

Información fiscal y estimaciones de las diferentes ganancias en Bienestar Social en las CC.AA. del Territorio del Régimen Común derivados de la progresividad del IRPF: una aproximación.

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. Por estas razones son aspectos de indudable interés analítico para los investigadores y para los organismos competentes en la toma de decisiones de Política Fiscal. 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, J. et alia, 1994, 2000; Castañer, J.M. et alia, 1998, 1999; Lasheras, M.A. et alia, 1994).

Aunque los resultados de las simulaciones mencionadas, por las razones expuestas, son de gran utilidad e interés no es frecuente la disponibilidad de este tipo de información para los investigadores no oficiales. En nuestra comunicación mostramos las posibilidades 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/espacial: nacional, regional, provincial y municipal.

Con esta información fiscal, en nuestra comunicación proponemos 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 asociadas a la progresividad de este impuesto. Igualmente, la información fiscal mencionada nos permite analizar las desigualdades en la renta inter e intrarregional de una manera mucho más precisa.

Nuestra comunicación está estructurada de la siguiente forma: en el apartado 2 describimos la información fiscal, en el apartado 3 mostramos la metodología para obtener los índices de desigualdad de la renta a partir de la información fiscal previamente descrita. En el apartado 4 exponemos, con carácter provisional, el marco analítico del que deducimos tanto los efectos redistributivos del IRPF como las ganancias de Bienestar Social asociadas a su progresividad a partir de los índices de desigualdad estimados tal y como se expone en el apartado anterior. En

el apartado 5 comentamos los resultados de las diferentes estimaciones generadas a partir de la información fiscal y por último, en el apartado 6 exponemos las conclusiones provisionales del trabajo.

2. Información fiscal sobre el IRPF

La existencia de información administrativa derivada de los controles necesarios para el cumplimiento de las obligaciones fiscales en un sistema de imposición moderno, implica la captación y gestión de la información fiscal y su tratamiento informático. Como subproducto de este complejo proceso de control administrativo, la Dirección General de Informática Tributaria de la Agencia Tributaria obtiene en todos los diferentes ámbitos administrativo/espaciales la información fiscal que describimos a continuación.

Tanto a nivel *nacional*, como *regional*, *provincial* y *municipal* en el territorio de Régimen Común -toda la nación excepto el País Vasco y Navarra que tienen sistemas fiscales propios- se dispone (cuadro 1) de información administrativa/fiscal sobre:

- *el número de declarantes* por IRPF.
- *la Base Imponible Gravada Media (BIGM)*, rendimiento medio en la terminología fiscal de la Agencia Tributaria.
- *el tipo medio de imposición efectiva*.
- *la Cuota Líquida*, ingresos por IRPF recaudados por la Administración Tributaria.

Estos valores son los que utilizaremos en nuestro análisis, aunque tanto por tramos como para el total existe, igualmente, información fiscal relevante como es el porcentaje que suponen en la Base Imponible Gravada Media en cada tramo las distintas fuentes generadoras de la renta de los declarantes -trabajo, actividad empresarial, profesional u otros orígenes-; y las Deducciones medias en cada tramo de Cuota Líquida.

En nuestra exposición vamos a considerar la base imponible gravada media, total y por tramos, como la renta disponible de cada unidad declarante (\bar{t}). Así mismo, siendo \bar{t} el tipo efectivo medio impositivo, definimos a la diferencia entre la Base Imponible Gravada Media y la Cuota Líquida ($\bar{t} \cdot \bar{X}$) igualmente total y por tramos, como la renta disponible de cada unidad declarante después del impuesto sobre la renta ($\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$). En el periodo de tiempo que analizamos (años 1991 y 1996), la base imponible gravada media (base fiscal) puede

considerarse como una buena variable proxy de la Renta Disponible de una unidad declarante, aunque sería más apropiado un concepto de renta fiscal que incluyera, al menos, el porcentaje de deducción por gastos en rendimientos del trabajo y los intereses deducibles de los rendimientos del capital inmobiliario, incorporando estos conceptos a los datos de base imponible que utilizamos. Hasta el presente no existe ningún estudio empírico que incluya estos conceptos, y los investigadores han utilizado, en otros contextos, los datos fiscales sobre bases imponibles como variable proxy de la renta disponible de las unidades declarantes. Sin embargo, el sustancial cambio en la normativa fiscal que afecta de manera significativa al concepto de Base Imponible por efecto de la consideración de mínimos vitales como *reducciones* en la misma, hace que el supuesto mencionado deba modificarse.

Cuadro I: IMPUESTO SOBRE LA RENTA DE LAS PERSONAS FÍSICAS

CONCEPTOS	TRAMOS DE BASE IMPONIBLE				
	0-0,5	0,5-1,5	1,5-3	mas de 3	TOTAL
Número de declarantes	----	----	----	----	----
% declarantes	----	----	----	----	----
% rendimientos	----	----	----	----	----
Rendimiento medio	----	----	----	----	----
% trabajo	----	----	----	----	----
% empresarial	----	----	----	----	----
% profesional	----	----	----	----	----
% otros	----	----	----	----	----
Deducción media	----	----	----	----	----
% inversión vivienda	----	----	----	----	----
% inversión valores	----	----	----	----	----
Cuota líquida media	----	----	----	----	----
Tipo efectivo teórico	----	----	----	----	----
Tipo efectivo teórico de trabajo					----
Tipo efectivo teórico empresarial					----
Tipo efectivo teórico profesional					----
Tipo efectivo teórico otros					----

Disponemos por tanto de información (datos) agrupada por tramos; de renta disponible antes y después de impuestos, así como de la cuantía de estos en cada tramo, en diferentes niveles de agregación administrativa/espacial: nacional, regional, provincial y municipal; pudiéndose

obtener unos de 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 nuestra 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 nuestra comunicación consideramos que la renta X de una unidad declarante (BIGM) es una variable aleatoria con una función de distribución de probabilidad, y si además suponemos que μ (la media de la distribución $F(x)$) existe y que la renta está definida solo para valores positivos, el momento de primer orden de la función de distribución de X viene dado por,

$$F_1(x) = \frac{1}{\mu} \int_0^x Xg(x)dX \quad (3.1)$$

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

La curva de Lorenz (gráfico 1) es la relación entre $F(x)$ y $F_1(x)$.

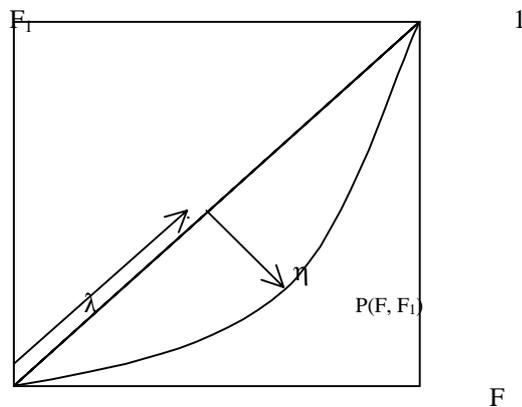


Gráfico 1: Curva de Lorenz

La línea $F_1 = F$ corresponde a la curva de Lorenz de una distribución igualitaria de rentas, que en el gráfico 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 la distancia a la ordenada desde el origen a lo largo de la diagonal es λ . De este modo,

$$\begin{aligned}\lambda &= \frac{1}{\sqrt{2}}(F + F_1) \\ \eta &= \frac{1}{\sqrt{2}}(F - F_1)\end{aligned}\tag{3. 2}$$

Como la curva de Lorenz se encuentra por debajo de la diagonal, $F_1 \leq F$ y por lo 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:

$$\eta = f(\lambda)\tag{3. 3}$$

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, es decir,

$$f(\lambda) = f(\sqrt{2} - \lambda)\tag{3. 4}$$

Por contra, la asimetría la podemos imponer con la desigualdad en la ecuación (3. 4) para $\lambda < 1/\sqrt{2}$. Para poder analizar estos y otros aspectos, la curva de Lorenz puede ser definida de una forma general con la siguiente ecuación,

$$\eta = a\lambda^\alpha(\sqrt{2} - \lambda)^\beta \quad a > 0, \alpha > 0 \text{ y } \beta > 0\tag{3. 5}$$

la restricción $a > 0$ implica que $\eta \geq 0$ y por tanto la curva de Lorenz se encuentra por debajo de la diagonal. Las restricciones $\alpha > 0$ y $\beta > 0$ hacen que η sea cero en el caso en que

$\lambda = 0$ o cuando. Si $\alpha = \beta$ la curva es simétrica como en (3. 4) y asimétrica si esos coeficientes son diferentes, etc.

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: $[0, x_1], (x_1, x_2], \dots, (x_T, x_{T+1}]$ 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.

La función de probabilidad de una unidad declarante perteneciente al t -ésimo grupo de renta es $\phi_t = \int_{x_{t-1}}^{x_t} g(x) dx$ 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 $F_1(x_t)$

$$\hat{F}(x_t) = p_t = \sum_{j=1}^t f_j \quad y \quad \hat{F}_1(x_t) = q_t = \frac{1}{Q} \sum_{j=1}^t \bar{x}_j f_j \quad (3. 6)$$

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

A partir de la ecuación (3. 2), obtenemos los estimadores consistentes de λ_t y η_t como,

$$\hat{\lambda}_t = r_t = \frac{p_t + q_t}{\sqrt{2}} \quad y \quad \hat{\eta}_t = y_t = \frac{p_t - q_t}{\sqrt{2}} \quad (3. 7)$$

Los términos r_t e y_t difieren de los verdaderos valores de λ_t y η_t en un término aleatorio.

Si especificamos la curva de Lorenz en función de la relación que existe entre las observaciones de y_t y r_t tal y como la hemos definido en (3. 5) ($\eta = a\lambda^\alpha (\sqrt{2} - \lambda)^\beta$) y tomamos logaritmos obtenemos,

$$\log y_t = \log a + \alpha \log r_t + \beta \log(\sqrt{2} - r_t) + w_{1t} \quad (3. 8)$$

donde w_{1t} es la perturbación aleatoria. Así mismo podemos escribir la ecuación (3. 8) en notación matricial como,

$$Y_1 = X_1\delta + w_1 \quad (3. 9)$$

donde Y_1 es un vector de dimensión $T \times 1$ con T observaciones de las variables $\log y_i$; X_1 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_1 es un vector columna compuesto por las observaciones del término aleatorio.

El estimador mínimo cuadrático de δ será entonces,

$$\hat{\delta} = (X_1'X_1)^{-1}X_1'Y_1 \quad (3. 10)$$

Con los estimadores $\hat{\log a}$, $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ generamos las correspondientes curvas de Lorenz para los valores agrupados de renta (BIGM)¹ para cada CCAA y para la nación.

Siguiendo el mismo proceso de estimación, pero *con los valores agrupados* para cada CCAA. del IRPF hemos igualmente generado la correspondiente curva de concentración para cada CCAA para el impuesto sobre la renta; y finalmente la curva de concentración de la renta después del impuesto (BIGM-IRPF) correspondiente así mismo a cada CCAA. A partir de las correspondientes curvas de Lorenz y de *concentración* obtenemos los *índices de desigualdad* - coeficientes de Gini- *para cada distribución y para cada comunidad autónoma*.

4. Efectos redistributivos del IRPF y diferencias en las ganancias de bienestar asociadas a la progresividad del IRPF a nivel de comunidades autónomas.

En este apartado tras haber estimado las diferentes curvas de Lorenz y de concentración y los distintos índices de desigualdad mediante el procedimiento desarrollado en el apartado anterior, analizamos, en primer lugar, la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las

¹ Suponiendo que la renta es igual a la base imponible gravada media (BIGM).

personas físicas (IRPF) y en segundo lugar, estimamos las ganancias de bienestar social asociadas a la progresividad del impuesto sobre la renta, tanto a nivel nacional como regional.

La capacidad redistributiva del IRPF -en nuestra notación $t \cdot X$ - puede analizarse de diversas formas; en nuestra comunicación seguimos el marco teórico ampliamente desarrollado en Lambert (1993, 1996) por la facilidad con que 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, 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,

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

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 $I_G(X)_A$ es el índice de Gini derivado de la curva de Lorenz de la Base Imponible Gravada Media antes de impuestos.

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

$$RS = I_G(X)_A - I_G(X - t \cdot X) \quad (4.2)$$

en el que el término $I_G(X - t \cdot X)$ 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 obtener el índice de Reynolds-Smolensky de la siguiente manera,

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

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, $I_G(X)_A$, la regulación de la tarifa del impuesto y las exenciones y deducciones existentes; es decir, el marco legal del sistema fiscal.

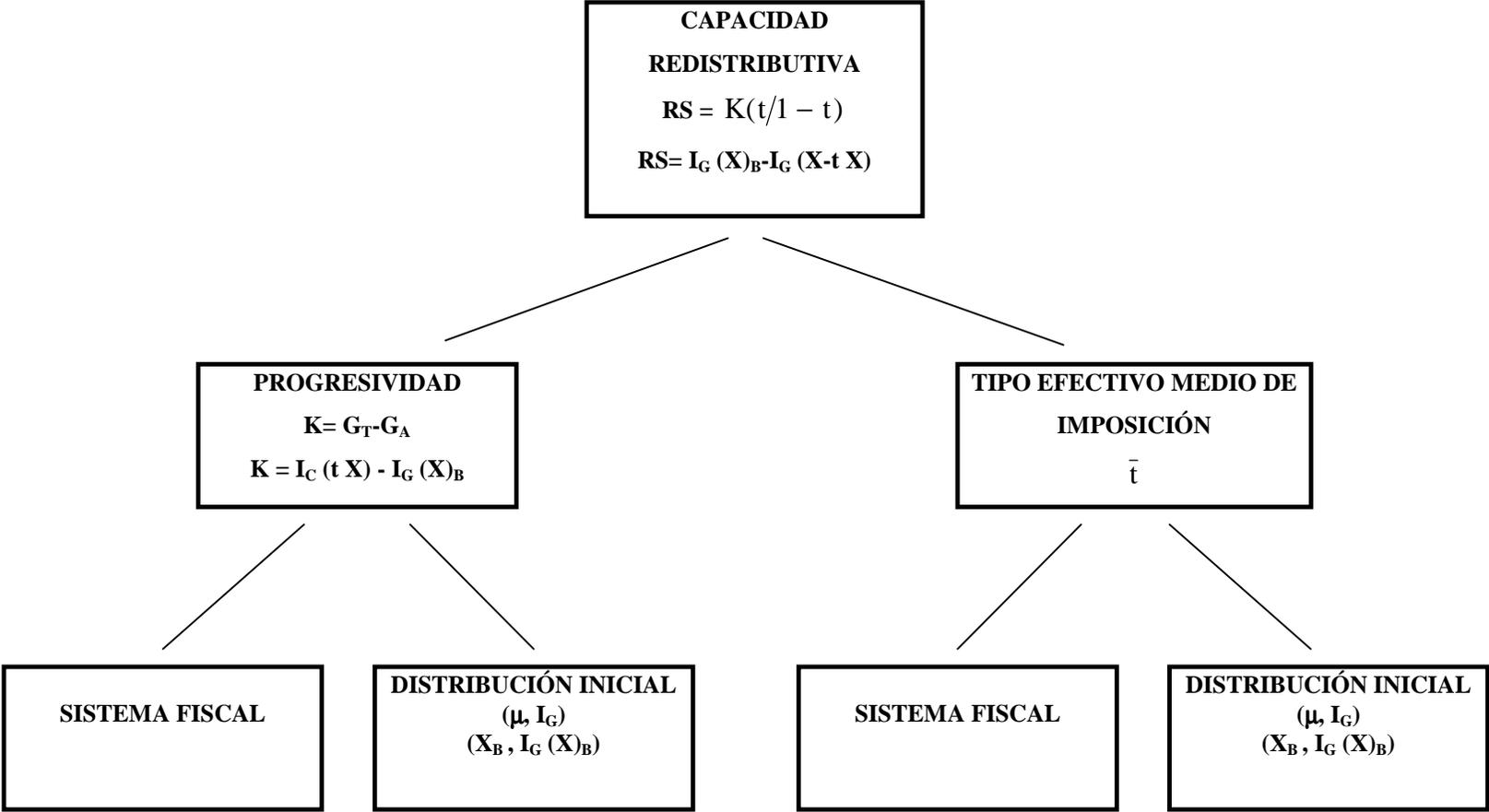
La interrelación de todos los aspectos señalados pueden describirse utilizando el esquema propuesto por Lasheras et alia (1993) que mostramos en el gráfico 2. Lo que pone claramente de manifiesto este esquema es la importancia de la renta disponible antes del impuesto (Base Imponible Gravada Media) y el grado de desigualdad en su distribución como variables explicativas tanto de la progresividad como de la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta.

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, 1966 p. 243; Atkinson y Plotnick, 1981; Lasheras, Rabadan y Salas, 1993; Salas, 1999).

GRAFICO 2: EFECTOS REDISTRIBUTIVOS DEL I.R.P.F. A NIVEL REGIONAL.



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

Para finalizar este apartado 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 disponemos.

Siguiendo a Creedy (1996) 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 por ejemplo.

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,

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

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,

De acuerdo con la expresión (4.10) la ganancia en bienestar social asociada a la progresividad de la imposición sobre la renta puede expresarse como,

$$\Pi \equiv \bar{Y} \cdot (\text{índice de Reynolds - Smolensky}) \quad (4.12)$$

Señalar, por último, que si los ingresos antes de impuestos dependen de las estructuras impositivas, la expresión anterior (4.12) no sería aplicable debido a los posibles efectos del sistema fiscal sobre los incentivos en la oferta de trabajo.

5. Breve Análisis de los Resultados Obtenidos.

En los cuadros del anexo final (cuadro 1 y cuadro 2) se muestra para las regiones españolas que componen el territorio de Régimen Común y para los años 1991 y 1996 todos los índices mencionados; tanto los derivados de las curvas de Lorenz y de concentración obtenidos a partir

de la *información fiscal agrupada* que utilizamos siguiendo la metodología expuesta en el apartado 3, como los índices de progresividad y de capacidad redistributiva, derivados de los anteriores.

Se incluyen, además, en ambos cuadros para cada región y año, la *Base Imponible Gravada Media antes del pago por IRPF* (que hemos considerado la Renta Disponible antes del Impuesto: \bar{X}); el *Tipo Efectivo medio de imposición* (\bar{t}); la *Cuota Líquida* ($\bar{t} \cdot \bar{X}$), es decir los ingresos por IRPF de la administración tributaria; los valores de la *Base Imponible Gravada Media después del pago del impuesto* ($\bar{Y} = \bar{X} - \bar{t} \cdot \bar{X}$), que hemos considerado como la Renta Disponible de las unidades declarantes después de obtener tal pago y por último, el *Número de Unidades Declarantes* en cada región en ambos años, así como las estimaciones de las *ganancias en bienestar social* derivadas de la progresividad de la imposición sobre la renta para cada región, expresadas en pesetas del año 1996.

De la información descrita que contienen ambos cuadros nos interesa reseñar tres aspectos que consideramos relevantes:

En primer lugar, un *aspecto metodológico*; con la información fiscal agrupada que hemos utilizado, y siguiendo el proceso de estimación descrito en los apartados anteriores, los valores estimados de los diferentes índices son similares a los obtenidos por los investigadores oficiales del Instituto de Estudios Fiscales utilizando un amplio panel regionalizable de las unidades declarantes (Lasheras et alia, 1994 pag 108; Lasheras et alia 1998 pag 42),: *con una menor información fiscal*, aunque de diferentes características, es posible obtener los valores de los distintos índices que permiten estimar tanto la capacidad redistributiva del IRPF como las ganancias en bienestar social derivadas de su progresividad, no sólo a nivel nacional y/o regional, sino igualmente a nivel provincial y/o municipal.

En segundo lugar, queremos resaltar *el aspecto espacial* de la información fiscal que nos permite conocer/estimar la evolución temporal de la renta disponible en cada región, de su distribución y su igualdad/desigualdad. Igualmente permite analizar los cambios en la capacidad redistributiva del Sistema Fiscal, la progresividad y la variación de los ingresos fiscales en cada región asociados a las variaciones tanto de las rentas disponibles y su distribución como a las experimentadas por el tipo efectivo medio de imposición en cada región.

La información fiscal que utilizamos permitiría además analizar la contribución de cada una de las regiones a la igualdad/desigualdad media (nacional), a la progresividad del IRPF y a su capacidad redistributiva siguiendo por ejemplo, la metodología desarrollada por Lasheras et alia (1994). Estas posibilidades descriptivas y analíticas pueden enriquecerse desagregando la información fiscal a nivel provincial y/o municipal.

En tercer lugar, permite analizar desagregada/espacialmente las posibles relaciones funcionales existentes entre la distribución inicial de la renta y su dispersión, con los ingresos fiscales, la capacidad redistributiva y la progresividad del Sistema Fiscal (Salas, 1994; Castañer et alia, 1998). La disponibilidad a lo largo del tiempo de la información fiscal permite estimar las tendencias de la elasticidad impositiva en los diferentes espacios administrativos y por tanto conocer con mayor precisión los efectos espaciales de las relaciones mencionadas.

Finalmente, si como hemos señalado, $\bar{Y} = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t})$, podemos reescribir la ecuación (4. 10)

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

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot [I_G(X) - I_G(X \cdot (1 - \bar{t}))] \quad (5. 1)$$

y teniendo en cuenta la definición del índice de Reynolds-Smolensky (4. 4), podemos expresar la relación (5. 1) como,

$$\Pi = \bar{X} \cdot (1 - \bar{t}) \cdot \frac{\bar{t}}{1 - \bar{t}} \cdot [I_C(t \cdot X) - I_G(X)] \quad (5. 2)$$

Esta expresión (5. 2) nos permite efectuar algunas consideraciones provisionales sobre la pérdida experimentada entre ambos años de las ganancias en bienestar social asociadas a la progresividad del IRPF como se muestra en los respectivos cuadros.

En nuestras estimaciones tanto de la capacidad redistributiva como de las ganancias en bienestar social, tienen mayor relevancia explicativa la renta disponible antes de impuestos y el valor medio del tipo impositivo en cada caso, que la desigualdad en su distribución, o el mayor/menor grado de progresividad del Sistema Fiscal. Sin embargo debemos matizar estas consideraciones, ya que un análisis de las deducciones en base y en cuota y de las diferentes exenciones nos permitirían estimar con mayor rigor la contribución de la progresividad a la capacidad redistributiva. Cambios en las rentas disponibles medias antes de impuestos y en su dispersión, tienen efectos sobre los tipos impositivos y la progresividad.

La disminución reflejada en ambos cuadros de la renta disponible media y del tipo efectivo medio de imposición entre los dos años parecen ser las variables explicativas más significativas de las menores ganancias en bienestar social, como lo confirma el hecho de que la capacidad redistributiva media del IRPF permanece casi constante, aunque esto no sucede en todas las regiones, y a pesar del incremento medio de la progresividad.

En nuestras estimaciones la mayor capacidad redistributiva y de ganancia en bienestar social corresponden a las regiones de Madrid y Cataluña. Sus respectivos valores son los únicos superiores a los valores medios en el Territorio de Régimen Común.

Son por tanto estas dos regiones las que contribuyen a elevar los valores medios, tanto de la capacidad redistributiva como de las ganancias en bienestar social de todo el territorio, a pesar de que en ambas regiones la progresividad del IRPF es sensiblemente inferior a la media nacional; precisamente porque en estas regiones los valores medios de la renta disponible y del tipo efectivo de imposición son sensiblemente inferiores. Si desagregáramos “espacialmente” la información fiscal de la región catalana la provincia de Barcelona, al igual que Madrid; contribuiría de forma mucho más significativa en uno y otro caso que las restantes provincias de Cataluña.

Finalmente, con la información fiscal correspondiente al territorio de régimen común generamos las correspondientes curvas de Lorenz generalizadas después de impuestos para los años 1991 y 1996 (gráfico 3), donde observamos que la correspondiente al año 1991 domina a la del año 1996. Al ser positivas todas las diferencias entre $GL_{\{BIGM_D\}91}(p)$ y $GL_{\{BIGM_D\}96}(p)$ se verifica que existe dominancia generalizada de Lorenz, tal que

$$GL_{\{BIGM_D\}91}(p) \geq GL_{\{BIGM_D\}96}(p) \quad \forall p \in (0,1)$$

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 91 es superior al existente en 1996.

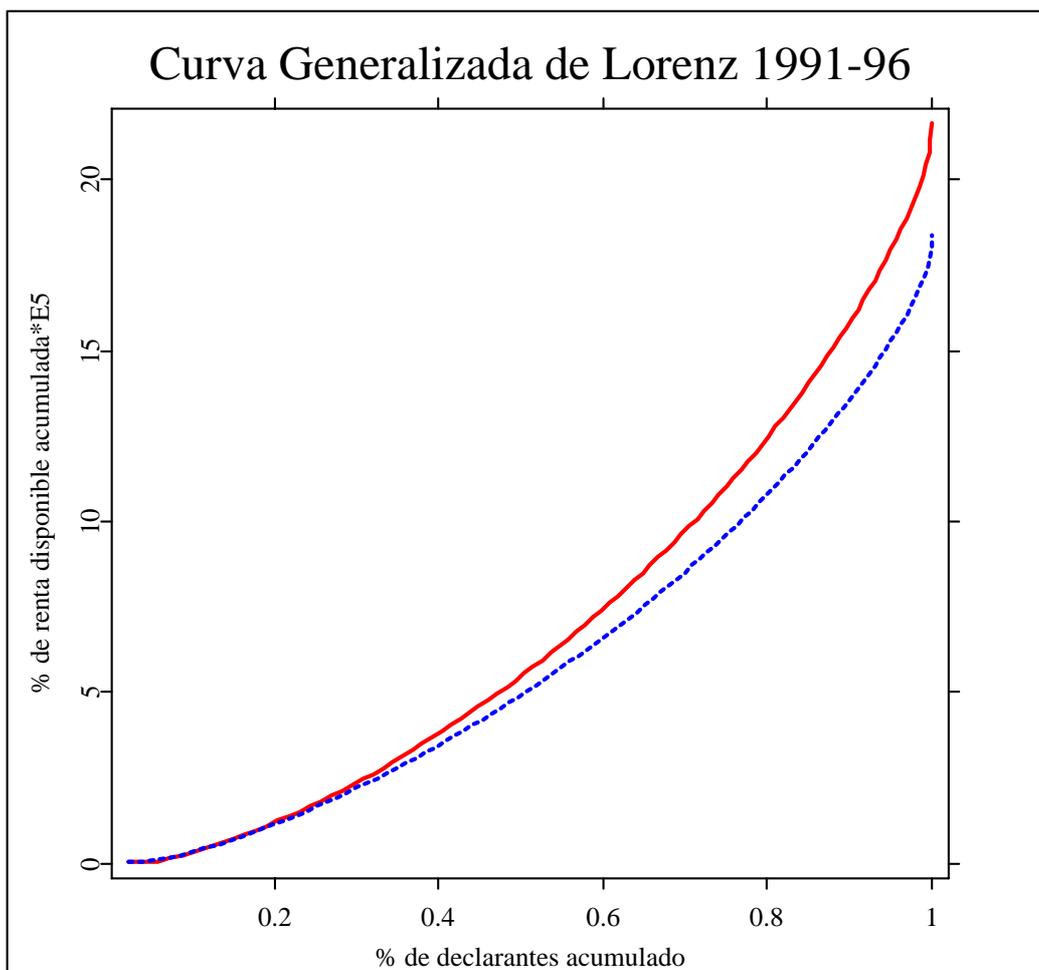


Gráfico 3

Este resultado no es sino la ilustración de las estimaciones de ganancias de bienestar social derivados de la progresividad del impuesto sobre la renta estimados que son mayores en todo caso, en el año 1991.

Es decir; con los valores que se muestran en los cuadros, es preferible; en términos de bienestar social 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.

5. Conclusiones

Siguiendo a Atkinson y Bourguignon (pag 51, 2000, “*un mayor empleo de la información fiscal es, en potencia, un fructífero campo para investigaciones futuras*”); en nuestra comunicación hemos puesto de manifiesto la importancia de la información fiscal agrupada por tramos de Base Imponible Gravada Media en diferentes niveles administrativos espaciales. Con dicha información hemos generado a nivel regional curvas de Lorenz y las medidas de desigualdad asociadas.

Siguiendo a Atkinson (1980) y Lambert (1989) hemos analizado la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta, para a continuación estimar las ganancias en bienestar social derivadas de la progresividad del impuesto sobre la renta mediante una formulación sencilla, ilustrando este último aspecto generando igualmente a partir de la información fiscal agrupada, curvas de Lorenz Generalizadas.

Hemos mostrado empíricamente que la capacidad redistributiva depende del Sistema Fiscal y de la distribución inicial de la renta antes de impuestos como sostienen Lambert y Pfähler (1992); así como la importancia del tipo efectivo medio de imposición (que es función de la renta disponible) en la capacidad redistributiva del IRPF tal como Kakwani (1977) destacó, aunque ni la progresividad ni la capacidad redistributiva pueden considerarse independientes ni del sistema fiscal ni sobre todo de la distribución de la renta antes de impuestos.

Creemos que hemos ilustrado la importancia de la distribución inicial de la renta (y su desigualdad) en la explicación de la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta. Las diferencias en las rentas disponibles (BIGM) en el ámbito regional parecen tener mayor importancia en la explicación de la mayor capacidad redistributiva “observada” en las regiones de renta más elevadas.

Estos aspectos pueden ser analizados con la información fiscal agrupada que hemos mostrado, utilizándola a un nivel de mayor desagregación administrativa/espacial. Como las regiones están constituidas por provincias y éstas por municipios, niveles ambos en los que se dispone igualmente de la misma información fiscal, pueden obtenerse a partir de ella funciones de distribución de la renta antes y después de impuestos en tales ámbitos (de las Heras et alia, 1999) que nos ilustrarían sobre la dispersión espacial de las rentas.

Igualmente pueden obtenerse curvas de Lorenz y de concentración e índices de desigualdad en cada provincia y/o municipio que permitan analizar sus diferentes contribuciones a la capacidad redistributiva y a las ganancias en bienestar social en cada región y para la totalidad del Territorio de Régimen Común.

Por último, con la misma información fiscal, pueden estimarse los cambios en la capacidad redistributiva y en las ganancias en bienestar social derivados del nuevo marco legal del sistema fiscal (1999).

Bibliografía

- Agencia Tributaria (1996), *“Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas Provincial”*. Ministerio de Economía y Hacienda, 1991, 1996. Madrid.
- Agencia Tributaria (1996), *“Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas Municipal”*. Ministerio de Economía y Hacienda, 1991, 1996. Madrid.
- Atkinson, A.B. (1980), *“The economic of taxation”*. Eds. H.J. Aaron y M.J. Boskins. Washington.
- Atkinson, A.B. and F. Bourguignon (2000), *“Income distribution and economics”* Handbook of income distribution. Vol. 1, pp. 1- 58. Elsevier North Holland. Netherland.
- Castañer, J.M.; Onrubia, J. and R. Panedes (1998), *“Análisis de los efectos recaudatorios y redistributivos de la reforma del IRPF por Comunidades Autónomas”* Instituto de Estudios Fiscales. Documento de Trabajo # 19/98. Madrid.
- Castañer, J.M.; Onrubia, J. and R. Panedes (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 # 13/99. Madrid.
- Creedy, J. (1996), *Measuring income inequality and tax progressivity. An introduction*. Hacienda Pública Española, # 137.
- Heras A. de las, Murillo, C. and J.M. Rodríguez-Poo (1999), *“Información fiscal y estimación indirecta de la renta familiar disponible municipal en España”*. Hacienda Pública Española, # 148, pp. 149-169. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Kakwani, N.C. and N. Podder (1976), *Efficient estimator of the Lorenz curve and associated inequality measures from grouped observations*. *Econometrica*, 44, # 9, pp. 137-148.
- Kakwani, N.C. (1977), *“Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison”*. *The Economical Journal*, vol 87 pp.71-80.
- Lambert, P.J. (1989), *“The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis”*. Oxford and Cambridge M.A., Blackwell.
- Lambert, P.J. and W Pfähler (1992), *“Income tax progression and redistributive effect: The influence of changes in the Pre-tax income distribution”*. *Public Finance*. Vol. 56 pp. 1-116.
- Lambert, P.J. (1993), *“The distribution and redistribution of income: A mathematical analysis”*. Manchester University Press. Manchester.
- Lambert, P.J. (1996), *“La distribución y redistribución de la Renta”*. Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, 1996, Madrid.
- Lasheras, M.A., Rabadán,I. and Salas, R., (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, 1993, Madrid.

- Lasheras, M.A., Rabadán, I. and Salas, R., (1994), "*Efectos redistributivos del IRPF entre Comunidades Autónomas.*" Hacienda Pública Española, # 129, pp. 105-118. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Plotnic, R. (1981), "A *Measurement of horizontal inequity*" . Review of Economics and Statistics. Vol. 63 , pp. 283-288.
- Reynolds, M and E. Smolensky (1977), "*Public expenditure, taxes and the distribution of income: The United States, 1950, 1961, 1970*". Academic Press, New York.
- Ruiz Huertas, J., López, J. Ayala, L. and R. Martínez (1994), "*Relaciones y contradicciones entre la distribución personal y la distribución personal de la Renta*". Hacienda Pública Española, # 134, pp. 153-190. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Ruiz Huertas, J., Martínez, R. and L. Ayala (2000), "*El mínimo personal y familiar en el IRPF: una valoración de su cuantía*". Hacienda Pública Española, # 151, pp. 151-170
- Salas, R (1994), "*Distribución de la renta y redistribución a través del IRPF en España*". Documento de Trabajo # 9409 Universidad Complutense. Madrid.
- Shorrocks, A.F. (1983), "*Ranking income distributions*". Econometrica, # 50, pp. 1-17.

Anexo

TABLA II 1991 (Ptas 1996) C.C.A.A.	Indice de Gini IGBIGM _a	Indice de Gini IGIRPF	Indice de Gini IGBIGM _d	Indice de Reynols- Smolensky IGBIGM _a - IGBIGM _d	Indice de Kakwani IGIRPF- IGBIGM _a	BIGM _a	Cuota líquida	BIGM _d	t	1-t	t/1-t	Número de declarantes	Ganancia media en bienestar social
Andalucía	0,4215	0,6763	0,3768	0,0447	0,2548	2.278.485	316.886	1.961.599	13,91	0,861	0,162	1.760.607	87.623
Aragón	0,4146	0,6517	0,3691	0,0455	0,2371	2.393.503	360.902	2.032.601	15,08	0,849	0,178	499.362	92.405
Asturias	0,4052	0,6362	0,3622	0,0430	0,2310	2.389.766	356.284	2.033.482	14,91	0,851	0,175	397.635	87.366
Baleares	0,4107	0,6683	0,3649	0,0458	0,2576	2.556.520	384.723	2.171.797	15,05	0,850	0,177	238.275	99.490
Canarias	0,4180	0,6560	0,3706	0,0474	0,2379	2.538.848	386.730	2.152.118	15,23	0,848	0,180	374.408	102.000
Cantabria	0,4170	0,6622	0,3725	0,0446	0,2452	2.384.758	352.789	2.031.968	14,79	0,852	0,174	187.044	90.554
Castilla La Mancha	0,4108	0,6951	0,3681	0,0427	0,2843	2.053.922	259.913	1.794.009	12,65	0,873	0,145	504.808	76.688
Castilla y León	0,4211	0,6656	0,3775	0,0435	0,2445	2.233.857	316.815	1.917.042	14,18	0,858	0,165	866.314	83.441
Cataluña	0,4106	0,6324	0,3616	0,0490	0,2218	2.937.076	508.195	2.428.881	17,30	0,827	0,209	2.157.662	118.993
C. Valenciana	0,4166	0,6903	0,3711	0,0455	0,2737	2.261.386	316.858	1.944.528	14,01	0,860	0,163	1.314.413	88.552
Extremadura	0,4320	0,7078	0,3883	0,0436	0,2758	2.039.341	259.452	1.779.889	12,72	0,873	0,146	248.727	77.684
Galicia	0,4317	0,6855	0,3864	0,0453	0,2538	2.254.512	322.702	1.931.810	14,31	0,857	0,167	747.051	87.504
La Rioja	0,4152	0,6748	0,3711	0,0441	0,2597	2.267.244	325.797	1.941.447	14,37	0,856	0,168	103.260	85.611
Madrid	0,4174	0,6211	0,3639	0,0535	0,2037	3.314.957	640.866	2.674.091	19,33	0,807	0,240	1.863.073	143.122
Murcia	0,4078	0,6810	0,3643	0,0435	0,2732	2.256.836	303.895	1.952.941	13,47	0,865	0,156	289.919	84.866
Régimen Común	0,4241	0,6630	0,3762	0,0479	0,2389	2.570.888	408.762	2.162.126	15,90	0,841	0,189	11.552.558	103.541

Fuente : Elaboración propia.

TABLA III 1996 C.C.A.A.	Indice de Gini IGBIGMa	Indice de Gini IGIRPF	Indice de Gini IGBIGMd	Indice de Reynolds-Smolensky IGBIGMa - IGBIGMd	Indice de Kakwani IGIRPF-IGBIGMa	BIGMa	Cuota líquida	BIGMd	t	1-t	t/1-t	Número de declarantes	Ganancia media 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
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.