DESCOMPOSICIÓN FACTORIAL DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA*

JUAN GABRIEL RODRÍGUEZ HERNÁNDEZ
Universidad Rey Juan Carlos de Madrid

En este trabajo se realiza una descomposición factorial de la desigualdad de la renta en España. La metodología empleada es la descomposición basada en el valor de Shapley, un concepto que proviene de la teoría de juegos cooperativos y que evita muchas de las limitaciones presentes en los procedimientos utilizados hasta ahora. La base de datos empleada es el Panel de renta del Instituto de Estudios Fiscales para el año 1994. Los resultados principales muestran que los impuestos y las transferencias reducen de forma significativa la desigualdad propia de los rendimientos de capital y de las rentas salariales. La robustez de estos resultados es contrastada con la descomposición propuesta por Shorrocks (1982) y la descomposición factorial del índice de Gini (Fei, Ranis y Kuo, 1978).

Palabras clave: desigualdad, descomposición, valor de Shapley, panel de IRPF.

Clasificación JEL: D63, C71.

El papel desempeñado por las distintas fuentes de renta en la consecución final de un determinado grado de desigualdad es de gran interés, no solo desde un punto de vista teórico, por ejemplo para la interpretación de las tendencias económicas, sino también desde un punto de vista práctico, pongamos por caso para la elaboración de la política pública. La comprensión de la desigualdad económica exige estimar, por ejemplo, el impacto de los mayores salarios percibidos por aquellos individuos con una mayor inversión en capital humano, de las diferentes transferencias otorgadas por el sector público o del nivel de riqueza. Por otro lado, los cambios en la política presupuestaria e impositiva de un país, los beneficios derivados de la seguridad social o el tratamiento que se da a una particular forma de renta, son temas que no pueden ser debatidos sin ser definido con anterioridad el impacto en la distribución de la renta de las políticas económicas que incrementan o reducen determinadas fuentes de renta.

Este trabajo estudia precisamente la descomposición de la desigualdad de la renta en España desde la perspectiva factorial. Se aplica en él una nueva metodo-

(*) Este trabajo es un proyecto financiado por el Instituto de Estudios Fiscales. Deseo agradecer a Javier Ruíz-Castillo, Begoña Sanz, Mercedes Sastre y Francisco J. Fernández su valiosa ayuda.

logía basada en un resultado procedente de la teoría de juegos cooperativos, el valor de Shapley [Shapley (1953)]. Este resultado, el valor de Shapley, considera el efecto marginal de la eliminación en serie de los factores, para posteriormente asignar a cada factor el promedio de sus contribuciones marginales en todas las secuencias posibles. En realidad, esta nueva metodología intenta conciliar el enfoque marginalista con la propiedad de consistencia [Chantreuil y Trannoy (1999), Shorrocks (1999), Sastre y Trannoy (2002)].

Para ello, a partir de los registros fiscales del panel de declarantes del impuesto sobre la renta del Instituto de Estudios Fiscales (IEF), se ha extraído una submuestra aleatoria estratificada. Los resultados principales muestran que los impuestos y las transferencias reducen de forma significativa la desigualdad propia de las rentas salariales y de los rendimientos de capital.

En la sección 1 se realiza una breve exposición de las principales metodologías de descomposición factorial existentes en la literatura. En la sección 2 se presenta la metodología del valor de Shapley, así como sus ventajas e inconvenientes. Además, se señalan tres cuestiones metodológicas que deben ser resueltas de forma previa a toda aplicación empírica del valor de Shapley. En la tercera sección se presentan los resultados principales. En la sección 4 se comentan las conclusiones más importantes. Por último, en el apéndice se explican las principales variables fiscales empleadas.

1. La Descomposición Factorial de la desigualdad de la renta

Sea I un índice de desigualdad cuyos factores explicativos son Y_j, donde $j \in K = \{1,2, ..., k\}$, se tiene por tanto:

$$I = f\,(Y_1, Y_2, ..., Y_k) \qquad [1]$$

donde $f(\cdot)$ describe el modelo de manera implícita. Caractericemos el modelo en términos del conjunto de factores, K, y la función F: $\{S|S \subseteq K\} \rightarrow \Re$ donde F(S) es el valor que toma el índice I cuando los factores Y_j, $j \notin S$, han sido eliminados. Asumiremos que $F(\emptyset) = 0$, esto es, que I vale cero cuando no se toma ningún factor en consideración.

Una descomposición del modelo $\langle K, F\rangle$ es un conjunto de valores reales C_j, $j \in K$, correspondientes a las contribuciones de cada factor.

En los inicios[1], la descomposión factorial adoptó una perspectiva marginalista. En concreto, se medía la desigualdad de la renta antes y después de que un programa de impuestos o transferencias fuera establecido, y se calculaba entonces el cambio porcentual en el índice de desigualdad utilizado [ver, por ejemplo, Reynolds y Smolensky (1977), Danziger (1977) o Cancian y Reed (1998)][2]. Esta perspectiva marginalista, aunque tiene una interpretación intuitiva y es además simétrica,

(1) En Lerman (1999) y, en menor grado, en Fournier (2000) se hace una revisión de la literatura de la descomposición factorial.

(2) Por supuesto, la medición de la progresividad es mucho más que un restrictivo enfoque marginalista, tal y como muestra Lambert (1999).

$$C_j\,(K, F) = F\,(K) - F\,(K - \{j\}), \quad \mathrm{j} \in \mathrm{K} \qquad [2]$$

no asegura una descomposición consistente, esto es, que la suma de contribuciones sea igual a la desigualdad total[3]:

$$\sum_{j \in K} C_j(K,F) = F(K) \quad \text{para todo } \langle \mathrm{K, F} \rangle \qquad [3]$$

En la expresión [2] se ha eliminado la fuente de renta objeto de estudio. Sin embargo, otra alternativa, tal y como veremos en la sección 2, habría sido simplemente eliminar la desigualdad con que se distribuye dicha fuente de renta.

Posteriormente, se propuso una descomposición del índice de Gini [Fei, Ranis y Kuo (1978)]. Esta descomposición capturaba la influencia que un componente de renta tiene en la distribución de la renta total por medio de su propia desigualdad, de su relación con otras fuentes de renta y de su tamaño. La contribución de un factor de renta venía así dado por el producto del coeficiente de Gini de esa renta, del porcentaje que representa en el total de renta dicha fuente y del coeficiente de correlación de Gini. Esto es,

$$G_Y = \sum\nolimits_j R_j G_j S_j \qquad [4]$$

donde G_Y es el índice de Gini de la distribución de la renta total, G_j es el índice de Gini de la fuente de renta j, S_j es el porcentaje que dicha renta representa en la renta total y R_j es el coeficiente de correlación de Gini, definido a su vez como:

$$R_j = \frac{Cov(Y_j, F_y)}{Cov(Y_j, F_{Y_j})} \qquad [5]$$

donde Y_j es la renta del factor j y F es la función de distribución de la renta considerada. Este coeficiente varía entre –1 y 1. En consecuencia, la participación de una fuente de renta en la desigualdad total es en términos porcentuales $(R_j\ G_j\ S_j)/G_Y$.

Esta descomposición factorial del índice de Gini ha sido posteriormente extendida y aplicada, entre otros, por Fields (1979), Pyatt *et al.* (1980) y Lerman y Yitzhaki (1985). A pesar de su intuitivo atractivo esta aproximación no está exenta de problemas, por ejemplo, es difícil entender cómo el coeficiente de correlación R_j es imputado por completo a la contribución de la fuente de renta j, puesto que, dicho coeficiente depende también del resto de rentas factoriales. Por otro lado, las ponderaciones no están normalizadas, esto es, la suma de pesos $\Sigma_j\ R_j\ S_j$ no es igual a la unidad[4].

(3) En Chantreuil y Trannoy (1999) se demuestra formalmente la inconsistencia de la descomposición marginalista.

(4) En Gottshalk y Smeeding (1997) se hace una valoración de la descomposición factorial del índice de Gini.

En Shorrocks (1982) por primera vez se fundamenta la descomposición factorial de la renta en unos principios axiomáticos. Shorrocks establece una serie de axiomas que toda descomposición factorial debería cumplir: la medida de desigualdad es continua y simétrica, el tratamiento de los factores es simétrico y continuo, independencia del nivel de desagregación, consistencia, la contribución de los factores igualmente distribuidos a la desigualdad global es nula, simetría poblacional y, por último, simetría de dos factores. Llega de esta manera a la conclusión de que solo la descomposición "natural" de la varianza (o del coeficiente de variación al cuadrado) verifica dichos axiomas:

$$s_j = \frac{\operatorname{cov}(Y_j, Y)}{\sigma^2(Y)} \qquad [6]$$

donde s_j es la contribución porcentual a la desigualdad del factor j. Como resultado de lo anterior, la proporción de la desigualdad total atribuida a cada factor será independiente del índice de desigualdad elegido.

Desde un punto de vista teórico dos cuestiones no están exentas de polémica. En primer lugar, la exigencia de que la contribución de los factores igualmente distribuidos sea nula independientemente del tipo de índice empleado (absoluto o relativo), es cuando menos discutible. Este axioma es adecuado para índices absolutos de desigualdad pero parece razonable relajar este supuesto para el caso de los índices relativos. En segundo lugar, el hecho de que la contribución relativa de un factor sea independiente de la medida de desigualdad es también bastante discutible, al fin y al cabo, cada índice de desigualdad pondera de manera diferente una transferencia progresiva en el sentido de Dalton. Por ejemplo, si se utiliza el índice de Gini la contribución relativa de una fuente de renta debería ser distinta de la que nos da el coeficiente de variación al cuadrado, dada la mayor sensibilidad de este último a las transferencias entre individuos ricos[5]. A pesar de estas deficiencias, la descomposición según Shorrocks y la descomposición factorial del índice de Gini son estimadas en este trabajo y, posteriormente, comparadas con la metodología del valor de Shapley.

En Perea (1989) se proponen dos nuevas descomposiciones factoriales. En primer lugar, Perea (1989) adopta una axiomática distinta a la de Shorrocks (1982) lo que le permite alcanzar una descomposición factorial consistente que depende, al mismo tiempo, del índice de desigualdad empleado. En segundo lugar, Perea (1989) propone una descomposición débilmente consistente donde el efecto de interacción entre las distintas fuentes de renta tiene su contribución propia.

En los últimos tiempos se ha dado un nuevo impulso a este tipo de estudios en tres direcciones.

En primer lugar, Morduch y Sicular (1998) y Wan (2002) fundamentan la descomposición factorial de la desigualdad de la renta en el análisis de regresión. En el primer caso, se estima la renta de cada factor según el modelo lineal de regresión y aplicando la formulación presente en Shorrocks (1982) se obtienen las

(5) Esta diferencia se pone de manifiesto en los resultados empíricos obtenidos en este trabajo.

contribuciones de cada factor a la desigualdad de la renta observada. En el segundo caso, se generaliza el enfoque de regresión a modelos no lineales, a todo tipo de índices de desigualdad y se da solución al tratamiento e interpretación de los residuos del modelo de regresión. Estos métodos tienen la ventaja de ser muy flexibles, no obstante, todavía presentan algunas deficiencias importantes. Entre ellas tenemos que la constante habitual del modelo de regresión tiene difícil interpretación en el contexto de la descomposición factorial. Además, queda aún por esclarecer cómo se podría llevar a cabo la descomposición factorial según niveles de desagregación, esto es, según una jerarquía de factores.

En segundo lugar, Fournier (2000) descompone la desigualdad de la renta en dos componentes: la desigualdad de cada factor de renta y la correlación entre las distintas fuentes de renta. Para ello propone un particular método de simulación. Sin embargo, esta metodología no descompone la desigualdad de la renta en un momento del tiempo sino que descompone el cambio en la distribución de la renta. Además, este enfoque no es consistente, las contribuciones de los factores no suman por tanto la desigualdad total observada.

Por último, se ha aplicado recientemente un resultado clásico de teoría de juegos cooperativos a la descomposición factorial de la renta. Este resultado, el valor de Shapley, considera el efecto marginal de la eliminación en serie de los factores y asigna posteriormente a cada factor el promedio de sus contribuciones marginales en todas las secuencias posibles. En realidad, esta nueva metodología generaliza el enfoque de Shorrocks. Al igual que éste toma en consideración todos los factores en el cálculo de la contribución de una fuente de renta, pero además, permite utilizar otros índices de desigualdad, aparte de la varianza o el coeficiente de variación al cuadrado. No obstante, la aplicación del valor de Shapley requiere definir una jerarquía entre los factores que evite combinaciones carentes de sentido económico.

El tratamiento teórico de esta nueva metodología ha recibido en poco tiempo gran atención por parte de los investigadores [Young (1985), Hart y Mas-Collel (1988), Chantreuil y Trannoy (1999), Shorrocks (1999) y Sastre y Trannoy (2002)]. Sin embargo, existe aún una gran carencia de trabajos empíricos[6]. Con la intención de ir supliendo el vacío existente este trabajo estudia la descomposición según el valor de Shapley de la desigualdad en España desde la perspectiva factorial.

2. La Descomposición de la Desigualdad según Shapley

El valor de Shapley es un resultado procedente de la literatura de juegos cooperativos por el cual se asigna a cada factor, la suma ponderada de las contribuciones marginales a cada una de las coaliciones posibles en las que dicho factor puede participar. El término de ponderación viene dado precisamente por la probabilidad de cada coalición.

(6) Ver, por ejemplo, Auvray y Trannoy (1992) y Rongve (1993). En Sastre y Trannoy (2000) se realiza la descomposición factorial de la renta para una serie de países de la OCDE aplicando el valor de Shapley.

Sea S el subgrupo de factores considerado y s su tamaño. Si suponemos que todos los tamaños son igualmente probables, un determinado tamaño de subgrupo ocurrirá con probabilidad 1/k, puesto que hay k posibles tamaños. Por otro lado, los (s-1) elementos restantes del subgrupo de tamaño s donde se encuentra el factor j pueden ser elegidos de entre los (k-1) elementos restantes en cualquiera de estas maneras: (k-1)! / [(k-1)-(s-1)]!(s-1)! = (k-1)! / (k-s)!(s-1)! El recíproco evidentemente es la probabilidad de ser elegida una de ellas. Por tanto, combinando el recíproco con (1/k) se obtiene la probabilidad de una coalición S que contenga el elemento j.

Por tanto, si la contribución marginal del factor j∈S a la desigualdad del subconjunto S es:

$$C_j(S,F) = F(S) - F(S - \{j\}) \qquad [7]$$

la contribución según Shapley del factor j∈K es:

$$C_j^S(K,F) = \sum_{\substack{S \subseteq K \\ j \in S}} \frac{(k-s)!(s-1)!}{k!}\left[F(S) - F(S - \{j\})\right] \qquad [8]$$

En definitiva, las contribuciones pueden ser interpretadas como el impacto marginal esperado de cada factor cuando la esperanza es calculada para todas las posibles coaliciones. La expresión [8] se corresponde con el valor de Shapley para juegos cooperativos en los cuales el output o el beneficio es asignado entre k inputs o agentes [Shapley (1953)]. Por ello se llama a la descomposición factorial propuesta descomposición de Shapley. Esta descomposición, además de consistente [ver por ejemplo Shorrocks, (1999)] es simétrica y sensible al índice de desigualdad elegido.

La aplicación del valor de Shapley exige, sin embargo, resolver de manera previa algunas cuestiones [ver Sastre y Trannoy (2002)]: qué interpretación marginalista debe ser considerada, al menos habrá que elegir entre la llamada descomposición de rentas cero y la descomposición de rentas igualada (sección II.1.). La segunda decisión tiene que ver con el mayor defecto que tiene la metodología de Shapley, su dependencia del nivel de desagregación (sección II.2.). Al respecto, se podrá elegir entre la descomposición del Shapley anidado [Chantreuil y Trannoy (1999)] y la descomposición de Owen [Chantreuil y Trannoy (1997) y Shorrocks (1999)]. Por último, el árbol o estructura jerárquica de rentas que mejor representa las interrelaciones económicas entre las fuentes de renta.

La metodología basada en el valor de Shapley permite alcanzar mejoras sensibles en la descomposición de la desigualdad, sin embargo, no está exenta de problemas. En concreto, como vamos a ver exige al investigador adoptar una serie de decisiones que pueden condicionar los resultados.

2.1. Descomposición de rentas igualada

Sea I un índice de desigualdad tal que I: $R^n \rightarrow [0, 1]$, N = {1, 2, ..., n} el conjunto de individuos de la población considerada y K = {1, 2, ..., k} las fuentes de renta. Entonces, al menos dos posibles interpretaciones del impacto marginal de un factor de renta pueden ser estudiadas. Ambas difieren en el tratamiento que se da a los componentes de renta no incluidos en el subconjunto considerado. La primera, descomposición de rentas cero, toma en consideración la diferencia entre la desigualdad total y la desigualdad si eliminamos el componente de renta cuyo efecto está siendo estudiado, mientras que la segunda, descomposición de rentas igualada, implica eliminar solamente la desigualdad con que está repartida esa fuente de renta. Por ejemplo, sean dos individuos A = (100, 50) y B = (200, 60), donde la primera entrada es la renta del trabajo y la segunda, la renta del capital. Entonces, la descomposición de rentas cero atribuye a la desigualdad generada por las rentas del capital la diferencia entre la desigualdad total en (150, 260) y la que se obtiene eliminando esa fuente de renta, (100, 200). En el caso de la descomposición igualada, la diferencia entre la desigualdad en (150, 260) y (155, 255), dado que se elimina la desigualdad generada por el capital.

No obstante, la elección entre la descomposición cero y la descomposición igualada no se circunscribe a la aplicación del valor de Shapley, dicha elección tiene más que ver con el modelo general de descomposición considerado [véase Shorrocks (1999) y Fournier (2000)].

Formalmente, en el primer caso, el conocimiento de la distribución de la renta permite construir una distribución de renta por subgrupos de factores, esto es, si tenemos y: $2^k \rightarrow R^n$ donde 2^k es el conjunto de coaliciones posible [ver Chantreuil y Trannoy (1999)] entonces para todo $S \in 2^k$, $S \neq \emptyset$,

$$y(S) = (\sum_{j \in S} x_1^j, \dots, \sum_{j \in S} x_n^j) \qquad [9]$$

siendo y $(\emptyset) = 0$ por convención.

En el segundo caso, la distribución de la renta por subgrupos de factores se obtiene igualando las fuentes complementarias, es decir, si y^e: $2^k \rightarrow R^n$ tal que $y^e(\emptyset) = 0$, entonces para todo $S \in 2^k$, $S \neq \emptyset$,

$$y^e(S) = (\sum_{j \in S} x_1^j + \sum_{j \notin S} \mu(x^j), \dots, \sum_{j \in S} x_n^j + \sum_{j \notin S} \mu(x^j)) \qquad [10]$$

donde $\mu(x^j)$ es la renta media del factor j.

La contribución del factor de renta j de acuerdo con la descomposición de rentas cero viene dada entonces por la expresión [8] dada arriba. Por el contrario, la descomposición de rentas igualada se define como

$$C_j^S(K, F^e) = \sum_{\substack{S \subseteq K \\ j \in S}} \frac{(k-s)!(s-1)!}{k!} \left[F^e(S) - F^e(S - \{j\})\right] \qquad [11]$$

donde $F^e(S) = I(y^e(S))$.

Para entender la diferencia consideremos un índice relativo de desigualdad y supongamos que existe una fuente de renta igualmente distribuida. Eliminando un factor que se distribuye de manera igualitaria entre los individuos se incrementará la desigualdad, por lo que la contribución de este factor de acuerdo con [8] será negativa, esto es, la fuente de renta en cuestión tiene un efecto igualador sobre la distribución total. Por el contrario, la contribución según [11] será nula[7].

A partir de los datos fiscales del panel de declarantes del año 1994 (ver apéndice) se han evaluado ambas descomposiciones[8]. El índice de desigualdad utilizado como base del trabajo es el coeficiente de variación al cuadrado. La razón principal de esta elección es que el uso de este índice permite la utilización de todos los registros de rentas, incluso de aquellos que son negativos. Además, la descomposición de rentas igualada del coeficiente de variación al cuadrado coincide con la descomposición natural de la varianza, cosa que no ocurre, por ejemplo con el índice de Gini [Chantreuil y Trannoy (1999)][9]. No obstante, los resultados principales han sido replicados también para el índice de Gini.

En una primera aproximación la renta bruta puede ser descompuesta en tres factores:

(i) rentas del trabajo tanto por cuenta propia como por cuenta ajena.

(ii) rentas del capital: rendimientos del capital, mobiliario e inmobiliario, y patrimonio.

(iii) Transferencias: pensiones de jubilación y otras transferencias.

A su vez, las rentas del trabajo y del capital, de manera conjunta, pueden considerarse rentas de mercado. Más adelante se presentan descomposiciones factoriales de la renta con un mayor nivel de desagregación. El resultado de ambas descomposiciones en términos porcentuales se encuentra en los cuadros 1 y 2.

Los resultados de la descomposición de rentas cero son poco creíbles y muy volátiles. La excesiva sensibilidad de los resultados obtenidos por esta descomposición se debe a que la fuente de renta bajo consideración es eliminada, decisión

Cuadro 1: DESCOMPOSICIÓN DE SHAPLEY IGUALADA DE LA RENTA BRUTA

<table>
<tr><td colspan="4">Renta de mercado 100,8%</td><td colspan="2">Transferencias -0,8%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo 74,4%</td><td colspan="2">Capital 26,4%</td><td colspan="2">Transferencias -0,8%</td></tr>
<tr><td>Cta. Aj. 61,2%</td><td>Cta. Prop. 13,2%</td><td colspan="2">Capital 26,2%</td><td colspan="2">Transferencias -0,6%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo 74,4%</td><td>Rdt. C. 13,6%</td><td>Patr. 12,8%</td><td colspan="2">Tranferencias -0,8%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo 74,4%</td><td colspan="2">Capital 26,4%</td><td>Pens. -0,2%</td><td>Otros -0,7%</td></tr>
</table>

(7) Cuando el índice de desigualdad es absoluto ambas descomposiciones coinciden, el factor distribuido de forma igualitaria tiene un impacto nulo.

(8) Los datos no están ajustados por el tamaño familiar. Este proceder es habitual en los trabajos empíricos que descomponen la desigualdad por fuentes de renta [véase por ejemplo Jenkins (1995)].

(9) Esto solo es verdad en estructuras no jerárquicas. Ver más adelante los resultados que se presentan.

Cuadro 2: DESCOMPOSICIÓN DE SHAPLEY CERO DE LA RENTA BRUTA

<table>
<tr><td colspan="4">Renta de mercado -123,4%</td><td colspan="2">Transferencias 223,4%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo -712,3%</td><td colspan="2">Capital 1034,2%</td><td colspan="2">Transferencias -221,8%</td></tr>
<tr><td>Cta. Aj. -555,1%</td><td>Cta. Prop. 86,5%</td><td colspan="2">Capital 757,6%</td><td colspan="2">Transferencias -188,9%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo -7972,2%</td><td>Rdt. C. -6745%</td><td>Patr. 22226%</td><td colspan="2">Tranferencias -7409,6%</td></tr>
<tr><td colspan="2">Trabajo -759,6%</td><td colspan="2">Capital 808,2%</td><td>Pens. -58,4%</td><td>Otros 109,8%</td></tr>
</table>

ésta mucho más extrema que simplemente eliminar la desigualdad con que la fuente se distribuye. Además, los resultados son mucho más dependientes del nivel de desagregación que los de la descomposición de rentas igualada. Así, por ejemplo, la contribución de las transferencias a la desigualdad según la descomposición de Shapley cero no solo toma magnitudes muy dispares dependiendo del grado de desagregación de las rentas de mercado sino que también cambia de signo. Por todo ello, nos quedaremos con la descomposición de rentas igualada.

2.2. *Jerarquización de las fuentes de renta*

La descomposición según el valor de Shapley depende del nivel de desagregación. Es decir, no se asegura que las contribuciones de los componentes en los que una fuente de renta se divide sumen la contribución de dicha fuente. Esto se aprecia fácilmente cuando se compara la contribución de las transferencias (descomposición igualada de Shapley) de manera individual (-0,8%) con la suma de las pensiones y otras transferencias (-0,9%).

Dos métodos han sido propuestos en la literatura para calcular las distintas contribuciones de los factores cuando las fuentes de renta se integran en una estructura jerárquica: el valor de Shapley anidado y el valor de Owen.

De acuerdo con estos dos métodos, la contribución de un factor de segundo nivel (por ejemplo, pensiones) dependerá del tratamiento (desagregación) del factor de primer nivel al que pertenece (transferencias), pero será independiente de la desagregación del resto de factores de primer nivel (rentas de mercado). A pesar de que este débil requisito de independencia es cumplido por ambos, la contribución según Owen necesita considerar *coaliciones* de una fuente de renta elemental con una fuente de renta agregada a la cual la primera no pertenece. Por ejemplo, si tomamos como factores elementales las rentas del trabajo, rentas del capital, pensiones y otro tipo de transferencias y, como factores de primer nivel, las rentas de mercado y las transferencias, una de las coaliciones sería: rentas del capital y transferencias. Es decir, la contribución según Owen considera subconjuntos de factores con un dudoso significado económico, por lo que, se tomará el método del valor de Shapley anidado.

Sea $P_k = \{S_1,...,S_l,...S_m\}$ una partición del conjunto de factores K tal que para todo S_t, $S_l \in P_k$:

$$\bigcup_{l=1}^{m} S_l = K \quad \text{y} \quad S_l \cap S_t = \varnothing \qquad [12]$$

El valor de Shapley anidado se calcula en dos etapas. En una primera etapa, la contribución de cada subgrupo de fuentes de renta, $S_l \in P_k$, se evalúa aplicando directamente el valor de Shapley:

$$SA^e_{S_l}(K,P_k,F) = C^e_{S_l}(P_k,F) \quad [13]$$

En una segunda etapa, la contribución de las fuentes de renta elementales se calcula según la expresión siguiente:

$$SA^e_j(K,P_k,F) = \sum_{\substack{S\subseteq S_l \\ j\in S}} \frac{(s_l-s)!(s-1)!}{s_l!}\left[I(y^e(S)) - I(y^e(S-\{j\}))\right] + \frac{(s_l-1)!}{s_l!}\left[SA^e_{S_l}(K,P_k,F) - I(y^e(S_l))\right] \quad [14]$$

donde s_l es la dimensión del subgrupo S_l. De esta manera, la contribución conjunta de los factores de renta elementales que pertenecen a un mismo subgrupo, debe igualarse a la contribución que dicho subgrupo tiene según la primera etapa del valor de Shapley anidado[10].

En el cuadro 3 se presentan las contribuciones de algunas fuentes de renta según el valor de Shapley anidado. Además, se incluyen a modo de referencia las contribuciones según el valor de Owen.

Un problema añadido es la interpretación de la descomposición que proporciona el valor de Shapley. Las secuencias de eliminación, es decir, los subgrupos de factores que se consideran en el cálculo del valor de Shapley pueden carecer de

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA RENTA BRUTA SEGÚN EL VALOR DE SHAPLEY ANIDADO Y EL VALOR DE OWEN

Renta de mercado		Transferencias	
SA = VO = 100,8%		SA = VO = -0,8%	
Trabajo	Capital	Pensiones	Otros
SA = 77,9% VO = 74,4%	SA = 22,9% VO = 26,5%	SA = 0,4% VO = -0,2%	SA = -1,2% VO = -0,7%

(10) Por lo que respecta a la aplicación del valor de Owen [Owen (1977)], ésta da lugar a la expresión:

$$VO^e_j(K,P_k,F) = \sum_{\substack{S\in P_k \\ S_l\notin S}} \sum_{\substack{G\in S_l \\ j\notin G}} \frac{(m-s-1)!(s_l-g-1)!s!g!}{m!s_l!}\left[I(y^e(S\bigcup G\bigcup\{j\})) - I(y^e(S\bigcup G)))\right]$$

donde g es la dimensión de G.

sentido o tener una interpretación poco económica. Por ejemplo, la interpretación conjunta de las rentas del trabajo y del capital como rentas de mercado es clara, sin embargo, asociar las rentas del trabajo con las transferencias y, sobre todo, las rentas del factor capital con las transferencias tiene escaso significado económico. Se hace necesario, por tanto, introducir una estructura en el conjunto de fuentes de renta que reduzca, en primer lugar, el grado de dependencia del nivel de desagregación y, en segundo lugar, evitar una interpretación poco natural de los resultados.

La aplicación del valor de Shapley anidado a datos reales exige definir con anterioridad una estructura de rentas con sentido económico. En particular, habrá que tener en cuenta todas las relaciones relevantes y evitar una inadecuada inclusión de las fuentes de renta. De otra manera, los resultados obtenidos podrían no tener una interpretación económica clara.

La inexistencia de un árbol óptimo o estructura ideal hace que se tenga que estimar más de una estructura jerárquica y estudiar en qué medida la elección de dicha estructura influye en los resultados. Así, se ha llevado a cabo la descomposición para dos estructuras distintas siendo la diferencia entre ambas la ubicación de las transferencias. En el primer árbol las transferencias son vistas como rentas que el sector público define con criterio redistributivo. En el segundo árbol, por el contrario, las transferencias se consideran rentas sustitutivas de los salarios. En el primer caso, la renta bruta se dividirá en rentas de mercado y transferencias, mientras que en el segundo caso las transferencias se incluirán como rentas del trabajo.

3. Principales resultados

En esta sección se presentan los principales resultados obtenidos. Todo lo referente a la base de datos empleada y las variables utilizadas se documenta en el apéndice.

En el cuadro 4, se muestra la proporción que representa cada fuente de renta sobre la renta neta. Se aprecia claramente cómo las rentas procedentes del factor trabajo representan la partida más importante con un peso algo superior al 97 por ciento de la renta neta. Las transferencias superan a las rentas de capital con una proporción sobre la renta neta de casi el 13 por ciento, y el peso del impuesto sobre la renta equivale aproximadamente a la proporción conjunta de las transferencias y las rentas de capital.

En los cuadros 5 y 6 se han incluido, además de las contribuciones factoriales según el valor de Shapley anidado para el coeficiente de variación al cuadrado y el índice de Gini (expresiones 13 y 14), la descomposición por fuentes de renta según Shorrocks (S_h) (expresión 6) y la descomposición factorial del índice de Gini según Fei et *al.* (S_G) (expresión 4). Los resultados obtenidos se han comparado cuando ha sido posible con los de otros trabajos.

3.1. Comentarios generales: descomposición del valor de Shapley (árbol 1)

En líneas generales, los impuestos como era de esperar reducen la desigualdad total de la renta bruta. Esta reducción es aproximadamente del 2 por ciento,

Cuadro 4: Proporciones sobre la renta neta

Profesionales			3,4
Empresarios			11,1
	Cta. Propia		14,6
	Cta. Ajena		82,6
		Trabajo	97,2
C. mobiliario			7,9
C. inmobiliario			1,2
	Rdtos. Capital		9,1
	Patrimonio		1,4
		Capital	10,4
		R. mercado	107,6
	Pensiones		7,9
	Otras		5,0
		Transferencias	12,9
		Renta bruta	120,5
		Impuestos	-20,5
		Renta neta	100

en el caso del valor de Shapley anidado para el índice de Gini y alcanza un valor cercano al 50 por ciento cuando el índice utilizado es el coeficiente de variación al cuadrado. Sastre y Trannoy (2002) utilizando el valor de Shapley anidado para el índice de Gini observan que los impuestos también tienen un papel redistribuidor en la economía de Estados Unidos, no así en el caso del Reino Unido donde los impuestos incrementan la desigualdad propia de la distribución de la renta neta.

El papel redistribuidor de las transferencias también es importante. De hecho, según la descomposición del Shapley anidado para CV^2 las transferencias tienen el mismo poder igualador que los impuestos y, si tomamos el valor según la descomposición del Shapley anidado para el coeficiente de Gini, la capacidad de las transferencias para igualar rentas es incluso superior a la del impuesto sobre la renta. Este resultado va en la misma línea que el alcanzado por Sastre y Trannoy (2002) para las economías de Estados Unidos y el Reino Unido.

En términos más desagregados, la partida otras transferencias (ver apéndice) claramente tiene un mayor poder igualador que las pensiones por jubilación. De hecho, estas últimas incluso incrementan la desigualdad bajo la descomposición del valor de Shapley basada en el índice Gini.

De manera natural los resultados revelan que el capital y sobre todo las rentas del trabajo son generadoras de desigualdad en la distribución de la renta neta. Cabe resaltar que Sastre y Trannoy (2002), por el contrario, obtienen para el caso de Estados Unidos y del Reino Unido que la contribución del capital es negativa.

Por un lado, la renta por cuenta ajena es la renta factorial elemental que mayor incidencia tiene sobre la desigualdad final de la distribución de rentas, mientras que las rentas de profesionales y empresarios son también importantes fuentes de desigualdad. El efecto inesperado que las rentas de los profesionales tienen según el valor de Shapley anidado para el índice de Gini puede que se deba a la exageración que los profesionales hacen de sus gastos, lo que sesga a la baja sus rendimientos [Díaz et *al.* (1991)]. Montiel y Albánchez (2001) utilizando la renta fiscal declarada presente en la Memoria de la Administración Tributaria referida a 1996 obtienen resultados similares para las rentas de empresarios, capital mobiliario y capital inmobiliario. Sin embargo, la participación de las rentas de profesionales en la desigualdad de la renta neta que obtienen es positiva.

Por otro lado, los rendimientos del capital y el patrimonio aparecen, en general, como fuentes de desigualdad, aunque según el valor de Shapley anidado para el coeficiente de Gini el patrimonio tiene un inesperado carácter igualador de las rentas. Los rendimientos del capital mobiliario son sin discusión una fuente de desigualdad mucho mayor que los rendimientos del capital inmobiliario.

Tal y como se comentó en la sección II, la contribución relativa de una fuente de renta depende del índice de desigualdad considerado. No obstante, si en lugar de prestar atención a la magnitud de la contribución relativa lo hacemos al signo de ésta, los resultados obtenidos son bastante robustos, salvo para el caso de las pensiones, la renta de los profesionales y el patrimonio.

3.2. Descomposiciones del valor de Shapley versus descomposiciones clásicas

La capacidad redistributiva de los impuestos también viene avalada por las descomposiciones propuestas por Shorrocks (1982) y Fei *et al.* (1978). No así la de las transferencias. Los resultados obtenidos para las transferencias con el enfoque propuesto modifican ampliamente los resultados que hubiéramos obtenido con los métodos tradicionales. Al respecto, baste señalar que para la descomposición factorial clásica las transferencias apenas sirven para igualar la distribución de la renta, es más, en el caso de la descomposición basada en el índice de Gini dicho poder igualador es nulo. La razón estriba en que la contribución de las pensiones (de nuevo positiva según la descomposición clásica del coeficiente de Gini) compensa exactamente el poder igualador de la partida otras transferencias.

Las contribuciones obtenidas con las descomposiciones tradicionales para el resto de rentas van en la misma dirección que las alcanzadas con el método de Shapley. En el caso de las rentas de profesionales y de patrimonio, sin embargo, las contribuciones clásicas tienen el signo esperado.

3.3. Árbol 1 versus Árbol 2

En el segundo árbol jerárquico se observan prácticamente las mismas pautas. La mayor discrepancia se da con el valor de Shapley anidado para el coeficiente de variación al cuadrado con respecto a los rendimientos del capital inmobiliario que toma signo negativo. Por tanto, se puede decir que, en general, los resultados obtenidos son robustos a la elección del árbol jerárquico.

3.4. *Enfoque general versus Enfoque marginalista*

La metodología del valor de Shapley anidado es aún susceptible de un pequeño refinamiento. Hay fuentes de renta que son anteriores a otras o, sencillamente, algunas fuentes pueden ser consideradas como las causas de otras fuentes. Por ejemplo, los impuestos vienen determinados por la renta bruta, esto es, la renta bruta sería la causa u origen de los impuestos. En estos casos se puede aplicar el enfoque marginalista (ver sección 1) en lugar del valor de Shapley.

En el primer árbol jerárquico aplicaremos el enfoque marginalista en un primer nivel, para hallar la contribución de la renta bruta y de los impuestos, y en un segundo nivel, para determinar la contribución de las rentas de mercado y de las transferencias. En este último caso, las transferencias son vistas como rentas que el sector público define con criterio redistributivo y, por tanto, se determinan en función de las rentas de mercado obtenidas.

En el segundo árbol jerárquico aplicaremos el enfoque marginalista solamente en un primer nivel, para obtener la contribución de la renta bruta y de los impuestos dado que, en este caso, las transferencias se consideran rentas sustitutivas de los salarios.

En los cuadros 7 y 8 se muestran los resultados obtenidos con el refinamiento marginalista. Éstos son muy similares a los conseguidos sin dicho refinamiento. No obstante, merece la pena resaltar con respecto al árbol 1 que la magnitud de la contribución porcentual de los impuestos, las transferencias, las rentas del trabajo y las rentas del capital ahora es mucho mayor. Además, las pensiones pasan a tener el signo esperado según el valor de Shapley anidado para el índice de Gini.

En el árbol 2 la magnitud de la contribución relativa de los impuestos es más grande y la contribución de los rendimientos del capital inmobiliario es positiva para ambas descomposiciones según el valor de Shapley.

Por tanto, los resultados obtenidos mejoran cuando el enfoque marginalista es aplicado.

4. Conclusiones

En este trabajo se estudia la descomposición por factores de renta de la desigualdad en la distribución de la renta en España. La metodología empleada es la descomposición basada en el valor de Shapley. Además del valor de Shapley, para el coeficiente de variación al cuadrado y para el índice de Gini, se ha llevado a cabo la descomposición factorial propuesta por Shorrocks (1982) y la descomposición factorial del índice de Gini [Fei, Ranis y Kuo (1978)]. La base de datos es la fuente tributaria del Panel de renta del Instituto de Estudios Fiscales para el año 1994.

En términos generales, los resultados obtenidos muestran que los impuestos y las transferencias reducen de forma significativa la desigualdad propia de los rendimientos de capital y de las rentas del trabajo. A un nivel más desagregado, las rentas del trabajo por cuenta ajena es la partida con mayor contribución a la desigualdad de la renta neta y los rendimientos de capital mobiliario tienen una contribución a la desigualdad final mucho mayor que los rendimientos de capital inmobiliario. La robusted de estos resultados ha sido contrastada en tres direccio-

Cuadro 5: Descomposición del valor de Shapley anidado de la renta neta. Árbol 1

Descomposición factorial: SA(CV²) SA(G)

Sh SG

<table>
<tr><td rowspan="9">Renta neta 100 %</td><td rowspan="8">Renta bruta
148,6 102,2
148,6 126,8</td><td rowspan="2" colspan="2">Transferencias
-48,6 -3,4
-1,5 0,0</td><td colspan="2">Otras
-26,3 -5,1
-1,3 -1,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Pensiones
-22,3 1,7
-0,2 1,8</td></tr>
<tr><td rowspan="6">Rentas de mercado
197,2 105,6
150,1 126,8</td><td rowspan="3">Trabajo
165,0 104,3
116,9 114,1</td><td colspan="2">Cuenta Ajena
143,2 98,6
97,6 100,9</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Cuenta Propia
21,8 5,7
19,3 13,2</td><td>Profesionales
12,4 -6,3
13,0 6,6</td></tr>
<tr><td>Empresarios
9,4 12,0
6,3 6,6</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Capital
32,2 1,3
33,2 12,7</td><td rowspan="2">Rendimientos del capital
12,6 13,0
17,9 10,1</td><td>Mobiliario
10,4 8,1
14,1 7,3</td></tr>
<tr><td>Inmobiliario
2,2 4,9
3,8 2,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Patrimonio
19,5 -11,7
15,3 2,6</td></tr>
<tr><td colspan="5">Impuestos
-48,6 -2,2
-48,6 -26,8</td></tr>
</table>

Cuadro 6: Descomposición del valor de Shapley anidado de la renta neta. Árbol 2
Descomposición factorial: SA(CV^2) SA(G)
Sh SG

<table>
<tr><td rowspan="9">Renta neta 100 %</td><td rowspan="8">Renta bruta
148,6 102,2
148,6 126,8</td><td rowspan="5">Resto
131,3 94,8
115,4 114,1</td><td rowspan="2">Transferencias
-20,8 -4,2
-1,5 0,0</td><td colspan="2">Otras
-12,4 -5,4
-1,3 -1,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Pensiones
-8,4 1,2
-0,2 1,8</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Trabajo
152,1 99,0
116,9 114,1</td><td colspan="2">Cuenta ajena
136,7 95,9
97,6 100,9</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Cuenta propia
15,4 3,1
19,3 13,2</td><td>Profesionales
9,2 -7,6
13,0 6,6</td></tr>
<tr><td>Empresarios
6,2 10,7
6,3 6,6</td></tr>
<tr><td colspan="2" rowspan="3">Capital
17,3 7,4
33,2 12,7</td><td rowspan="2">Rendimientos del capital
5,2 16,0
17,9 10,1</td><td>Mobiliario
6,8 9,6
14,1 7,3</td></tr>
<tr><td>Inmobiliario
-1,6 6,4
3,8 2,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Patrimonio
12,1 -8,6
15,3 2,6</td></tr>
<tr><td colspan="5">Impuestos
-48,6 -2,2
-48,6 -26,8</td></tr>
</table>

Cuadro 7: Descomposición del valor de Shapley anidado de la renta neta. Árbol 1. Enfoque marginalista

Descomposición factorial: $SA(CV^2)$ SA(G)
Sh SG

<table>
<tr><td rowspan="9">Renta neta 100 %</td><td rowspan="8">Renta bruta
181,6 110,7
148,6 126,8</td><td rowspan="2" colspan="2">Transferencias
-62,4 -24,7
-1,5 0,0</td><td colspan="2">Otras
-33,2 -15,7
-1,3 -1,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Pensiones
-29,2 -9,0
-0,2 1,8</td></tr>
<tr><td rowspan="6">Rentas de mercado
244,0 135,4
150,1 126,8</td><td rowspan="3">Trabajo
188,4 119,3
116,9 114,1</td><td colspan="2">Cuenta Ajena
154,9 106,1
97,6 100,9</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Cuenta Propia
33,5 13,2
19,3 13,2</td><td>Profesionales
18,3 -2,5
13,0 6,6</td></tr>
<tr><td>Empresarios
15,2 15,7
6,3 6,6</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Capital
55,6 16,1
33,2 12,7</td><td rowspan="2">Rendimientos del capital
24,3 20,4
17,9 10,1</td><td>Mobiliario
16,3 11,8
14,1 7,3</td></tr>
<tr><td>Inmobiliario
8,0 8,6
3,8 2,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Patrimonio
31,3 -4,3
15,3 2,6</td></tr>
<tr><td colspan="5">Impuestos
-81,6 -10,7
-48,6 -26,8</td></tr>
</table>

Cuadro 8: Descomposición del valor de Shapley anidado de la renta neta. Árbol 2. Enfoque marginalista
Descomposición factorial: $SA(CV^2)$ SA(G)
Sh SG

<table>
<tr><td rowspan="9">Renta neta 100 %</td><td rowspan="8">Renta bruta
181,6 110,7
148,6 126,8</td><td rowspan="5">Resto
147,8 99,1
115,4 114,1</td><td rowspan="2">Transferencias
-12,5 -2,0
-1,5 0,0</td><td colspan="2">Otras
-8,2 -4,4
-1,3 -1,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Pensiones
-4,3 2,4
-0,2 1,8</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Trabajo
160,3 101,1
116,9 114,1</td><td colspan="2">Cuenta ajena
140,8 97,0
97,6 100,9</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Cuenta propia
19,5 4,1
19,3 13,2</td><td>Profesionales
11,3 -7,1
13,0 6,6</td></tr>
<tr><td>Empresarios
8,2 11,2
6,3 6,6</td></tr>
<tr><td rowspan="3" colspan="2">Capital
33,8 11,6
33,2 12,7</td><td rowspan="2">Rendimientos del capital
13,5 18,2
17,9 10,1</td><td>Mobiliario
10,9 10,7
14,1 7,3</td></tr>
<tr><td>Inmobiliario
2,6 7,5
3,8 2,8</td></tr>
<tr><td colspan="2">Patrimonio
20,3 -6,6
15,3 2,6</td></tr>
<tr><td colspan="5">Impuestos
-81,6 -10,7
-48,6 -26,8</td></tr>
</table>

nes distintas. Dos árboles jerárquicos han sido estimados, las descomposiciones factoriales tradicionales de Shorrocks (1982) y Fei *et al.* (1978) se han comparado con las obtenidas por el valor de Shapley anidado y dos enfoques diferentes, uno general y otro marginalista han sido aplicados. Además, los resultados obtenidos se han comparado, en la medida de lo posible, con los existentes en la literatura tanto nacional como internacional.

Apéndice

La base de datos empleada es una muestra aleatoria estratificada del Panel de renta del Instituto de Estudios Fiscales para el año 1994[11].

Por un lado, el Panel de renta tiene un tamaño muestral (271.026 familias fiscales en el año 1994) mucho más representativo que las fuentes basadas en encuestas (21.155 observaciones en el caso de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 y aproximadamente 3.100 y 8.000 hogares en el caso de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares hasta 1995 y después de 1997, respectivamente).

Por otro lado, los registros fiscales del Panel permiten evaluar de primera mano la capacidad redistributiva del IRPF. Es verdad que los datos fiscales de los perceptores por debajo del mínimo exento no aparecen reflejados pero en las encuestas nos encontramos con la falta de respuesta que no afecta por igual a las distintas categorías socioeconómicas. También se sabe que el fraude puede afectar a la representatividad de las observaciones fiscales, pero, no es menos cierto que la infradeclaración (destacable en las variables rentas no salariales) afecta a los datos basados en encuestas. Además, con estos últimos tenemos el problema generado por los errores de muestreo. Por todo ello, se ha preferido utilizar el Panel de declarantes de IRPF.

El hecho de que la muestra aleatoria del Panel sea estratificada permite alcanzar una ganancia en la precisión de las estimaciones [ver Cochran (1986)] y el grado requerido de significación en algunos tramos de renta. Tomando como referencia los tramos de renta de las *Estadísticas IRPF y Patrimonio* elaboradas por el Departamento de Informática Tributaria los estratos seleccionados son: **estrato inferior** (base imponible inferior o igual a 3 millones de pesetas), **estrato intermedio** (base imponible superior a 3 millones e inferior a 10 millones de pesetas) y **estrato superior** (base imponible superior a los 10 millones de pesetas). Con el fin de aunar los objetivos de mayor precisión y manejabilidad se tomó una de cada diez observaciones en el estrato inferior, una de cada cuatro en el intermedio y todas las observaciones en el estrato superior, siendo el muestreo aleatorio sistemático. El tamaño final de la submuestra fue de 39.398 hogares que convenientemente elevado equivale a una población de 13.475.950 familias. En el cuadro 9 se puede observar su distribución por estratos, así como los factores de elevación utilizados.

(11) Los estudios realizados sobre el Panel de IRPF han venido utilizando submuestras aleatorias simples. Ver, por ejemplo, Pazos *et al.* (1994), Ruiz-Castillo y Vargas (1997), Badenes e*t al.* (1997).

Cuadro 9: DISTRIBUCIÓN POR ESTRATOS

Estratos	Panel de IRPF		Submuestra	
	Hogares	F. elevación	Hogares	F. elevación
Inferior	206.151	50	20.476	500
Intermedio	61.222	50	15.281	200
Superior	3.653	50	3.641	50
Total	271.026	50	39.398	–

A continuación se describen brevemente las principales variables empleadas en este trabajo:

– Los *ingresos por cuenta ajena* son las retribuciones del trabajo dinerarias y en especie, siempre y cuando, el perceptor no sea pensionista[12].

– Los *ingresos por cuenta propia* son los rendimientos de actividades profesionales y los rendimientos de actividades empresariales.

– El *capital* incluye tanto los rendimientos del capital (mobiliarios e inmobiliarios) como los incrementos de patrimonio.

– Las *transferencias* son las retribuciones del trabajo dinerarias y en especie cuando el perceptor es pensionista. Si en el hogar hay sujetos pasivos de 65 o más años dichas transferencias se denominan *pensiones*, sino *otras* (básicamente pensiones para invidentes, mutilados o inválidos).

– Los *impuestos* vienen determinados por la cuota líquida del impuesto.

Las rentas de las sociedades transparentes y los rendimientos irregulares unas veces son rentas propias del factor trabajo y otras del factor capital por lo que dichas rentas se han dejado fuera del análisis.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Auvray, C. y A. Trannoy (1992): "Décomposition par source de l'inégalité des revenus á l'aide de la valeur de Shapley", *Journées de Microéconomies Appliquées*, Sfax.

Badenes, N., J.L. Laborda, J. Onrubia y J. Ruiz-Huerta (1997): "Impacto distributivo de la utilización del IRPF como instrumento de financiación autonómica", *Papel de Trabajo 2/97*, Instituto de Estudios Fiscales.

(12) Un declarante es considerado como pensionista cuando concurren las siguientes circunstancias: los rendimientos del trabajo son positivos y superiores a la suma de los rendimientos de profesionales y empresarios; el tipo de cotización social es inferior al 1,5 por ciento y las cotizaciones sociales son inferiores a 30.000 pesetas (ver Díaz y Melis, 1991). Los pensionistas minusválidos se identifican por la partida *deducciones por invidentes, mutilados o inválidos* que la normativa del impuesto permite a este tipo de declarantes; los ingresos del trabajo son inferiores a 7 millones de pesetas (ver Moneo y Santos 1995).

Cancian, M. y D. Reed (1998): “Assessing the effects of wives earnings on family income inequality”, *Review of Economics and Statistics*, págs. 73-79.

Chantreuil, F. y A. Trannoy (1997): “Inequality decomposition values”, *Mimeo, Universidad de Cergy-Pontoise*.

Chantreuil, F. y A. Trannoy (1999): “Inequality decomposition values: the trade-off between marginality and consistency”, *DP 9924 THEMA*.

Cochran, W.G. (1986): *Técnicas de muestreo,* Cia. ed. Continental S.A.

Danziger, S. (1977): “Income redistribution and social security: further evidence”, *Social Service Review*, págs. 179-84.

Departamento de Informática Tributaria: “Estadísticas I.R.P.F. y Patrimonio”, *Agencia Tributaria, Ministerio de Economía y Hacienda*.

Díaz, C. y F. Melis (1991): “Los salarios y las pensiones en el IRPF en el período 1985-1988: un contraste con las estadísticas económicas”, *Papeles de Trabajo 7/91*, Instituto de Estudios Fiscales.

Díaz, C., P. Gómez Enterría y F. Melis (1991): “Las Categorías socioeconómicas (CSE) en el IRPF: una propuesta de clasificación” en *Las rentas de las familias y su tributación,* Documento interno. Instituto de Estudios Fiscales.

Fei, J., G. Ranis y S. Kuo (1978): “Growth and the family distribution of income by factor components”, *Quarterly Journal of Economics, 92*, págs. 17-53.

Fields, G. (1979): “Income inequality in urban Colombia: a decomposition analysis”, *Review of Income and Wealth 25(3)*, págs. 327-41.

Fournier, M. (2000): “Inequality decomposition by factor component: a new approach illustrated on the Taiwanese case”, *World Conference Econometric Society, 2000*. Seattle.

Gottsshalk, P. y T. Smeeding (1997): “Cross-national comparisons of earnings and income inequality”, *Journal of Economic Literature, 35*, págs. 633-687.

Hart, S. y A. Mas-Colell (1988): “The potential of the Shapley value” en *The Shapley Value*, essays in honor of Lloyd Shapley ed. por Alvin Roth. Cambridge, Cambridge University Press, págs. 127-137.

Jenkins S.P. (1995): “Accounting for inequality trends: decomposition analyzes for the UK, 1971-86”, *Economica 62*, págs. 29-64.

Lambert, P.J. (1999): “Redistributional effect of progressive income taxes”. In (J. Silber) *Handbook on Income Inequality Measurement* Kluwer Academic Publishers, Boston, Dordrecht, London.

Lerman, R. y Yitzhaki (1985): “Income inequality by income source: a new approach and applications to the United States”, *Review of Economics and Statistics LXVII (1)*, págs. 151-56.

Lerman, R. (1999): “How income sources affect income inequality?”, In (J. Silber) *Handbook on Income Inequality Measurement* Kluwer Academic Publishers, Boston, Dordrecht, London.

Moneo, C. y C. Santos (1995): “Nueva clasificación socioeconómica de los declarantes de IRPF”, *Papeles de Trabajo 25/95*, Instituto de Estudios Fiscales.

Montiel, A.M. y J.L. Albánchez (2001): “Medición de la desigualdad en las fuentes de renta con datos del IRPF y descomposición factorial de la desigualdad de la renta fiscal declarada”, Trabajo presentado en el IV Encuentro de Economía Aplicada (Reus).

Morduch, J. y T. Sicular (1998): “Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural china”, *Development Discussion Paper Nº 636*, Harvard University.

Owen, G. (1977): “Values of games with priori unions”, in R.Heim y O. Moeschlin (eds.), *Essays in Matematical Economics and Game Theory*, New York: Springer Verlag.

Pazos, M., I. Rabadán, y R. Salas (1994):"Medición de la desigualdad horizontal en España en el IRPF", *Papeles de Trabajo 8/94*, Instituto de Estudios Fiscales.

Perea, I. (1989): "La descomposición factorial de la desigualdad", *Herri-Ekonomiaz, 3*, págs. 79-109.

Pyatt, G., C.-N. Chen y J. Fei (1980): "The distribution of income by factor component", *Quaterly Journal of Economics, 95(3)*, págs. 451-73.

Reynolds, M. y E. Smolensky (1977): *Public expenditures, taxes, and the distribution of income*, New York: Academic Press.

Rongve, I. (1993): "Decomposing income inequality measures by income sources", *Mimeo, University of British Columbia*.

Ruiz-Castillo, J. y C. Vargas (1997): "A social welfare model for the evaluation of the spanish income tax system", *Research on Economic Inequality, 7*, págs. 259-290.

Sastre, M. y A. Trannoy (2000): "A marginalist approach to inequality decomposition by factor components: an application to OECD countries using the LIS database", *Mimeo THEMA*.

Sastre, M. y A. Trannoy (2002): "Shapley inequality decomposition by factor components: some methodological issues", *Journal of Economics, suppl. 9*.

Shapley, L.S. (1953): "A value for n-person games", en *Contributions to the Theory of Games, vol. 2, Annals of Mathematics Studies 28,* Ed. por H.W. Kuhn y A.W. Tucker. Princeton University Press, págs. 307-317.

Shorrocks, A.F. (1982): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica 50(1)*, págs. 193-211.

Shorrocks, A.F. (1999): "Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value", *Mimeo,* University of Essex.

Wan, G.H. (2002): "Regression-based inequality decomposition", *Discussion Paper Nº 2002/101*, *World Institute for Development Economics Research*, United Nations University.

Young, H.P. (1985): "Monotonic solutions of cooperative game theory", *International Journal of Game Theory, 14*, 2, págs. 65-72.

Fecha de recepción del original: diciembre, 2002
Versión final: septiembre, 2003

ABSTRACT

In this paper we develop a decomposition of Spanish income inequality by factor components. The methodology we adopt is based on the Shapley value. This is a concept coming from the co-operative game literature that allow us to overcome some of the drawbacks present in the existing inequality decomposition approaches. The empirical exercise is carried out using data from the 1994 Spanish Income Panel of the "Instituto de Estudios Fiscales". The main results show that taxes and transfers significantly reduce the inequality of capital and wage incomes. These results are also compared with the income decomposition proposed in Shorrocks (1982) and with the factorial decomposition using the Gini coefficient (Fei, Ranis and Kuo 1978).

Key words: inequality, decomposition, Shapley value, Spanish Income Panel.

JEL classification: D63, C71.