

Estimación de los efectos redistributivos y de las ganancias en bienestar social derivados de la progresividad del IRPF en las Comunidades Autónomas del Territorio de Régimen Común

Antonio de las Heras Pérez
Carmen Murillo Melchor

Departamento de Economía. Universidad de Cantabria. Santander

Juan M^a Rodríguez-Poo

Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza

Resumen

En este artículo, en primer lugar, exponemos las principales características de los registros administrativos de la información fiscal sobre la tributación efectiva del IRPF agrupada por tramos de base imponible gravada media, procedente de la Dirección General de Informática Tributaria de la Agencia Tributaria. En segundo lugar, siguiendo la metodología expuesta por Kakwani y Podder (1976), estimamos, para cada Comunidad Autónoma del Territorio de Régimen Común, curvas de Lorenz y de concentración y los correspondientes índices de desigualdad asociados. A continuación, y siguiendo a Creedy (1996), estimamos para cada Comunidad Autónoma las ganancias en bienestar social asociadas a la progresividad del IRPF. Por último, presentamos los valores estimados de progresividad del IRPF, capacidad redistributiva y ganancias en bienestar social, para cada Comunidad Autónoma, analizando brevemente sus características y evolución.

Palabras clave: información tributaria, curva de Lorenz, progresividad del impuesto, redistribución impositiva, bienestar social, IRPF, España.

JEL clasificación: D31, D63, H23.

Abstract

This work first examines the main characteristics of the administrative tax records on effective income tax payment grouped by taxable income bands, provided by the Tax Authority's General Directorate for Tax Information Technology. Secondly, following the methodology set out by Kakwani and Podder (1976), we estimate Lorenz and concentration curves and the corresponding indices of associated inequality for each of Spain's Autonomous Regions. Subsequently, and based on Creedy (1996), we estimate the gains in social welfare associated to income tax progressiveness for each Autonomous Region. Finally, we present the estimated values of income tax progressiveness, redistribution capacity and gains in social welfare for each Autonomous Region, briefly analysing their characteristics and evolution.

Keywords: tax data, Lorenz curve, tax progressiveness, tax redistribution, social welfare, personal income tax, Spain.

JEL Classification: D31, D63, H23.

1. Introducción

La progresividad del sistema fiscal, su capacidad redistributiva y los efectos derivados de alteraciones del propio marco fiscal afectan a la distribución de la renta de los individuos y al bienestar social. Estos aspectos son de indudable interés analítico, tanto para los

investigadores como para los organismos competentes en la toma de decisiones de política fiscal y de política económica en general. Cuando se dispone de censos y/o muestras representativas en forma de datos de panel sobre las unidades declarantes, es posible efectuar micro-simulaciones y, por tanto, analizar y cuantificar adecuadamente los efectos mencionados, tanto a nivel nacional como regional (Ruiz Huerta, *et al.*, 1994, 2000; Castañer, *et al.*, 1998, 1999; Lasheras, *et al.*, 1994).

En nuestro artículo mostramos las posibilidades descriptivas y analíticas de otro tipo de información fiscal, cuantitativa y cualitativamente mucho más incompleta, pero que está caracterizada, a diferencia de la anterior, por su elevado grado de desagregación administrativo/territorial: nacional, regional, provincial y municipal.

Con esta información fiscal, en este artículo exponemos una metodología para analizar los efectos redistributivos del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) y, con carácter provisional, para estimar las ganancias en bienestar social derivadas de su progresividad.

El artículo está estructurado de la siguiente forma: en la sección 2 describimos la información sobre la tributación efectiva del IRPF agrupada por tramos de base imponible gravada media que utilizamos en el análisis; en la sección 3 mostramos la metodología para obtener, a partir de la información fiscal, curvas de Lorentz (y de concentración) y los correspondientes índices de desigualdad; en la sección 4 exponemos el marco analítico del que derivamos tanto los efectos redistributivos, como las ganancias de bienestar social, derivados de la progresividad del IRPF, a partir de los índices de desigualdad estimados como se describe en la sección anterior. En la sección 5 presentamos los resultados de las diferentes estimaciones generadas a partir de la información fiscal, analizándolas brevemente y, por último, en la sección 6 exponemos las conclusiones que consideramos más relevantes de nuestro artículo.

2. Información fiscal sobre la tributación efectiva del IRPF, agrupada por tramos de base imponible gravada media

La existencia de registros administrativos de información fiscal, derivada de los necesarios controles para el cumplimiento de las obligaciones fiscales en un sistema de imposición moderno, implica la captación, registro y gestión de la información fiscal y su tratamiento informático.

Como subproducto de este complejo proceso de control/registro administrativo, la Dirección General de Informática Tributaria de la Agencia Tributaria registra en todos los diferentes ámbitos administrativo/territoriales la información fiscal agrupada por tramos de base imponible gravada media que se muestra en la Tabla 1.

En cada región, provincia y municipio, la Dirección General de Informática Tributaria de la Agencia Tributaria registra la información administrativo/fiscal de los conceptos descritos en la tabla mencionada. Esta información incluye el número de declarantes por IRPF; el rendimiento medio (base imponible gravada media), la deducción media aplicada a los contribuyentes, la cuota líquida media (ingresos por IRPF para la Administración Tributaria) y el tipo efectivo teórico (tipo de imposición media en cada caso) como variables más relevantes, para el total de la población declarante en cada región, provincia... Asimismo, incluye otros conceptos en términos porcentuales,

TABLA 1
INFORMACIÓN FISCAL SOBRE LA TRIBUTACIÓN EFECTIVA DEL IRPF,
AGRUPADA POR TRAMOS DE BASE IMPONIBLE GRAVADA MEDIA

Conceptos	Tramos de base imponible				
	0-0,5	0,5-1,5	1,5-3	más de 3	Total
<i>Número de declarantes</i>	–	–	–	–	–
% declarantes	–	–	–	–	–
% rendimientos	–	–	–	–	–
<i>Rendimiento medio</i>	–	–	–	–	–
% trabajo	–	–	–	–	–
% empresarial	–	–	–	–	–
% profesional	–	–	–	–	–
% otros	–	–	–	–	–
<i>Deducción media</i>	–	–	–	–	–
% inversión vivienda	–	–	–	–	–
% inversión valores	–	–	–	–	–
<i>Cuota líquida media</i>	–	–	–	–	–
<i>Tipo efectivo teórico</i>					
Tipo efectivo teórico de trabajo					–
Tipo efectivo teórico empresarial					–
Tipo efectivo teórico profesional					–
Tipo efectivo teórico otros					–

FUENTE: Elaboración propia.

igualmente relevantes para el análisis de las variables mencionadas, cuyos valores se registran «agrupados» en los cuatro tramos de base imponible gravada media que se muestran en la tabla.

Para los limitados objetivos de nuestro artículo no es necesaria la utilización de la totalidad de esta información fiscal y en su desarrollo solamente emplearemos, para cada tramo de base imponible gravada media y para el total de los declarantes por IRPF, la información fiscal correspondiente a cada región o CC AA de:

- a) El número de unidades declarantes por IRPF.
- b) La base imponible gravada media (BIGM) o rendimiento medio en la terminología de la Agencia Tributaria o base imponible regular. En el posterior desarrollo analítico la denominaremos como, \bar{X} .

- c) El tipo efectivo medio de imposición por IRPF, en cada tramo e igualmente para el total, \bar{t} .
- d) Los ingresos medios obtenidos por la Administración Tributaria por el IRPF, igualmente en cada tramo y para el total, $\bar{t} \cdot \bar{X}$.
- e) Por diferencia, igualmente para cada tramo y para el total, entre la BIGM (\bar{X}) y los ingresos medios por IRPF ($\bar{t} \cdot \bar{X}$), obtenemos la base imponible gravada media después del pago del IRPF, $\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$.

Para mayor claridad expositiva mostramos en la Tabla 2 la información fiscal (datos) que utilizamos en nuestra exposición analítica:

TABLA 2
INFORMACIÓN FISCAL SOBRE LA TRIBUTACIÓN EFECTIVA DEL IRPF,
AGRUPADA POR TRAMOS DE BASE IMPONIBLE GRAVADA MEDIA

	Intervalos de base imponible gravada media				
	Millones de pesetas				
	0-0,5	0,5-1,5	1,5-3	Más de 3	Total
Nº de declarantes por IRPF: n	–	–	–	–	–
Base imponible gravada media: \bar{X}	–	–	–	–	–
Tipo efectivo medio del IRPF: \bar{t}	–	–	–	–	–
IRPF medio o cuota líquida: $\bar{t} \cdot \bar{X}$	–	–	–	–	–
Base imponible gravada media después de IRPF: $\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$	–	–	–	–	–

FUENTE: Elaboración propia.

Además supondremos que:

- a) La base imponible gravada media (\bar{X}) es la variable *proxy* de la renta disponible de cada unidad declarante antes del pago del IRPF, y que,
- b) La base imponible gravada media después del pago del IRPF ($\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$) es la variable *proxy* de la renta disponible de cada unidad declarante después del pago del impuesto (IRPF).

Estos mismos supuestos han sido utilizados igualmente por otros investigadores en diferentes contextos: Castañer *et al.*, 1998, 1999; Lasheras *et al.*, 1994; Ruiz Huerta *et al.*, 1994, 2000; entre otros.

Recientemente, investigadores del Instituto de Estudios Fiscales (López Laborda y Onrubia, 2001) han propuesto modificar los dos supuestos mencionados –utilizando para ello micro información fiscal– añadiendo al concepto fiscal de base imponible regular el importe practicado por el declarante en concepto de «reducción por rendimientos del trabajo personal» contemplado en la normativa del IRPF, para obtener una mejor aproximación a la noción de renta como capacidad de pago. A pesar de la pertinencia analítica de las consideraciones mencionadas, dadas las características de los registros administrativos, no modificaremos los dos supuestos descritos.

Se dispone, por tanto, de información agrupada por tramos, de la renta disponible de las unidades declarantes, antes y después de impuestos (IRPF), así como de la cuantía de éstos en cada tramo, para todos los diferentes niveles administrativo/territoriales: nacional, regional, provincial y municipal; pudiendo obtenerse unos a partir de los otros mediante agregación en orden ascendente: los provinciales como suma de los municipales, y los regionales como suma de los provinciales.

En el resto de la exposición utilizaremos exclusivamente la agregación regional de la información fiscal para facilitar la claridad expositiva, pero este hecho no debe hacernos olvidar que los indicadores y funciones que a continuación obtenemos de la información regional pueden obtenerse igualmente con la información provincial y municipal.

3. Curvas de Lorenz y medidas de desigualdad asociadas obtenidas con observaciones agrupadas

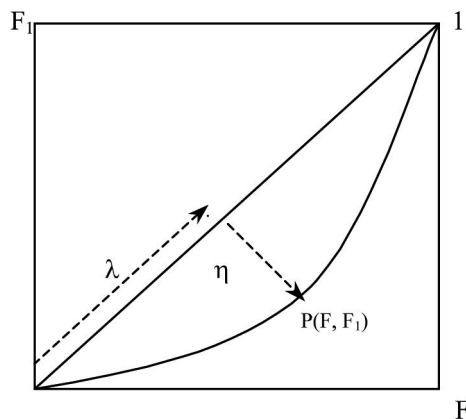
Siguiendo a Kakwani y Podder (1976), en este artículo consideramos que la renta X de una unidad declarante (BIGM) es una variable aleatoria con una función de distribución de probabilidad $F(x)$ y, si además suponemos que μ (la media de $F(x)$) existe y que la renta está definida sólo para valores positivos, el momento de primer orden de la función de distribución de X viene dado por,

$$F(x) = \frac{1}{\mu} \int_0^x X g(x) dX \quad [3.1]$$

donde $g(x)$ es la función de densidad de frecuencias de la variable renta.

La curva de Lorenz es la relación entre $F(x)$ y $F_1(x)$ y se muestra en la Figura 1.

FIGURA 1
CURVA DE LORENZ



La línea $F_1 = F$ corresponde a la curva de Lorenz de una distribución igualitaria de rentas, que en la Figura 1 es la diagonal del cuadrado.

Sea P cualquier punto de la curva con coordenadas (F, F_1) , definimos η como la distancia ortogonal a la diagonal desde P y a λ como la distancia ortogonal a η desde el origen a lo largo de la diagonal. De este modo,

$$\begin{aligned}\lambda &= \frac{1}{\sqrt{2}} (F+F_1) \\ \eta &= \frac{1}{\sqrt{2}} (F-F_1)\end{aligned}\quad [3.2]$$

Como la curva de Lorenz se encuentra por debajo de la diagonal, $F_1 \leq F$ y, por tanto, $\eta \geq 0$ de forma que si la renta es siempre positiva la ecuación [3.2] implica que $\eta \leq \lambda$.

Podemos escribir la curva de Lorenz en términos de η y λ como:

$$\eta = f(\lambda) \quad [3.3]$$

donde λ varía de cero a $\sqrt{2}$.

Si queremos imponer a la curva de Lorenz representada por la ecuación [3.3] una condición de simetría con respecto a la perpendicular en el punto medio de la diagonal, el valor de η para valores de λ y $(\sqrt{2} - \lambda)$ debe ser el mismo sea cual sea λ , es decir,

$$f(\lambda) = f(\sqrt{2} - \lambda) \quad [3.4]$$

Por contra, la asimetría la podemos imponer con la desigualdad en la ecuación [3.4] para $\lambda < 1/\sqrt{2}$.

Para poder analizar éstos y otros aspectos, la curva de Lorenz puede ser definida de una forma general con la siguiente ecuación,

$$\eta = a\lambda^\alpha (\sqrt{2} - \lambda)^\beta \quad a > 0, \alpha > 0 \text{ y } \beta > 0. \quad [3.5]$$

Los coeficientes a , α , y β permiten definir diferentes curvas de Lorenz de modo que en [3.5] la restricción $a > 0$ implica que $\eta \geq 0$ y, por tanto, que la curva de Lorenz se localiza por debajo de la diagonal. A su vez las restricciones $\alpha > 0$ y $\beta > 0$ hacen que η sea cero en el caso en que $\lambda = 0$ ó cuando $\lambda = \sqrt{2}$. Si además $\alpha = \beta$, se cumple que la curva es simétrica como en [3.4] y asimétrica si esos coeficientes son diferentes.

La estimación de la curva de Lorenz con observaciones *agrupadas* (ver Kakwani y Podder, 1976) se obtiene suponiendo que hay N unidades declarantes que han sido agrupadas en $T+1$ intervalos de renta: $[0, x_1]$, $(x_1, x_2]$, ..., $(x_T, X_{T+1}]$ siendo $0 < x_1 < \dots < x_{T+1}$. Sea n_t el número de unidades declarantes que obtienen una renta en el intervalo $(x_{t-1}, x_t]$, entonces $f_t = n_t/N$ será su frecuencia relativa, y la función de probabilidad de una unidad declarante perteneciente al t -ésimo grupo de renta será $\phi_t = \int_{x_{t-1}}^{x_t} g(x)dx$ y su estimador consistente es $f_t = n_t/N$.

Si \bar{x}_t es la media muestral para el t -ésimo grupo de renta, obtenemos los estimadores consistentes respectivos de $F(x_t)$ y $F_1(x_t)$ como,

$$\hat{F}(x_t) = p_t = \sum_{j=1}^t f_j \quad \text{y} \quad \hat{F}_1(x_t) = q_t = \frac{1}{Q} \sum_{j=1}^t \bar{x}_j f_j \quad [3.6]$$

donde $t = 1, \dots, T$ y Q es la media de la renta de todas las unidades declarantes $Q = \sum_{j=1}^{T+1} \bar{x}_j f_j$

Estos estimadores los derivamos de la información fiscal agrupada por tramos (intervalos) de base imponible gravada media, mediante el cálculo de los respectivos porcentajes acumulados para los sucesivos intervalos ordenados de menor a mayor de:

- a) Número de declarantes por IRPF en cada intervalo: n_i , siendo $p_i = n_i/N$ el porcentaje de declarantes por IRPF en cada tramo sobre el total, y N el número total de declarantes por IRPF.
- b) Base imponible gravada media en cada tramo: $n_i \cdot \bar{x}_i$, siendo $q_i = \bar{x}_i n_i / N \cdot \bar{X}$ el porcentaje de la base acumulada gravada media en cada tramo sobre el total y \bar{X} la base imponible gravada media total.
- c) IRPF medio o cuota líquida: $n_i \cdot \bar{t}_i \cdot \bar{x}_i$, siendo t_i el tipo efectivo medio de imposición en cada tramo, pudiendo obtenerse el porcentaje de los ingresos impositivos en cada tramo como: $q'_i = n_i \cdot \bar{x}_i \cdot \bar{t}_i / N \cdot \bar{X} \cdot \bar{t}$, en donde \bar{t} es el tipo efectivo medio de imposición para el total de la base imponible gravada.
- d) Y, finalmente, base imponible gravada menos IRPF –renta disponible después del impuesto–: $n_i \cdot \bar{y}_i = n_i \cdot \bar{x}_i - n_i \cdot \bar{x} \cdot \bar{t}$, obteniendo para cada tramo el porcentaje de la renta disponible después de impuestos $q''_i = n_i \cdot \bar{x}_i - n_i \cdot \bar{x} \cdot \bar{t} / N(\bar{X} - \bar{X} \cdot \bar{t}) = n_i \cdot \bar{y}_i / N \cdot \bar{Y}$, donde \bar{y}_i e \bar{Y} son respectivamente la renta media disponible después de IRPF en cada tramo y la total.

El proceso de acumulación de los distintos porcentajes, de los que en cada caso se obtienen los estimadores consistentes p y q de F_j y F , se muestra en la Tabla 3:

TABLA 3
PORCENTAJES ACUMULADOS DE LOS DATOS FISCALES

Datos fiscales	Porcentajes acumulados				
	0-0,5	0-1,5	0-3	0->3	Total
Número de declarantes por IRPF: n_i	$p_1 = \frac{n_1}{N}$	$p_2 = \frac{n_1 + n_2}{N}$	$p_3 = \frac{n_1 + n_2 + n_3}{N}$	$p_4 = 1$	$N = n_1 + n_2 + n_3 + n_4$
Base imponible gravada media: $n_i \cdot \bar{x}_i$	$q_1 = \frac{\bar{x}_1 n_1}{N \bar{X}}$	$q_2 = \frac{\bar{x}_1 n_1 + \bar{x}_2 n_2}{N \bar{X}}$	$q_3 = \frac{\bar{x}_1 n_1 + \bar{x}_2 n_2 + \bar{x}_3 n_3}{N \bar{X}}$	$q_4 = 1$	$N \bar{X} = x_1 n_1 + x_2 n_2 + x_3 n_3 + x_4 n_4$
IRPF medio: $n_i \cdot \bar{x}_i \cdot \bar{t}_i$	$q'_1 = \frac{\bar{x}_1 \bar{t}_1 n_1}{N \bar{X} \bar{t}}$	q'_2	q'_3	$q'_4 = 1$	$N \bar{X} \bar{t}$
Base imponible gravada media después de IRPF: $n_i \cdot \bar{y}_i = (n_i \cdot \bar{x}_i - n_i \cdot \bar{x}_i \cdot \bar{t}_i)$	$q''_1 = \frac{\bar{y}_1 n_1}{N \bar{Y}}$	q''_2	q''_3	$q''_4 = 1$	$N \bar{Y}$

FUENTE: Elaboración propia.

Una vez obtenidos los diferentes valores de p y q , a partir de la ecuación [3.2] obtenemos los estimadores consistentes de λ_t y η_t como,

$$\hat{\lambda}_t = \frac{p_t + q_t}{\sqrt{2}} \quad \text{y} \quad \hat{\eta}_t = \frac{p_t - q_t}{\sqrt{2}} \quad [3.7]$$

Si especificamos la curva de Lorenz en función de la relación que existe entre las observaciones de η_t y λ_t tal y como la hemos definido en [3.5], tomando logaritmos obtenemos:

$$\log \eta_t = \log a + \alpha \log \lambda_t + \beta \log(\sqrt{2} - \lambda_t) + w_t \quad [3.8]$$

donde w_t es la perturbación aleatoria. Asimismo podemos escribir la ecuación [3.8] en notación matricial como,

$$Y_t = X_t \delta + w_t \quad [3.9]$$

donde Y_t es un vector de dimensión $T \times 1$ con T observaciones de las variables $\log \eta_t$; X_t es una matriz de dimensiones $T \times 3$ compuesta por las observaciones de las tres variables del lado derecho de [3.8], δ es el vector columna formado por los elementos siguientes: $\log a$, α y β ; y w_t es un vector columna compuesto por las observaciones del término aleatorio.

El estimador mínimo cuadrático de δ será entonces,

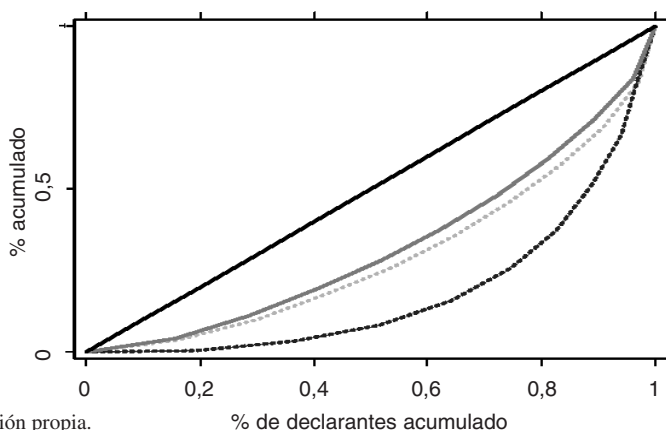
$$\hat{\delta} = (X_t' X_t)^{-1} X_t' Y_t \quad [3.10]$$

Mediante programación en Gauss, generamos curvas de Lorenz «continuas» de la renta disponible antes del IRPF (X), simulando agrupaciones por centilas a partir de las estimaciones mínimo cuadráticas $\hat{\log a}$, $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ de cada CC AA y del Territorio de Régimen Común.

De igual manera, y siguiendo el mismo proceso, generamos las correspondientes curvas de concentración del IRPF ($t \cdot X$) y de la renta disponible después del IRPF, ($X - t \cdot X$), para cada CC AA.

Con fines ilustrativos, incluimos en la Figura 2 las curvas mencionadas correspondientes a la CC AA de Madrid para 1996.

FIGURA 2
CURVAS DE LORENZ DE MADRID EN 1996



FUENTE: Elaboración propia.

% de declarantes acumulados

A partir de las respectivas curvas de Lorenz y de concentración obtenemos los correspondientes índices de desigualdad –índices de Gini– para cada CC AA y del Territorio de Régimen Común.

4. Efectos redistributivos y ganancias en bienestar social derivadas de la progresividad del IRPF en las CC AA del Territorio de Régimen Común

Después de haber estimado las diferentes curvas de Lorenz y de concentración y los distintos índices de desigualdad mediante el procedimiento desarrollado en la sección anterior, estimamos, en primer lugar, la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF) y, en segundo lugar, las ganancias de bienestar social asociadas a su progresividad, tanto a nivel nacional como regional.

La capacidad redistributiva del IRPF puede analizarse de diversas formas; en este artículo seguimos el marco teórico ampliamente desarrollado en Lambert (1993, 1996) por la facilidad con que se relaciona el nivel de tributación (tipo efectivo medio de imposición), la progresividad del impuesto sobre la renta (índice de Kakwani, 1977) y la capacidad redistributiva del IRPF (índice de Reynolds-Smolensky, 1977).

Como hemos mostrado, a partir de la información fiscal agrupada, obtenemos las correspondientes curvas de Lorenz y de concentración, así como los respectivos índices de desigualdad.

El índice de Kakwani se define como,

$$K = I_C(t \cdot X) - I_G(X) \quad [4.1]$$

donde el término $I_C(t \cdot X)$ es el índice de concentración derivado de la curva de concentración del impuesto sobre la renta y el término $I_G(X)$ es el índice de Gini derivado de la curva de Lorenz de la base imponible gravada media antes de impuestos (renta disponible de las unidades declarantes antes del pago del IRPF).

El índice de Reynolds-Smolensky viene dado por la expresión,

$$RS = I_G(X) - I_C(X - t \cdot X) \quad [4.2]$$

en el que el término $I_C(X - t \cdot X)$ es el índice de concentración (Gini) derivado de la curva de concentración de la renta disponible después del correspondiente pago del IRPF.

Ambos índices están relacionados a través de la siguiente expresión,

$$RS = \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot K \quad [4.3]$$

pudiendo, por tanto, derivar el índice de Reynolds-Smolensky a partir del índice de Kakwani,

$$RS \approx \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot [I_C(t \cdot X) - I_G(X)] \quad [4.4]$$

Esta expresión nos permite analizar la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta como una función de las variables independientes que explican el tipo efectivo medio de imposición (\bar{t}) y la progresividad del impuesto (K); la renta disponible media antes del impuesto (X), el índice de desigualdad de su distribución, $I_G(X)$, la regulación de la tarifa del impuesto y las exenciones y deducciones existentes; es decir, el marco legal del sistema fiscal (Salas, 1994).

El índice de Kakwani recoge el potencial redistributivo asociado a un determinado marco fiscal del IRPF aplicado sobre una determinada función de distribución de la renta. Fijándonos de nuevo en la expresión [4.4], una relación más realista entre el efecto redistributivo del impuesto y el índice de progresividad de Kakwani debería tener en cuenta el efecto redistributivo asociado a la reordenación de las unidades declarantes tras la aplicación del impuesto (desigualdad horizontal), que disminuiría la capacidad redistributiva del IRPF, según la expresión genérica,

$$RS = \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot K - D \quad [4.5]$$

donde $D > 0$ sería la contribución negativa de la reordenación al efecto redistributivo (Creedy, 1996 p. 42; Lambert, 1996 p. 243; Atkinson, 1980; Plotnick, 1981; Lasheras, Rabadan y Salas, 1993).

En nuestro caso, y teniendo en cuenta cómo han sido generadas las correspondientes curvas de Lorenz y de concentración, el efecto de reordenación no puede ser estimado en la forma habitual y, si existiera, nuestras estimaciones sobrevalorarían la capacidad redistributiva de la imposición progresiva a nivel regional.

A continuación, vamos a proponer, con carácter provisional, una forma de estimación de las ganancias en bienestar social asociadas a la progresividad del IRPF a partir de la información fiscal que hemos mostrado.

Siguiendo el desarrollo propuesto por Creedy (1996), a partir de la especificación teórica de Sheshinski (1972) podemos expresar genéricamente una función de bienestar social como,

$$\omega = \mu(1 - I_G) \quad [4.6]$$

donde μ es el valor medio de una determinada función de la renta disponible e I_G es una medida de desigualdad, un índice de Gini (veáse Lambert, 1993, págs. 174 y 247).

Para una distribución de la renta disponible antes de impuestos (X), el valor medio de la renta disponible después de impuestos vendrá dado por la expresión $\bar{Y} = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t})$, siendo \bar{t} el tipo efectivo medio de imposición sobre la renta y \bar{X} el valor medio de la renta disponible antes de impuestos.

Si el sistema de imposición sobre la renta fuera proporcional, la desigualdad relativa de la renta disponible antes y después de impuestos sería la misma, es decir,

$$I_G(X) = I_G(Y) \quad [4.7]$$

Si definimos ω_p como la función de bienestar social asociada a un sistema proporcional de imposición sobre la renta, de acuerdo con la expresión [4.6] y la condición [4.7] tendremos que,

$$\omega_p = \bar{Y} \cdot [1 - I_G(X)] \quad [4.8]$$

Si ahora denominamos ω_Y a una función de bienestar social asociada a un sistema progresivo de imposición sobre la renta, tendremos igualmente que,

$$\omega_Y = \bar{Y} \cdot [1 - I_G(Y)] \quad [4.9]$$

La diferencia entre las expresiones [4.9] y [4.8] es la denominada ganancia en bienestar social (Π) y mide el exceso de bienestar social asociado a un sistema de imposición sobre la renta progresivo con respecto a un sistema de imposición proporcional que detrajese los mismos ingresos impositivos. Tal diferencia puede expresarse como,

$$\Pi = \bar{Y} \cdot [I_G(X) - I_G(Y)] \quad [4.10]$$

$$\Pi = \bar{Y} \cdot [\text{Índice de Reynolds - Smolensky}]$$

y si como hemos señalado $\bar{Y} = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t})$, la expresión anterior puede reescribirse como,

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot [I_G(X) - I_G(Y)] \quad [4.11]$$

En un sistema de imposición proporcional tal ganancia sería nula, $\Pi = 0$ ya que $I_G(X) = I_G(Y)$.

En un sistema de imposición progresivo dado que $I_G(X) > I_G(Y)$ tal ganancia en bienestar sería positiva, $\Pi > 0$.

Si rescribimos la expresión [4.11] como:

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot [I_G(X) - I_G(X \cdot (1 - \bar{t}))] \quad [4.12]$$

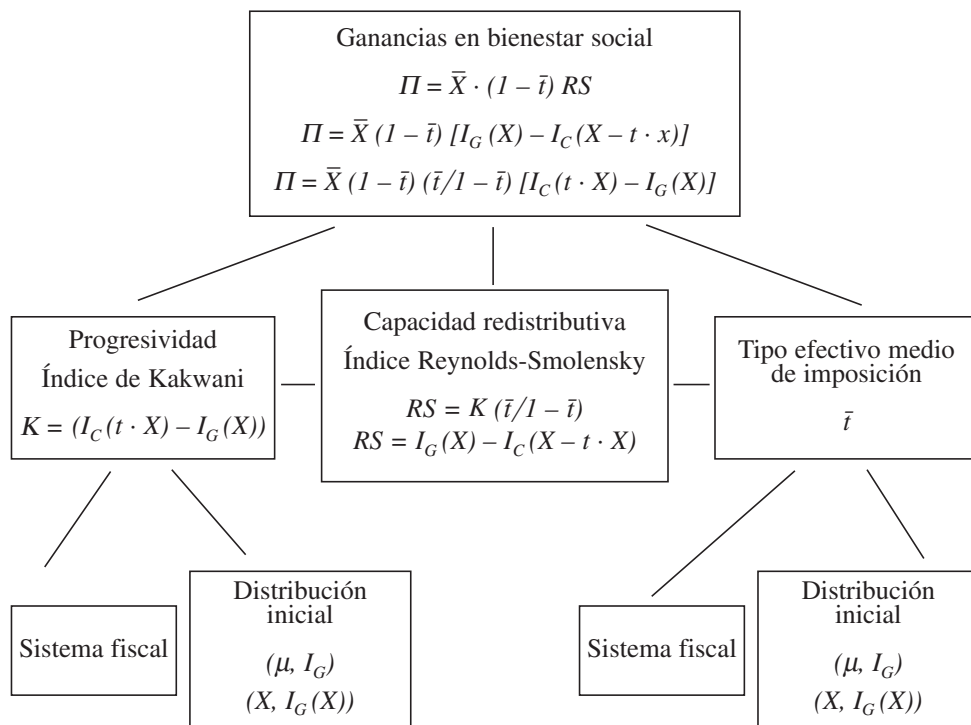
y teniendo en cuenta la definición del índice de Reynolds-Smolensky [4.4], podemos expresar la relación [4.11] como,

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot [I_C(t \cdot X) - I_G(X)] \quad [4.13]$$

expresión que utilizaremos posteriormente para analizar los resultados.

Las interrelaciones entre el marco legal del IRPF (sistema fiscal), la distribución inicial de la renta, la progresividad, la capacidad redistributiva del IRPF y las ganancias en bienestar social derivadas de su progresividad se muestran en la Figura 3, que es una ampliación del propuesto por Lasheras *et al.* (1993), en el que incluimos la relación entre las ganancias en bienestar social definidas anteriormente y los índices de progresividad y de capacidad redistributiva del IRPF.

FIGURA 3
EFFECTOS REDISTRIBUTIVOS Y GANANCIAS DE BIENESTAR SOCIAL
ASOCIADOS A LA PROGRESIVIDAD DEL IRPF



FUENTE: Elaboración propia.

5. Presentación y breve análisis de los resultados obtenidos a partir de los registros administrativos de la información fiscal agrupada regionalmente

En las Tablas 4 y 5 mostramos, para las regiones españolas que componen el Territorio de Régimen Común –excepto Ceuta y Melilla– y para los años 1991 y 1996, las estimaciones de todos los índices mencionados; tanto los derivados de las curvas de Lorenz y de concentración obtenidos a partir de *la información fiscal agrupada* tal y como se expone en la sección 3, como los índices de progresividad, capacidad redistributiva y las estimaciones de las ganancias en bienestar social, asociadas a la progresividad del IRPF, generadas a partir de los índices de desigualdad, como se ha descrito en la sección 4.

En las tablas mencionadas se muestran por columnas y por Comunidades Autónomas los correspondientes valores para los años 1991 y 1996 de:

- El índice de Gini de la renta disponible de las unidades declarantes antes del pago del IRPF, $I_G(X)$.
- El índice de concentración del IRPF, $I_C(t \cdot X)$.

- c) El índice de concentración de la renta disponible de las unidades declarantes después del pago del IRPF, $I_C(Y)$ ó $I_C(X - t \cdot X)$.
- d) El índice de Reynolds-Smolensky (de capacidad redistributiva del IRPF), $I_G(X) - I_C(X - t \cdot X)$ ó $I_G(X) - I_C(Y)$
- e) El índice de Kakwani (de progresividad del IRPF), $I_C(t \cdot X) - I_G(X)$.

Además, en las dos tablas se incluyen para cada Comunidad y año los valores respectivos de las siguientes variables recogidas en la información fiscal mostrada en la sección 2,

- f) El valor medio de la renta disponible de las unidades declarantes antes del pago del IRPF, \bar{X} .

Tales valores monetarios se expresan en pesetas corrientes del año 1996 y para ello se han corregido los correspondientes valores de 1991 utilizando las variaciones de los respectivos índices de precios regionales entre ambas fechas.

- g) Los ingresos medios para la Administración Tributaria derivados del pago por las unidades declarantes del IRPF, es decir el valor de $\bar{t} \cdot \bar{X}$, valor medio de la cuota líquida en la terminología fiscal.
- h) El valor medio de la renta disponible de las unidades declarantes después del pago del IRPF, $\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$.
- i) El tipo efectivo medio de imposición en cada Comunidad Autónoma, \bar{t} .
- j) Los correspondientes valores en cada Comunidad Autónoma de, $(1 - \bar{t})$ y $(\bar{t} / 1 - \bar{t})$.
- k) El número de unidades declarantes por IRPF en cada Comunidad Autónoma, e igualmente en todo el Territorio de Régimen Común, y
- l) Los correspondientes valores medios de las ganancias en bienestar social derivadas de la progresividad del IRPF, expresadas en pesetas corrientes del año 1996 en las distintas CC AA y en el Territorio de Régimen Común.

Si suponemos que entre ambos períodos el marco legal del sistema fiscal no ha experimentado cambios sensibles, una comparación entre los valores de ambas tablas muestra una pequeña disminución en la desigualdad medida a través de los correspondientes índices de Gini y de concentración, tanto en cada una de las regiones como en el total del Territorio de Régimen Común, entre ambos años.

Igualmente la capacidad redistributiva media se incrementa ligeramente. En los dos casos sólo los valores medios de Madrid y Cataluña son superiores al valor medio del Territorio de Régimen Común. Los valores medios del resto de las CC AA, aunque crecientes respecto al año 1991, son menores que el valor medio del Territorio de Régimen Común.

Lo contrario sucede con los índices de progresividad del IRPF. Aunque ligeramente crecientes para todo el territorio, entre una y otra fecha, los únicos valores medios regionales inferiores al del Territorio de Régimen Común son los de las CC AA de Madrid y Cataluña. Los valores de la renta disponible media por unidad declarante antes del IRPF (\bar{X}), son menores en el año 1996 que en el año 1991, en todas las CC AA. En cualquier caso, los valores medios de la renta disponible en las Comunidades de Madrid y Cataluña son muy superiores a los del resto de las regiones.

TABLA 4
VALORES DE LOS ÍNDICES PARA 1991

1991 Pas. (1996) CC AA	Índice de Gini $IG(X)$	Índice de Gini $Ic(X)$	Índice de Gini $Ic(Y)$	Índice de Reynolds- Smolensky $IG(X)-Ic(Y)$	Índice de Kakwani $Ic(X)-IG(X)$	(\bar{X})	$\bar{i} \cdot \bar{X}$	\bar{Y}	\bar{i}	$i - \bar{i}$	$\bar{i}/i - \bar{i}$	Número de declarantes	Ganancias medias en bienestar social
Andalucía	0,4215	0,6763	0,3768	0,0447	0,2548	2.265.334	315.057	1.950.277	13,91	0,861	0,162	1.760.607	87.117
Aragón	0,4146	0,6517	0,3691	0,0455	0,2371	2.382.638	359.263	2.023.374	15,08	0,849	0,178	499.362	91.985
Asturias	0,4052	0,6362	0,3622	0,0430	0,2310	2.409.637	359.246	2.050.390	14,91	0,851	0,175	397.635	88.093
Baleares	0,4107	0,6683	0,3649	0,0458	0,2576	2.550.024	383.745	2.166.279	15,05	0,850	0,177	238.275	99.238
Canarias	0,4180	0,6560	0,3706	0,0474	0,2379	2.546.761	387.936	2.158.825	15,23	0,848	0,180	374.408	102.318
Cantabria	0,4170	0,6622	0,3725	0,0446	0,2452	2.366.709	350.119	2.016.590	14,79	0,852	0,174	187.044	89.869
Castilla-La Mancha	0,4108	0,6951	0,3681	0,0427	0,2843	2.059.457	260.613	1.798.844	12,65	0,873	0,145	504.808	76.894
Castilla y León	0,4211	0,6656	0,3775	0,0435	0,2445	2.220.484	314.918	1.905.566	14,18	0,858	0,165	866.314	82.941
Cataluña	0,4106	0,6324	0,3616	0,0490	0,2218	2.976.677	515.047	2.461.630	17,30	0,827	0,209	2.157.662	120.597
C. Valenciana	0,4166	0,6903	0,3711	0,0455	0,2737	2.237.763	313.548	1.924.215	14,01	0,860	0,163	1.314.413	87.627
Extremadura	0,4320	0,7078	0,3883	0,0436	0,2758	2.066.968	262.967	1.804.001	12,72	0,873	0,146	248.727	78.736
Galicia	0,4317	0,6855	0,3864	0,0453	0,2538	2.251.949	322.335	1.929.614	14,31	0,857	0,167	747.051	87.404
La Rioja	0,4152	0,6748	0,3711	0,0441	0,2597	2.298.859	330.340	1.968.519	14,37	0,856	0,168	103.260	86.805
Madrid	0,4174	0,6211	0,3639	0,0535	0,2037	3.278.825	633.881	2.644.945	19,33	0,807	0,240	1.863.073	141.562
Murcia	0,4078	0,6810	0,3643	0,0435	0,2732	2.241.478	301.827	1.939.650	13,47	0,865	0,156	289.919	84.289
España	0,4241	0,6630	0,3762	0,0479	0,2389	2.569.821	408.593	2.161.229	15,90	0,841	0,189	11.552.558	103.498

FUENTE: Elaboración propia.

TABLA 5
VALORES DE LOS ÍNDICES PARA 1996

1996 CCAA	Índice de Gini $IG(X)$	Índice de Gini $Ic(X)$	Índice de Gini $Ic(Y)$	Índice de Reynolds-Smolensky $IG(X)-Ic(Y)$	Índice de Kakwani $Ic(X)-IG(X)$	(\bar{X})	\bar{X}	\bar{Y}	\bar{f}	$I - \bar{f}$	$\bar{f}/I - \bar{f}$	Número de declarantes	Ganancias medias en bienestar social
Andalucía	0,4061	0,6860	0,3606	0,0455	0,2799	1.928.798	256.792	1.672.006	13,31	0,867	0,154	2.261.271	76.054
Aragón	0,3927	0,6401	0,3477	0,0450	0,2474	2.091.579	308.391	1.783.188	14,74	0,853	0,173	584.806	80.245
Asturias	0,3940	0,6291	0,3495	0,0445	0,2351	2.122.527	312.720	1.809.806	14,73	0,853	0,173	466.291	80.586
Baleares	0,3866	0,6779	0,3381	0,0485	0,2912	2.134.234	328.207	1.806.027	15,37	0,846	0,182	337.841	87.597
Canarias	0,3979	0,6685	0,3495	0,0484	0,2707	2.222.109	334.080	1.888.029	15,03	0,850	0,177	514.137	91.385
Cantabria	0,3991	0,6488	0,3554	0,0437	0,2497	2.094.198	304.695	1.789.503	14,54	0,855	0,170	218.589	78.279
Castilla-La Mancha	0,3819	0,6908	0,3393	0,0426	0,3089	1.804.554	223.807	1.580.747	12,40	0,876	0,142	645.511	67.339
Castilla y León	0,3904	0,6476	0,3457	0,0447	0,2573	1.991.798	277.597	1.714.201	13,94	0,861	0,162	1.055.255	76.701
Cataluña	0,3963	0,6454	0,3451	0,0513	0,2491	2.397.162	403.803	1.993.358	16,85	0,832	0,203	2.772.182	102.236
Barcelona	0,3968	0,6390	0,3446	0,0522	0,2422	2.496.898	434.307	2.062.591	17,39	0,8261	0,211	2.113.553	107.653
Cataluña sin BCN	0,3860	0,6571	0,3396	0,0464	0,2711	2.077.107	305.917	1.771.190	14,73	0,8527	0,173	658.629	82.184
C. Valenciana	0,3975	0,6864	0,3505	0,0470	0,2889	1.969.816	278.812	1.691.004	14,15	0,858	0,165	1.673.378	79.445
Extremadura	0,3993	0,7166	0,3548	0,0445	0,3173	1.741.484	212.158	1.529.326	12,18	0,878	0,139	342.251	68.045
Galicia	0,3996	0,6796	0,3532	0,0464	0,2800	1.960.530	277.682	1.682.847	14,16	0,858	0,165	981.746	78.035
La Rioja	0,3854	0,6487	0,3419	0,0436	0,2633	2.040.543	294.990	1.745.553	14,45	0,856	0,169	124.782	76.079
Madrid	0,4146	0,6424	0,3591	0,0555	0,2278	2.748.559	518.494	2.230.065	18,86	0,811	0,232	2.259.701	123.727
Murcia	0,3892	0,6834	0,3458	0,0434	0,2942	1.936.519	253.090	1.683.429	13,07	0,869	0,150	379.892	73.008
Régimen Común	0,4052	0,6690	0,3560	0,0491	0,2638	2.177.233	337.216	1.840.018	15,49	0,845	0,183	14.617.633	90.388

FUENTE: Elaboración propia.

Obviamente, menores rentas disponibles implican –si el marco fiscal permanece constante– menores tipos efectivos medios de imposición, y esto es lo que reflejan los valores de \bar{t} en todas las regiones en el año 1996 respecto a los valores de \bar{t} correspondientes al año 1991. Como es de esperar, dados los niveles de renta disponible, los valores de \bar{t} son sensiblemente más elevados en las CC AA de Madrid y Cataluña que en el resto de las regiones. Los valores medios de las ganancias en bienestar social entre uno y otro año experimentan un significativo descenso.

Al igual que en los anteriores índices en este caso, aunque decrecientes, solamente los valores medios en las Comunidades de Madrid y Cataluña son superiores a los del resto de CC AA de Territorio de Régimen Común, y, por tanto, son las ganancias en bienestar social en estas dos regiones las que elevan el «valor medio nacional».

Las menores ganancias en bienestar social son fácilmente explicables: si tenemos en cuenta las expresiones [4.1], [4.3] y [4.4], podemos reescribir la expresión [4.13] como:

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot [I_C(t \cdot X) - I_G(X)] \quad [4.13]$$

y por tanto:

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot \text{Índice Reynolds-Smolensky} \quad [5.1]$$

ó,

$$\Pi = \bar{X} \cdot (\bar{t}) \cdot \text{Índice de Kakwani} \quad [5.2],$$

La disminución de la renta disponible antes del IRPF (\bar{X}) –y por tanto del tipo efectivo medio de imposición (\bar{t})– expresada en pesetas de 1996 entre ambos años influye sustancialmente en la disminución de las ganancias en bienestar social, a pesar de los ligeros incrementos en la progresividad y en la capacidad redistributiva del IRPF entre las dos fechas.

En las estimaciones, los mayores valores medios de la renta disponible y, por tanto, de los tipos efectivos medios del IRPF en las CC AA de Madrid y Cataluña implican tanto una mayor capacidad redistributiva, como mayores ganancias en bienestar social, elevando los valores medios correspondientes al Territorio de Régimen Común.

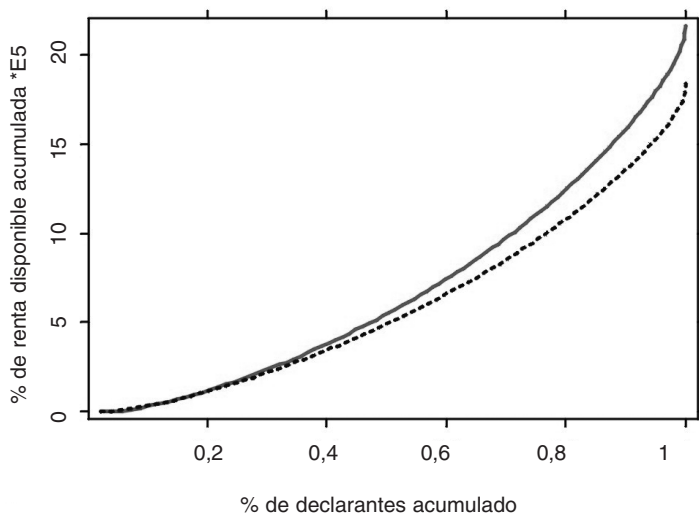
Pero es interesante destacar que las CC AA no son homogéneas en términos de renta disponible. Si desagregáramos territorialmente la información fiscal de la Comunidad Autónoma de Cataluña a nivel provincial, tal y como se muestra en la Tabla 5, la provincia de Barcelona, al igual que la de Madrid «contribuye» a elevar los valores medios en este caso tanto catalanes como nacionales, siendo extensibles las consideraciones señaladas en los párrafos anteriores al «interior» de la Comunidad Autónoma de Cataluña, en la que los valores de las variables e índices en Barcelona se asemejan más a los de Madrid que a los del resto de las provincias de la Comunidad Autónoma de Cataluña.

Finalmente, de la información fiscal correspondiente al Territorio de Régimen Común obtenemos las correspondientes curvas de Lorenz generalizadas de la renta disponible después de impuestos ($GL_{LY}(p)$) para los años 1991 y 1996 (véase la Figura 4). Al ser positivas todas las diferencias entre ($GL_{LY91}(p)$) y ($GL_{LY96}(p)$) se verifica que existe dominancia generalizada de Lorenz, tal que:

$$(GL_{LY91}(p) \geq GL_{LY96}(p) \quad \forall p \in (0,1))$$

Por lo que podemos concluir que, para la clase de función de bienestar social definida en el epígrafe anterior, el nivel de bienestar social asociado a la distribución de rentas y grado de desigualdad correspondiente al año 1991 es superior al existente en 1996. Este resultado no es sino la ilustración de las estimaciones de ganancias de bienestar social derivadas de la progresividad del impuesto sobre la renta estimado que son mayores, en todo caso, en el año 1991.

FIGURA 4
CURVAS DE LORENZ GENERALIZADAS CORRESPONDIENTES
A 1991 Y 1996



Es decir, con los valores que se muestran en las tablas, es preferible, en términos de bienestar social, tal y como ha sido definido en [4.6], una distribución de la renta menos equitativa (más desigual) con una menor capacidad redistributiva de la imposición directa y una menor progresividad fiscal, pero con un mayor nivel de renta media disponible, que una distribución de la renta más equitativa (menos desigual), con mayor capacidad redistributiva y mayor grado de progresividad, pero con un nivel de renta media menor.

6. Conclusiones

En este artículo hemos mostrado cómo con la información fiscal territorial agrupada por tramos de base imponible gravada media, y siguiendo la metodología de Kakwani y Podder (1976) podemos obtener, mediante el proceso de simulación descrito, índices de desigualdad y, a partir de ellos, estimar la progresividad y la capacidad redistributiva del IRPF a nivel nacional y regional. Asimismo, hemos estimado, de forma sencilla y provisional, las ganancias en bienestar social derivadas de la progresividad del IRPF a nivel nacional y regional.

Queremos resaltar, finalmente, dos aspectos que creemos relevantes y que hemos desarrollado en este trabajo, a partir de la información fiscal que hemos mostrado:

- a) En primer lugar, con la información fiscal descrita, y siguiendo la metodología desarrollada en las secciones anteriores, los valores medios que hemos estimado de los diferentes índices mostrados en las tablas adjuntas son similares a los obtenidos por los investigadores que han utilizado el Panel de Declarantes por IRPF del Instituto de Estudios Fiscales –Ministerio de Hacienda– (Lasheras *et al.*, 1994; Castañer *et al.*, 1998; Onrubia 2001).

Con una información cuantitativamente muy inferior –aunque de diferentes características– es posible obtener los valores medios de los distintos índices, de desigualdad, de progresividad y capacidad redistributiva del IRPF, así como las ganancias en bienestar social; no sólo a nivel nacional y/o regional, sino igualmente a nivel provincial y/o municipal.

Sin embargo, hemos de señalar, como importante limitación de este tipo de información, que, dadas sus características, no es posible efectuar microsimulaciones o analizar con propiedad otros aspectos igualmente relevantes como pueden ser la contribución, tanto al efecto redistributivo como al grado de progresividad, de los distintos componentes de la estructura del sistema fiscal (Onrubia *et al.*, 2000; Castañer *et al.*, 1999).

- b) En segundo lugar, queremos resaltar el aspecto territorial de la información fiscal que hemos utilizado en este artículo ya que, aceptando los supuestos mencionados, nos permite conocer la distribución territorial de la renta disponible de las unidades declarantes, sus funciones de densidad asociadas a las curvas de Lorenz generadas, así como su grado de desigualdad, tanto a nivel inter como intraregional (provincial y municipal) –Heras *et al.*, 1999–, pudiéndose analizar estáticamente las diferentes contribuciones de cada una de las regiones (provincias) a la igualdad/ desigualdad media (nacional), a la progresividad del IRPF y a su capacidad redistributiva media, siguiendo, por ejemplo, la metodología expuesta por Lasheras *et al.* (1994).

La disponibilidad anual de este tipo de información fiscal permite, a su vez, analizar en un contexto dinámico todos los aspectos mencionados: variaciones de las rentas disponibles y su distribución y, por tanto, del tipo efectivo medio de imposición, que afectarán tanto a la variación de ingresos fiscales (elasticidad impositiva) como a la progresividad y capacidad redistributiva del sistema fiscal, no solamente en los ámbitos territoriales analizados sino, igualmente, en los provinciales y municipales. A su vez, variaciones del propio sistema fiscal y de las rentas disponibles y su distribución implicarán, igualmente, alteraciones en la progresividad y capacidad redistributiva del IRPF (Salas, 1994; Castañer *et al.*, 1998), efectos que también pueden analizarse territorialmente con la metodología presentada.

La existencia de los Registros de la Tributación Efectiva del IRPF y su disponibilidad permitirían un mejor conocimiento de los efectos de diferentes políticas fiscales pues, como atinadamente señalan Atkinson y Bourguignon (2000, pág. 51) «un mayor empleo de la información fiscal es, en potencia, un fructífero campo para investigaciones futuras».

Referencias bibliográficas

- [1] AGENCIA TRIBUTARIA (1996): *Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas Provincial*. Ministerio de Economía y Hacienda, 1991, 1996. Madrid.
- [2] AGENCIA TRIBUTARIA (1996): *Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas Municipal*. Ministerio de Economía y Hacienda, 1991, 1996. Madrid.
- [3] ATKINSON, A. B. (1980): *The Economics of Taxation*. Eds. H. J. AARON y M. J. BOSKINS. Washington.
- [4] ATKINSON, A. B., y BOURGUIGNON, F. (2000): «Income Distribution and Economics». *Handbook of Income Distribution*. Vol. 1, pp. 1-58. Elsevier North Holland. Países Bajos.
- [5] CASTAÑER, J. M., ONRUBIA, J., y PANEDES, R. (1998): «Análisis de los efectos recaudatorios y redistributivos de la reforma del IRPF por Comunidades Autónomas». Instituto de Estudios Fiscales. *Documento de Trabajo* n.º 19/98. Madrid.
- [6] CASTAÑER, J. M., ONRUBIA, J., y PANEDES, R. (1999): «Efectos de la Reforma del IRPF sobre la renta disponible y sobre el bienestar social: un ejercicio de simulación con microdatos». Instituto de Estudios Fiscales. *Documento de Trabajo* n.º 13/99. Madrid.
- [7] CREEDY, J. (1996): «Measuring Income Inequality and Tax Progressivity. An Introduction». *Hacienda Pública Española*, n.º 137.
- [8] HERAS, A. DE LAS., MURILLO, C., y RODRÍGUEZ-POO, J. M. (1999): «Información fiscal y estimación indirecta de la renta familiar disponible municipal en España». *Hacienda Pública Española*, n.º 148, pp. 149-169. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- [9] KAKWANI, N. C. (1977): «Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison». *The Economical Journal*, vol. 87 pp. 71-80.
- [10] KAKWANI, N. C. y N. PODDER (1976): «Efficient Estimator of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations». *Econometrica*, 44, n.º 9, págs. 137-148.
- [11] LAMBERT, P. J. (1993): *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*. Manchester University Press. Manchester.
- [12] LAMBERT, P. J. (1996): *La distribución y redistribución de la Renta*. Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- [13] LASHERAS, M. A., RABADÁN, I. y R. SALAS (1993): «Política redistributiva en el IRPF entre 1982 y 1990». *Cuaderno de actualidad* 5/1993 año IV, Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- [14] LASHERAS, M. A., RABADÁN, I., y SALAS, R. (1994): «Efectos redistributivos del IRPF entre Comunidades Autónomas.» *Hacienda Pública Española*, n.º 129, págs. 105-118. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- [15] LÓPEZ LABORDA, J., y ONRUBIA, J. (2001): «Redistribución personal y espacial de la renta con el IRPF». Instituto de Estudios Fiscales, *Documento de Trabajo* 2001, Madrid.
- [16] ONRUBIA, J., y RODADO, M^a DEL C. (2000): «Descomposición de los efectos redistributivos de la reforma del IRPF» Instituto de Estudios Fiscales, *Documento de Trabajo* 2000, Madrid.

- [17] ONRUBIA, J. (2001): «Equidad en la imposición: redistribución y Bienestar Local.» *Papeles de Economía*, n.º 87, págs. 128-143, Madrid.
- [18] PLOTNIC, R. (1981): «A Measurement of Horizontal Inequity». *Review of Economics and Statistics*. Vol. 63, págs. 283-288.
- [19] REYNOLDS, M., y SMOLENSKY, E. (1977): *Public Expenditure, Taxes and the Distribution of Income: The United States, 1950,1961, 1970*. Academic Press, Nueva York.
- [20] RUIZ HUERTA, J., LÓPEZ, J., AYALA, L. y MARTÍNEZ, R. (1994): «Relaciones y contradicciones entre la distribución personal y la distribución personal de la Renta». *Hacienda Pública Española*, n.º 134, págs. 153-190. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- [21] RUIZ HUERTA, J., MARTÍNEZ, R. y AYALA, L. (2000): «El mínimo personal y familiar en el IRPF: una valoración de su cuantía». *Hacienda Pública Española*, n.º 151, págs. 151-170.
- [22] SALAS, R (1994): «Distribución de la renta y redistribución a través del IRPF en España». *Documento de Trabajo* n.º 9409 Universidad Complutense. Madrid.
- [23] SHESHINSKI, E. (1972): «Relation between a Social Welfare Function and the Gini Index of Income Inequality». *Journal of Economic Theory*, n.º 4, págs. 98-100.