinson), en la tabla 4 del anexo 2, presentamos el cálculo de estos índices sobre las distribuciones del ingreso declarado y reconstruido para el total español y por comunidades. Considerando que la clasificación de las comunidades por orden alfabético ayudaría poco a la visualización de la información, se ha incluido una columna denotada “orden medio” que recoge la posición media que ocupa cada comunidad según el grupo de índices calculados⁴. Además, con el objeto de ilustrar con mayor claridad los cambios que se producen al analizar la desigualdad en función del ingreso reconstruido, presentamos las tasas de variación (en porcentaje) que suponen los índices de desigualdad en función del ingreso reconstruido en relación a los calculados en base al ingreso declarado, señalando en la primera columna la tasa media para el conjunto de los índices.

Todos los índices nos indican que la desigualdad relativa en la distribución del ingreso reconstruido es mayor a la desigualdad existente en la distribución del ingreso declarado, ocurriendo esto no sólo para el total de España sino también para todas y cada una de las comunidades⁵. La reconstrucción del ingreso incrementa los índices de desigualdad para el total español en un promedio del 24%, alcanzando su máximo impacto en los índices de menor aversión a la desigualdad (Theil 1) y mostrando menor influencia sobre el índice de Gini y los índices de mayor aversión. Ello parece indicar que el efecto sobre la desigualdad

4. El “orden medio” de cada comunidad se calcula del siguiente modo: primero, asignamos a cada comunidad el orden (rango) que ocupa en relación a las restantes comunidades para cada índice y, segundo, promediamos los rangos que ocupa cada comunidad según los diferentes índices.

5. Prieto Alaiz y Pena Trapero (2000), utilizando una metodología diferente, llegan al mismo resultado para el total del Estado: “la evidencia empírica apunta a que la distribución generada por los datos originales domina, en el sentido de la curva de Lorenz, a la generada por los datos corregidos”.

que provoca la reconstrucción es mayor si el índice asigna mayor importancia a las diferencias de renta en la cola superior de la distribución (índices de baja aversión) mientras que, si el índice valora más las diferencias en el extremo inferior (índices de alta aversión) o en la parte central (Gini), el incremento es menor.

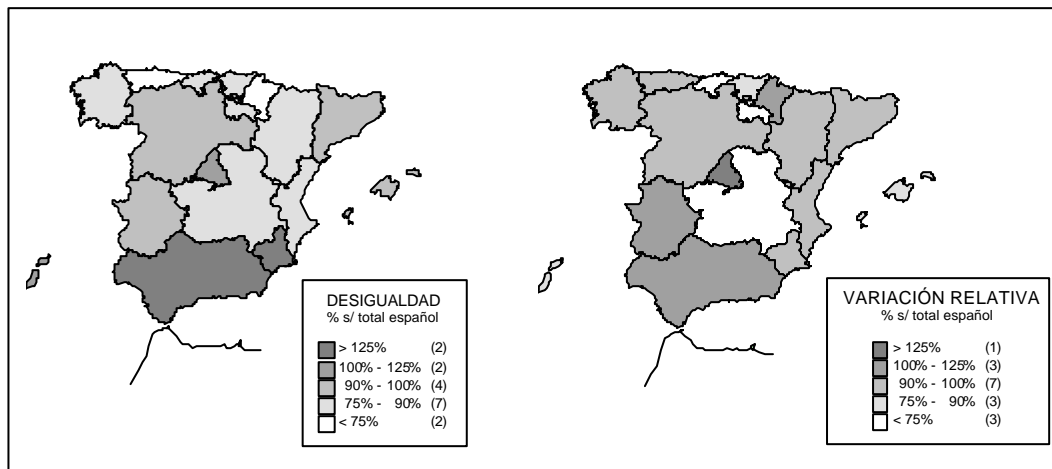
Observando las tasas de variación de los índices del ingreso reconstruido en relación a los del ingreso declarado vemos que, en promedio, cualquier comunidad incrementa su desigualdad entre un 13% y un 35%. Aún más, según cualquier índice, la desigualdad aumenta en una tasa no inferior al 7%. Las comunidades menos afectadas por la reconstrucción son Castilla-La Mancha y La Rioja, seguidas de Cantabria y Canarias. Las que más incrementan sus índices de desigualdad son Andalucía, Navarra y, especialmente, Madrid. Las restantes comunidades presentan incrementos próximos a los del total. Podríamos, además, preguntarnos si existe una relación lineal directa o inversa entre los niveles originales de desigualdad y los incrementos (tasas) debidos a la reconstrucción del ingreso. Tanto el coeficiente de correlación lineal entre ambas variables como el coeficiente de correlación por rangos indican que dicha asociación es casi inexistente. De hecho, las comunidades afectadas por las mayores tasas de variación y clasificadas, según del ingreso declarado, entre las más igualitarias (Navarra) o bien entre las más desigualitarias (Madrid, Andalucía), mantienen casi totalmente su clasificación.

Aún siendo indiscutible el aumento general de la desigualdad debido a la reconstrucción del ingreso, la ordenación de las comunidades en relación a sus niveles de desigualdad relativa no experimenta grandes variaciones. Asturias y Navarra siguen constituyendo las comunidades más igualitarias, a pesar del gran incremento en la desigualdad que experimenta la segunda. Algo menos igualitarias se muestran Castilla-La Mancha, la Comunidad Valenciana y Aragón, intercambiando sus posiciones en relación al ingreso declarado, como consecuencia del menor efecto que la reconstrucción provoca sobre Castilla-La Mancha. Cantabria, La Rioja, Galicia y el País Vasco constituyen comunidades más desigualitarias que las anteriores y más igualitarias que las restantes, tanto en función del ingreso declarado (excepto La Rioja) como después de reconstruido. Dentro de este grupo, La Rioja pasa de ser más desigualitaria que Galicia, el País Vasco y Baleares en base al ingreso declarado a presentar menores niveles de desigualdad, según la mayoría de los índices, como consecuencia del menor incremento debido a la reconstrucción. Todavía con niveles medios inferiores a los del total español se sitúan Baleares, Cataluña, Castilla y León y Extremadura, si bien la primera y la última superan la media española bajo algún índice de alta aversión a la desigualdad. Por último, las comunidades de Madrid, Canarias, Andalucía y Murcia constituyen las más desigualitarias, con la mayoría (las dos primeras) o la totalidad (las dos últimas) de los índices superiores a los del conjunto español⁶. De ellas, Madrid y Andalucía

6. El hecho de que algunos índices proporcionen clasificaciones diferentes a la mayoría nos indica que, en base a las propiedades que los identifican, la desigualdad puede tener características diferentes. En

son las más afectadas por la reconstrucción, hecho que provoca que Madrid supere la barrera de la media española.

Ilustración 1. Niveles de desigualdad relativa en la distribución del ingreso reconstruido y tasas de variación de estos niveles sobre los del ingreso declarado, en porcentaje sobre los niveles del total español



Aplicando la propiedad de la descomponibilidad aditiva⁷, los índices que poseen dicha propiedad nos permiten ver qué parte de la desigualdad total se debe a la desigualdad existente dentro de las comunidades y qué parte procede de la desigualdad entre comunidades. A partir del ingreso declarado, la desigualdad entre comunidades representa como mucho el 7% de la desigualdad total (en concreto, alcanza un 7% según la varianza de los logaritmos, un 6% según Theil 0 y un 5% según Theil 1). Reconstruido el ingreso, los índices de desigualdad aumentan sin que dicho incremento afecte a la desigualdad entre grupos, por lo que el porcentaje de la desigualdad total que se debe a la desigualdad entre comunidades disminuye situándose entre un 4% y un 5% según los diferentes índices. Por ello podemos concluir que el mayor nivel de desigualdad que resulta de la reconstrucción del ingreso se debe a que las comunidades son internamente más desigualitarias.

concreto, en el caso de Madrid y Canarias, la primera se muestra más igualitaria que el total español según los índices de mayor aversión, mientras que la segunda es más igualitaria según los índices de menor aversión, lo cual significa que en Madrid la distribución del ingreso es más igualitaria entre las rentas bajas y menos entre las rentas altas, mientras que en Canarias ocurre lo contrario.

7. Esta propiedad nos dice que, si dividimos la población total en grupos disjuntos, la desigualdad del total se puede descomponer en dos sumandos: la desigualdad interna a los grupos y la desigualdad entre grupos.

3.3. *El bienestar-renta y los efectos de la reconstrucción del ingreso*

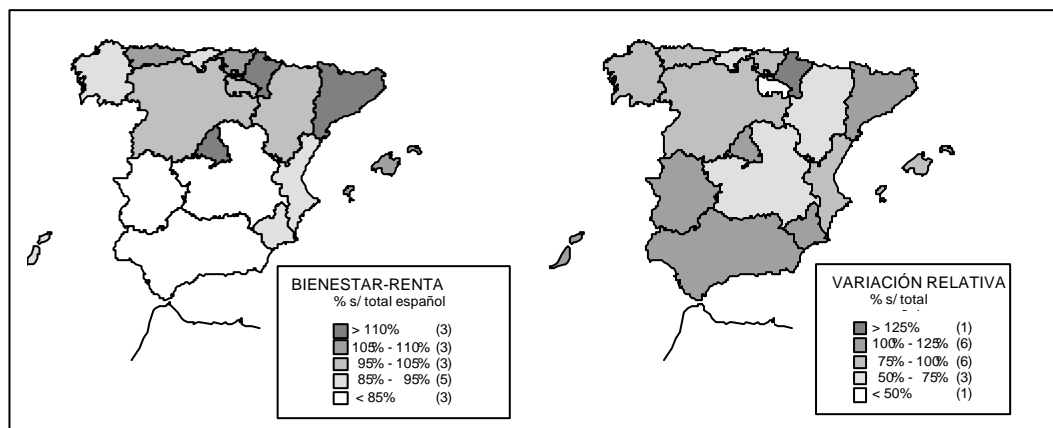
Según la filosofía que sustenta a los índices de Atkinson y otros similares, la renta media constituye un buen indicador del bienestar-renta de una sociedad cuando la distribución de la renta es igualitaria; en caso contrario, los indicadores deberán recoger el detrimento o minoración del bienestar debido a la desigualdad. Las medidas del bienestar-renta aquí utilizadas ‘corrigen’ los niveles medios de renta en función de los niveles de desigualdad relativa de las distribuciones analizadas.

Así, cuantificando el bienestar-renta de la población en función del ingreso reconstruido (tabla 5, anexo 2), los españoles disponen de un nivel promedio de bienestar-renta un 33% superior al por ellos declarado. Tal incremento, aún siendo siempre positivo y relativamente similar en la mayoría de las comunidades, presenta fuertes cambios en algunas de ellas. El más significativo es el caso de La Rioja, comunidad para la que a pesar de que el incremento de la desigualdad es mucho menor que para la gran mayoría, como ya hemos visto, el incremento de su bienestar-renta debido a la reconstrucción del ingreso también es muy inferior al de cualquier otra. Ello obedece sin duda a que, en función de la valoración de la infradeclaración que estamos manejando, La Rioja constituye la comunidad más sincera en cuanto a la declaración de sus ingresos. En consecuencia, la reconstrucción del ingreso sólo incrementa su bienestar-renta en un promedio del 12%, hecho que le ocasiona un significativo empeoramiento de su posición en el conjunto de España (observemos que pasa de competir con Madrid por el mejor puesto a un nivel medio idéntico al del total español). Un comportamiento similar al de La Rioja, aunque a menor intensidad, lo presenta Castilla-La Mancha, cuyo menor incremento en su desigualdad tampoco es suficiente para compensar su menor incremento en el ingreso medio reconstruido y, en consecuencia, cae de la quinta a la tercera posición en cuanto a menor bienestar-renta.

Exceptuando las dos comunidades anteriormente citadas, los incrementos en el bienestar-renta provocados por la reconstrucción del ingreso, aún significando una mejora clara de la situación de cada comunidad, no introducen cambios relevantes en cuanto a su clasificación. En consecuencia, podríamos aportar la siguiente ordenación en función del ingreso reconstruido, que mantiene mayoritariamente la clasificación resultante del ingreso declarado. Extremadura, Andalucía y Castilla-La Mancha constituyen las comunidades de menor bienestar-renta, seguidas de Murcia, Canarias y Comunidad Valenciana. La reconstrucción del ingreso hace empeorar significativamente la posición de Castilla-La Mancha, mejorando de forma importante la de Canarias. A niveles algo superiores se encuentran Galicia y Cantabria, ambas todavía situadas por debajo del total español según todos los índices, si bien la segunda presenta niveles algo superiores a los del conjunto de España a través del ingreso declarado. Presentan niveles muy similares a los del conjunto del Estado, Aragón, Castilla y León y La Rioja, con la salvedad que ya hemos apuntado en relación a la

última. Baleares, Asturias y el País Vasco disfrutaban de niveles entre un 5% y un 7% superiores a la media y, Navarra, Cataluña y Madrid constituyen las comunidades con los mayores niveles de bienestar-renta (entre un 18% y un 20% superior según el ingreso reconstruido).

Ilustración 2. Niveles de bienestar en función de la distribución del ingreso reconstruido y tasas de variación de estos niveles sobre los que resultan del ingreso declarado, en porcentaje sobre los niveles del total español



Analizando la posible existencia de asociación lineal entre los niveles de bienestar-renta iniciales y los incrementos en los mismos que resultan de la reconstrucción del ingreso, el grado de asociación es negativo aunque bastante bajo. Ello indica que el grado de influencia (en términos lineales) de los niveles de bienestar-renta declarados sobre los incrementos debidos a la reconstrucción casi no existe, si bien el pequeño efecto que ejerce es negativo (el incremento es mayor en las comunidades con menores niveles).

4. Conclusiones

La igualdad constituye uno de los valores fundamentales de cualquier organización social y así se reconoce en las diferentes constituciones nacionales.

De todos los posibles índices propuestos para la medición de la desigualdad, destacan por sus buenas propiedades los índices de Theil y los de Atkinson; también cumplen la mayoría de los requisitos deseables el índice de Gini y la varianza de los logaritmos.

Cuanto mayor sea el número de índices de buenas propiedades que apoyen una determinada ordenación, mayor será la confianza que podremos depositar en la misma. Por el

contrario, si los distintos índices proporcionan ordenaciones diferentes, cada ordenación sólo será válida bajo los juicios ético-normativos (propiedades) del índice que la sustenta. De ahí la importancia de que los resultados estén unánimemente apoyados por un grupo de índices de buenas propiedades.

Tomar como base los datos del ingreso reconstruido junto con los del ingreso declarado nos permite valorar el comportamiento general de las distintas comunidades en relación a la desigualdad y el bienestar-renta, así como el efecto producido por la ocultación de ingresos. En general, la desigualdad relativa en la distribución del ingreso reconstruido es mayor a la existente en la distribución del ingreso declarado, ocurriendo esto no sólo para el total de España sino también para todas y cada una de las comunidades. Las comunidades que menos aumentan su desigualdad son Castilla-La Mancha y La Rioja, seguidas de Cantabria y Canarias. Las que más incrementaron sus índices de desigualdad son Andalucía, Navarra y, especialmente, Madrid.

La ordenación de las comunidades en relación a sus niveles de desigualdad relativa no experimenta grandes variaciones. Reconstruido el ingreso, Asturias y Navarra siguen constituyendo las comunidades más igualitarias, a pesar del gran incremento experimentado por la segunda. Algo menos igualitarias se muestran Castilla-La Mancha, la Comunidad Valenciana y Aragón, seguidas de Cantabria, La Rioja, Galicia y el País Vasco. Todavía con niveles medios inferiores a los del total español se sitúan Baleares, Cataluña, Castilla y León y Extremadura, si bien la primera y la última superan la media española bajo algún índice de alta aversión a la desigualdad. Por último, Madrid, Canarias, Andalucía y Murcia constituyen las comunidades más desigualitarias, con la mayoría (las dos primeras) o la totalidad (las dos últimas) de los índices superiores a los del conjunto español. De ellas, Madrid y Andalucía son las más afectadas por la reconstrucción.

Cuantificando el bienestar de la población en función del ingreso reconstruido ‘corregido’ por el nivel de desigualdad existente en dicha distribución, los españoles disponen de un nivel promedio de bienestar-renta un 33% superior al por ellos declarado. Las comunidades que experimentan un menor incremento en su bienestar-renta, hecho que las condujo a empeorar su situación relativa, son La Rioja y, en menor medida, Castilla-La Mancha. Exceptuando estas dos comunidades, los incrementos en el bienestar-renta provocados por la reconstrucción del ingreso, aún significando una mejora clara de la situación de cada comunidad, no introducen cambios relevantes en cuanto a su clasificación. Extremadura y Andalucía constituyen las comunidades de menor bienestar-renta, seguidas de Castilla-La Mancha, Murcia, Canarias y la Comunidad Valenciana. La reconstrucción del ingreso coloca a Castilla-La Mancha en peor situación que Murcia y Canarias, al contrario de lo que ocurría según el ingreso declarado. A niveles algo superiores se encuentran Galicia y Cantabria, todavía con niveles algo inferiores a los del total español. Aragón, Castilla y León y La Rioja presentan niveles muy similares a los del conjunto del Estado. De ellas,

cabe destacar el fuerte empeoramiento relativo de La Rioja que pasa de ser una de las comunidades de mayor bienestar a niveles próximos a la media. Baleares, Asturias y el País Vasco disfrutan de niveles superiores a la media (entre un 5% y un 7%), siendo Navarra, Cataluña y Madrid las comunidades con los mayores niveles de bienestar-renta (entre un 18% y un 20% superior según el ingreso reconstruido).

ANEXO 1

Sea $Y \in R_+^n$ el vector de rentas correspondientes a los n individuos de una población, y sean m e m^* , la media aritmética y la media geométrica de dichas rentas.

Índices de desigualdad

➤ *Índice de Gini*. Originalmente ha sido definido como la mitad de la diferencia media relativa, por lo que en el caso discreto y considerando la diferencia media con repetición, viene dado por la siguiente expresión

$$G = \frac{1}{2\mu n^2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n |Y_j - Y_k|, \quad 0 \leq G \leq 1$$

Para la diferencia media sin repetición, sustituiríamos en el denominador n^2 por $n(n-1)$. Cuando n es grande, ambas expresiones son aproximadamente iguales.

En estudios descriptivos, resulta habitual manejar la expresión

$$G = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (p_i - L(p_i))}{\sum_{i=1}^{n-1} p_i}, \quad 0 \leq G \leq 1$$

donde p_i representa los porcentajes acumulados de población y $L(p_i)$ los porcentajes acumulados de renta, ordenada previamente la distribución de rentas en sentido creciente. Esta expresión, también conocida como razón de concentración, es válida para una distribución discreta y una diferencia media relativa sin repetición. Dado que en nuestra aplicación trabajamos con todos los datos individualizados de la EPF (n es grande, tanto para el total del Estado como por Comunidades Autónomas), emplearemos esta segunda expresión como aproximación correcta de la primera.

El coeficiente de Gini toma valores entre cero (mínima desigualdad) y uno (máxima desigualdad). Es un índice continuo, normalizado, simétrico, invariante a réplicas de la población y a cambios proporcionales iguales, y cumple el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, por lo que es consistente con la curva de Lorenz. A pesar de constituir el índice más tradicional y el más conocido, no cumple algunas propiedades deseables como el principio del decrecimiento del impacto de las transferencias, la no homoteticidad distributiva, ni la descomponibilidad aditiva⁸.

➤ La *varianza de los logaritmos* definida como

$$V_{\log} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log Y_i - \log \mu^*)^2, \quad 0 \leq V_{\log} \leq (n-1) \log^2 \mu^*$$

constituye una medida de fácil cálculo e interpretación, siendo especialmente adecuada cuando la renta se distribuye como una lognormal. Cumple las mismas propiedades que el índice de Gini excepto la normalización y el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, fallando éste sólo para las rentas altas. Además, es aditivamente descomponible.

➤ Los *índices de Theil*

$$T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{\mu} \right) \log \left(\frac{Y_i}{\mu} \right), \quad 0 \leq T_1 \leq \log n$$

$$T_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\mu}{Y_i} \right), \quad 0 \leq T_0$$

definidos a partir del concepto de entropía, presentan como principal ventaja el hecho de cumplir la descomponibilidad aditiva así como el principio del decrecimiento del impacto de las transferencias, principio que supone que una transferencia de renta de un individuo de mayor renta a otro de menor renta tiene mayor impacto sobre el índice si ésta se produce a niveles bajos de renta que a niveles altos⁹.

8. En Troitiño Cobas (2000) se definen estas y otras medidas, analizando de forma detallada sus propiedades.

9. Ver Theil (1967), Blackorby y Donaldson (1978), Bourguignon (1979), Shorrocks (1980, 1984), Lambert (1993/96), Kakwani (1980), Chakravarty (1990), Shorrocks y Foster (1987), etc.

➤ Los índices de Atkinson

$$A_\varepsilon = 1 - \left[\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1, \quad 0 \leq A_\varepsilon \leq 1$$

$$A_\varepsilon = 1 - \prod_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^{\frac{1}{n}}, \quad \varepsilon = 1, \quad 0 \leq A_\varepsilon \leq 1$$

constituyen una familia de índices definida en función de un parámetro ε , conocido con el nombre de parámetro de aversión a la desigualdad. Si $\varepsilon = 0$, la sociedad es indiferente a la desigualdad, es decir, todas las distribuciones con una misma renta media proporcionan el mismo nivel de bienestar, independientemente de cuanto de igual o desigual sea su distribución. Cuando $\varepsilon \rightarrow \infty$, la sociedad expresa su máxima reacción ante la desigualdad: por mucho que se incremente la producción, el bienestar no aumenta si el individuo de menor renta no mejora. En consecuencia, el parámetro de aversión identifica el grado de importancia asignada a la redistribución a favor de los menos favorecidos, importancia que aumentará con el valor del parámetro.

Los índices de Atkinson son índices no distributivamente homotéticos y cumplen el principio del decrecimiento del impacto de las transferencias, siendo tanto mayor (menor) la importancia asignada a las transferencias en la cola inferior (superior) cuanto mayor sea el valor de ε . Entre sus desventajas, citar que son índices no aditivamente descomponibles, aunque sí descomponibles o agregativos¹⁰.

Índices de Bienestar-renta

Bajo la filosofía de los índices de Atkinson el bienestar social que proporciona un total de renta distribuido desigualitariamente es inferior al que resultaría del mismo total ante una distribución igualitaria. A este concepto restringido de bienestar social, definido exclusivamente en función de la renta, lo llamaremos bienestar-renta. En este sentido, una medida del bienestar-renta se obtiene minorando la media de la distribución en una canti-

10. La descomponibilidad o agregatividad es una condición más débil que la descomponibilidad aditiva: la primera sólo requiere la existencia de una función 'agregadora' A que permita obtener el índice del total de la población $I(\cdot)$ en función de los índices I_g , medias m_g y tamaños n_g de los subgrupos disjuntos que la componen, $I(\cdot) = A(I_g; \mu_g; n_g)$. Si la descomponibilidad es aditiva es posible descomponer la desigualdad total en dos sumandos: la desigualdad dentro de los grupos y la desigualdad entre grupos. Esta cuestión se puede ver con mayor detalle en Shorrocks (1980, 1984).

dad que representa la pérdida de bienestar debida a la desigualdad, por lo que se podría calcular como

$$B = \mu (1 - I), \quad \text{con } 0 \leq I \leq 1 \quad 0 \leq B \leq \mu ,$$

donde I identifica un índice de desigualdad. Así, en función de cada posible índice de desigualdad I, podemos calcular el correspondiente índice de bienestar-renta B. El índice de desigualdad debe ser un índice normalizado, anulándose para distribuciones totalmente igualitarias y siendo igual a la unidad en el caso de máxima desigualdad; de esta forma, la medida del bienestar vendrá dada por la renta media si la distribución es totalmente igualitaria y tenderá a cero cuando la renta esté concentrada exclusivamente en las manos de un solo individuo. La normalización de los índices de desigualdad se ha realizado dividiendo cada índice entre su límite superior.

ANEXO 2

Tabla 1: Paridades de poder adquisitivo por Comunidades Autónomas para el año 1990

Andalucía	1,0079
Aragón	0,9940
Asturias	1,0107
Baleares	1,0814
Canarias	0,9681
Cantabria	1,0339
Castilla y León	0,9878
Castilla-La Mancha	0,9505
Cataluña	1,0612
Comunidad Valenciana	1,0566
Extremadura	0,9435
Galicia	1,0000
Madrid	1,0660
Murcia	0,9821
Navarra	1,0758
País Vasco	1,0759
La Rioja	1,0270

Fuente: González Murias (1996).

Tabla 2: Porcentajes de población de cada Comunidad Autónoma con ingreso inferior al 1^{er} y 3^{er} deciles y superior al 7^o y 9^o deciles del total español

	Ingreso declarado				Ingreso reconstruido			
	< 377.052 (< 1 ^o decil)	> 1.394.491 (> 9 ^o decil)	< 556.130 (< 3 ^o decil)	> 918.778 (> 7 ^o decil)	< 475.732 (< 1 ^o decil)	> 1.949.893 (> 9 ^o decil)	< 714.740 (< 3 ^o decil)	> 1.236.290 (> 7 ^o decil)
España	10	10	30	30	10	10	30	30
Andalucía	19,3	5,8	43,8	19,0	18,2	6,7	41,9	20,6
Aragón	6,2	9,8	22,4	32,2	8,8	6,8	26,9	27,5
Asturias	4,0	8,3	20,8	36,5	4,6	8,8	22,4	34,2
Baleares	6,9	12,1	21,1	36,2	8,3	11,7	23,3	34,5
Canarias	14,0	8,5	38,9	25,1	12,1	10,3	35,5	27,2
Cantabria	7,0	8,4	28,4	29,7	9,1	7,3	30,9	26,0
Cast y León	8,5	10,8	29,4	29,4	8,8	11,3	29,6	28,9
Cast-La Mancha	10,3	6,8	35,6	23,3	13,8	5,3	42,1	19,8
Cataluña	4,7	15,5	19,4	41,3	4,7	15,5	18,8	41,7
C.Valenciana	10,3	6,8	32,8	24,5	10,4	6,9	33,2	24,5
Extremadura	19,6	4,0	48,9	16,1	17,9	5,9	45,6	18,2
Galicia	9,7	6,8	32,9	26,0	10,1	6,6	32,7	25,8
Madrid	4,4	15,3	18,8	40,0	3,9	14,4	18,9	40,4
Murcia	16,8	8,3	39,9	22,2	14,8	9,4	36,5	24,3
Navarra	4,3	11,8	19,9	36,7	4,6	14,6	17,2	42,9
País Vasco	6,8	12,3	23,7	37,5	7,5	11,6	25,0	35,9
La Rioja	5,2	14,7	16,3	41,0	7,9	7,5	28,6	25,4

Tabla 3: Participaciones en el ingreso y relaciones entre participaciones para el total del Estado y por Comunidades Autónomas

	Ingreso declarado				Ingreso reconstruido			
	30% inferior*	30% superior**	10% sup s/ 10% inf	30% sup s/ 30% inf	30% inferior	30% superior	10% sup s/ 10% inf	30% sup s/ 30% inf
España	14,8	50,3	6,9	3,4	13,6	53,2	8,6	3,9
Andalucía	14,1	51,1	7,9	3,6	12,8	54,4	10,4	4,3
Aragón	16,0	48,0	5,8	3,0	14,8	50,0	7,2	3,4
Asturias	17,2	46,1	4,6	2,7	16,1	48,3	5,6	3,0
Baleares	15,6	49,0	6,4	3,1	14,3	51,4	8,2	3,6
Canarias	14,1	50,9	7,7	3,6	12,9	53,6	9,6	4,2
Cantabria	15,7	48,6	5,8	3,1	14,6	50,6	7,1	3,5
Cast y León	15,0	50,5	6,7	3,4	13,8	53,2	8,3	3,9
Cast-La Mancha	15,8	49,0	5,8	3,1	15,2	50,5	6,5	3,3
Cataluña	15,3	49,7	6,2	3,2	14,1	52,4	7,8	3,7
C.Valenciana	16,0	48,5	5,7	3,0	14,8	51,0	6,9	3,4
Extremadura	14,9	50,1	6,9	3,4	13,6	53,3	9,2	3,9
Galicia	15,7	48,8	5,9	3,1	14,5	51,3	7,4	3,5
Madrid	15,2	50,7	6,6	3,3	13,7	54,3	8,8	4,0
Murcia	13,8	52,2	8,5	3,8	12,6	55,5	11,7	4,4
Navarra	16,8	46,6	5,0	2,8	15,1	49,3	6,8	3,3
País Vasco	15,3	49,3	6,2	3,2	14,2	51,6	7,6	3,6
La Rioja	15,6	50,0	6,4	3,2	14,9	51,6	7,4	3,5

* 30% inferior = porcentaje de ingreso que percibe el 30% de la población de menores ingresos

** 30% superior = porcentaje de ingreso que percibe el 30% de la población de mayores ingresos

**Tabla 4: Índices de desigualdad relativa para el conjunto del Estado
y por Comunidades Autónomas**

	Orden medio	V ln	Gini	Theil 0	Theil 1	Atk 1	Atk 2
INDICES DE DESIGUALDAD RELATIVA SEGÚN EL INGRESO DECLARADO							
España		0,294	0,286	0,149	0,159	0,139	0,265
Asturias	1,2	0,185	0,230	0,094	0,098	0,090	0,172
Navarra	1,8	0,206	0,222	0,101	0,100	0,096	0,189
C.Valenciana	4,0	0,237	0,256	0,122	0,128	0,115	0,218
Aragón	5,0	0,241	0,249	0,123	0,131	0,116	0,223
Castilla-La Mancha	5,2	0,245	0,247	0,125	0,130	0,117	0,226
Galicia	5,5	0,241	0,253	0,126	0,136	0,119	0,218
Cantabria	7,5	0,275	0,248	0,131	0,129	0,123	0,254
País Vasco	8,8	0,265	0,262	0,134	0,141	0,126	0,239
Baleares	9,3	0,289	0,262	0,134	0,127	0,125	0,264
La Rioja	10,3	0,254	0,278	0,138	0,154	0,129	0,230
Cataluña	10,5	0,268	0,287	0,135	0,139	0,126	0,244
Extremadura	11,8	0,288	0,264	0,144	0,148	0,134	0,255
Castilla y León	12,2	0,286	0,276	0,145	0,149	0,135	0,255
Madrid	12,2	0,261	0,277	0,149	0,184	0,139	0,240
Andalucía	15,5	0,330	0,292	0,167	0,179	0,153	0,294
Canarias	15,5	0,345	0,290	0,161	0,155	0,148	0,309
Murcia	16,7	0,343	0,301	0,176	0,189	0,161	0,299
INDICES DE DESIGUALDAD RELATIVA SEGÚN EL INGRESO RECONSTRUÍDO							
España		0,349	0,327	0,189	0,226	0,173	0,312
Asturias	1,2	0,228	0,262	0,118	0,126	0,112	0,208
Navarra	2,0	0,277	0,258	0,133	0,130	0,125	0,248
Castilla-La Mancha	2,8	0,275	0,269	0,143	0,152	0,133	0,250
C.Valenciana	5,2	0,286	0,291	0,153	0,170	0,142	0,259
Aragón	5,5	0,289	0,279	0,153	0,173	0,141	0,264
Cantabria	6,7	0,325	0,272	0,154	0,152	0,142	0,296
La Rioja	7,0	0,288	0,299	0,159	0,180	0,147	0,259
Galicia	7,5	0,291	0,289	0,159	0,184	0,147	0,260
País Vasco	9,3	0,311	0,296	0,166	0,189	0,153	0,279
Baleares	9,8	0,357	0,296	0,165	0,158	0,152	0,314
Cataluña	10,7	0,325	0,327	0,169	0,181	0,156	0,289
Castilla y León	12,0	0,348	0,315	0,182	0,194	0,166	0,303
Extremadura	12,8	0,353	0,308	0,186	0,199	0,169	0,305
Madrid	13,7	0,315	0,330	0,210	0,323	0,189	0,300
Canarias	14,7	0,410	0,329	0,197	0,196	0,178	0,358
Andalucía	15,8	0,394	0,340	0,218	0,278	0,196	0,352
Murcia	16,3	0,410	0,344	0,220	0,252	0,198	0,350
TASAS DE VARIACIÓN (EN%) DE LOS ÍNDICES DEL INGRESO RECONSTRUIDO SOBRE LOS DEL INGRESO DECLARADO							
España	24	19	15	27	42	24	18
Castilla-La Mancha	13	12	9	15	17	14	11
La Rioja	13	13	7	15	17	14	13
Cantabria	16	18	9	17	18	16	17
Canarias	19	19	13	22	27	20	16
Baleares	21	23	13	24	24	22	19
País Vasco	21	18	13	24	34	22	17
Aragón	21	20	12	24	32	22	19
Murcia	22	20	14	25	34	23	17
Cataluña	22	21	14	26	30	24	18
Castilla y León	22	21	14	25	30	23	19
C.Valenciana	23	21	14	26	33	24	19
Asturias	23	23	14	25	28	24	21
Galicia	23	21	14	26	35	24	19
Extremadura	25	23	17	28	35	26	20
Andalucía	28	20	16	31	55	28	20
Navarra	29	34	16	32	31	30	32
Madrid	35	20	19	40	76	36	25

Tabla 5: Índices de bienestar-renta para el conjunto del Estado y por Comunidades Autónomas

	orden medio	V ln	Gini	Theil 1	Atk 1	Atk 2
ÍNDICES DE BIENESTAR-RENTA (EN MILES DE PESETAS) SEGÚN EL INGRESO DECLARADO						
España	831	594	823	716	611	
La Rioja	1,6	975	704	963	849	751
Madrid	1,6	977	706	966	842	742
Cataluña	3,0	964	688	956	843	729
Navarra	4,8	885	689	878	800	718
Asturias	5,6	871	671	865	793	722
Baleares	5,6	905	668	896	792	666
País Vasco	6,0	904	668	896	791	688
Aragón	7,8	867	652	859	767	674
Castilla y León	9,4	835	605	826	722	622
Cantabria	9,6	824	620	816	723	615
Galicia	11,0	778	581	771	686	609
C.Valenciana	12,0	770	573	764	682	602
Castilla-La Mancha	13,2	752	566	745	664	582
Canarias	14,0	753	534	744	641	520
Murcia	14,8	745	520	735	625	522
Andalucía	16,0	692	490	685	586	489
Extremadura	17,0	652	480	645	565	486
ÍNDICES DE BIENESTAR-RENTA (EN MILES DE PESETAS) SEGÚN EL INGRESO RECONSTRUIDO						
España		1.143	769	1.129	946	786
Madrid	1,8	1.383	927	1.354	1.121	968
Navarra	2,0	1.297	963	1.284	1.135	975
Cataluña	2,2	1.347	907	1.331	1.137	958
País Vasco	4,6	1.207	849	1.191	1.022	870
Asturias	4,8	1.152	850	1.141	1.023	912
Baleares	5,8	1.188	837	1.174	1.007	815
Castilla y León	7,6	1.147	786	1.132	956	799
La Rioja	7,8	1.115	782	1.099	951	826
Aragón	8,4	1.102	794	1.088	946	810
Galicia	10,8	1.057	751	1.044	902	782
Cantabria	11,8	1.051	765	1.039	901	740
Canarias	12,2	1.064	714	1.049	874	683
C.Valenciana	12,6	1.041	738	1.029	893	771
Murcia	13,0	1.063	698	1.043	853	691
Castilla-La Mancha	15,0	931	681	921	807	698
Andalucía	15,8	984	649	967	791	638
Extremadura	16,8	924	639	911	768	642
TASAS DE VARIACIÓN (EN%) DE LOS ÍNDICES DEL INGRESO RECONSTRUIDO SOBRE LOS DEL INGRESO DECLARADO						
España	33	38	30	37	32	29
La Rioja	12	14	11	14	12	10
Castilla-La Mancha	22	24	20	24	22	20
Aragón	24	27	22	27	23	20
Cantabria	25	27	24	27	25	20
Baleares	27	31	25	31	27	22
Asturias	29	32	27	32	29	26
País Vasco	30	33	27	33	29	26
C.Valenciana	31	35	29	35	31	28
Galicia	32	36	29	35	31	28
Castilla y León	33	37	30	37	32	28
Madrid	35	42	31	40	33	30
Cataluña	35	40	32	39	35	31
Andalucía	36	42	32	41	35	30
Canarias	37	41	34	41	36	31
Extremadura	37	42	33	41	36	32
Murcia	37	43	34	42	37	32
Navarra	42	47	40	46	42	36

Agradecimientos

Nuestra gratitud al profesor Pena Trapero y a su equipo por la cesión de los datos del ingreso reconstruido, así como al IGE por su colaboración en la obtención de los datos de la EPF 90/91.

También deseo agradecer al evaluador anónimo las sugerencias realizadas, las cuales han contribuido a mejorar la versión final de este artículo.

Bibliografía

- BLACKORBY, C. y DONALDSON, D. (1978): "Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare". *Journal of Economic Theory*, 18, 59-80.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L., SCHMAUS, G. y SMEEDING, T.M. (1988): "Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg income study (LIS) database". *The Review of Income and Wealth*, 34, 2, 115-142.
- BOURGUIGNON, F. (1979): "Decomposable income inequality measures". *Econometrica*, 47, 4, 901-920.
- CARRASCAL, U. (1997): *Consumo familiar en España. Análisis y obtención de escalas de equivalencia*. Secretariado de Publicaciones e Intercambio Científico de la Universidad de Valladolid.
- CHAKRAVARTY, S.R. (1990): *Ethical social index numbers*. Springer-Verlag. Heidelberg. New York. London. Paris. Tokyo. Hong Kong.
- ELTETŐ, O. y KÖVES, P (1964): "On problem of index number computation relating of international comparison", *Statisztikai Szemle*, 42.
- FOSTER, J.E. (1985): "Inequality measurement". *Proceedings of Symposia in Applied Mathematics*, 33, 31-68.
- GONZÁLEZ MURIAS, P. (1996): *Metodología estadística para la comparación de agregados económicos a nivel internacional*. Tesis Doctoral. Servicio de Publicacións e Intercambio Científico da Universidade de Santiago de Compostela.
- GONZÁLEZ MURIAS, P. (1997): "Os prezos dos servizos e os non-servizos nas distintas Comunidades Autónomas: unha análise comparativa". *Revista Galega de Economía*, vol.6, nº1, pp.289-305.
- INE (1992): *Encuesta de presupuestos familiares 1990-91. Metodología*. INE. Madrid.
- KAKWANI, N.C. (1980): *Income inequality and poverty. Methods of estimation and policy applications*. Published for the World Bank. Oxford University Press. New York, Oxford, London,...
- LAMBERT, P.J. (1993/96): *The distribution and redistribution of income. A mathematical analysis*. (Segunda edición). Manchester University Press. Manchester y New York. [Trad. *La distribución y redistribución de la renta*. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid].

- PENA TRAPERO, B. (dir.) (1996): *Distribución personal de la renta en España*. Pirámide. Madrid.
- PRIETO ALAIZ, M. y PENA TRAPERO, B. (2000): "Repercusiones de la ocultación de renta sobre la medición de la desigualdad". *Estudios de Economía Aplicada*, 14, 153-172.
- SANZ, B. (1996): "La articulación micro-macro en el sector hogares: de la encuesta de presupuestos familiares a la contabilidad nacional" en *La desigualdad de recursos*. (II simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza). Fundación Argentaria-Visor distribuciones. Madrid.
- SEN, A. (1992/95): *Inequality reexamined*. Oxford University Press. Oxford. [Trad. *Nuevo examen de la desigualdad*. Alianza editorial. Madrid].
- SHORROCKS, A.F. (1980/85): "The class of additively decomposable inequality measures". *Econometrica*, 48, 3, 613-625. [Trad. "La clase de medidas de desigualdad descomponibles aditivamente". *Hacienda Pública Española*, 95, 349-356].
- SHORROCKS, A.F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups". *Econometrica*, 52, 6, 1369-1385.
- SHORROCKS, A.F. e FOSTER, J.E. (1987): "Transfer sensitive inequality measures". *Review of Economic Studies*, LIV, 485-497.
- SZULC, B.J. (1964): "Indices for multirexional comparisons", *Przegląd Statystyczny*, 3.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*. Nort-Holland Publishing Company. Amsterdam.
- TROITIÑO COBAS, A (2000): *A medición da desigualdade. Análise da situación galega no marco do Estado das Autonomías*. Tesis doctoral. Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais. Universidade de Santiago de Compostela.