

# IMPOSICIÓN LINEAL SOBRE LA RENTA Y EQUIVALENCIA DISTRIBUTIVA: UN EJERCICIO DE MICROSIMULACIÓN

Autores: *Juan Manuel Castañer Carrasco*<sup>(a)</sup>

*José Félix Sanz Sanz*<sup>(b)</sup>

P. T. N.º 9/02

(a) Instituto de Estudios Fiscales.

(b) Instituto de Estudios Fiscales y Universidad Complutense de Madrid.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-02-004-2

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

## ÍNDICE

### INTRODUCCIÓN

#### I. ASPECTOS METODOLÓGICOS

#### II. NEUTRALIDAD RECAUDATORIA Y DISTRIBUTIVA: EN BUSCA DEL IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE A TRAVÉS DE UN EJERCICIO DE MICROSIMULACIÓN

##### II.1. El impuesto lineal neutro en recaudación y en capacidad distributiva: el impuesto lineal equivalente

#### III. IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE Y BIENESTAR SOCIAL

#### IV. IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE Y EFECTOS DISTRIBUTIVOS MICROECONÓMICOS, ¿QUIÉNES GANAN Y QUIÉNES PIERDEN?

##### IV.1. Análisis por nivel de renta

##### IV.2. Análisis por categorías según tamaño y composición del hogar

#### V. FACTORES DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE RESULTAR BENEFICIADO POR EL IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE

##### V.1. Factores que definen la condición de beneficiario ante un impuesto lineal como el simulado

#### VI. CONCLUSIONES

#### APÉNDICE I

#### APÉNDICE II

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS



## ABSTRACT

Este artículo analiza el impuesto lineal como alternativa al actual diseño del impuesto personal sobre la renta en nuestro país. Para ello, se realiza un ejercicio de microsimulación estático en el que se estudia, desde una perspectiva distributiva, un conjunto de impuestos lineales neutros en recaudación. De este modo, conseguimos identificar el *impuesto lineal equivalente*, que replica la capacidad recaudatoria y redistributiva del impuesto sobre la renta vigente en 2001. Sin embargo, a pesar de esta semejanza, se demuestra que los efectos distributivos a nivel desagregado de estos dos diseños impositivos son en realidad muy desiguales.

**Palabras clave:** impuesto lineal sobre la renta personal, desigualdad, redistribución.

**JEL:** D31, D63, H23, H24.



## INTRODUCCIÓN

El impuesto lineal sobre la renta ha sido objeto de estudio en el ámbito de la Hacienda Pública desde hace décadas, especialmente en la academia. Esta singular atención que se le dispensa se debe, en parte, a su aparente simplicidad estructural, basada en la existencia de un mínimo de renta garantizado y de un tipo impositivo constante que se aplica sobre la renta que exceda de ese mínimo. En su versión genuina, las unidades contributivas con rentas inferiores al mínimo vital se hacen acreedoras de una transferencia igual al producto del tipo impositivo por la diferencia entre ese nivel crítico de renta y la renta efectiva del contribuyente. Sin embargo, en su formato más simple la posibilidad de impuesto negativo desaparece y el mínimo vital se convierte en un simple umbral de tributación a partir del cual surge la obligación tributaria. En cualquiera de sus dos versiones, la defensa del impuesto lineal desde la teoría económica reside fundamentalmente en la conjetura de que compatibiliza unas ganancias de eficiencia presuntamente elevadas con la función redistributiva que tradicionalmente se reconoce al Impuesto Personal sobre la Renta (IRPF).

El objetivo del presente trabajo es profundizar en este diseño impositivo desde la órbita distributiva que, por otro lado, es la dimensión más controvertida del impuesto lineal. Para ello, se utiliza el Panel de Declarantes de IRPF de 1995, sobre el que se realiza un ejercicio de microsimulación estático –sin comportamiento<sup>1</sup>, implementado a través de un algoritmo recursivo programado en STATA 7.0. Tomando el año 2001 como referencia, estas rutinas nos permiten definir un impuesto lineal que, sin ser lesivo en términos recaudatorios, presenta además una capacidad distributiva y de bienestar social pareja a la estructura del impuesto derogado. A este impuesto de estructura lineal que replica la capacidad recaudatoria, distributiva y de bienestar social del impuesto existente en 2001 lo denominamos *impuesto lineal equivalente*. Finalmente, tras el ejercicio de simulación, identificamos a los colectivos de contribuyentes beneficiados y perjudicados por este hipotético cambio fiscal. La existencia de perdedores y ganadores tras esta reforma fiscal, diseñada para ser distributivamente neutra, nos permite afirmar que la equivalencia distributiva agregada no es garantía de la neutralidad distributiva a nivel microeconómico. En consecuencia, toda reforma fiscal neutra en recaudación que proyecte ser distributivamente equivalente al impuesto derogado exige encontrar previamente respuesta a la siguiente pregunta ¿qué colectivos deben resultar beneficiados y cuáles perjudicados? La contestación a esta pregunta definirá los apoyos de la población a la reforma, independientemente de

---

<sup>1</sup> Aunque la teoría clásica de la distribución de la renta se ha desarrollado tradicionalmente desde una perspectiva estática que parece totalmente consolidada, recientemente se ha iniciado un nuevo ámbito de análisis de la desigualdad y redistribución impositivas desde un marco dinámico. Para aproximaciones desde esta órbita ver: Preston, I. P. (1987, 1989), Onrubia, J.; Salas, R., y Sanz, J. F. (2001).

que el valor social del cambio fiscal propuesto pueda calificarse de equivalente desde la perspectiva de bienestar social.

El artículo se estructura de la manera siguiente. El primer epígrafe presenta los aspectos metodológicos básicos que nos servirán de referencia para el análisis empírico. En el segundo se describen los escenarios fiscales simulados y se identifica el *impuesto lineal equivalente* para un mínimo vital definido por una función lineal de los adultos equivalentes existentes en el hogar. En el tercer epígrafe, se contrasta la equivalencia desde una perspectiva de bienestar social entre el impuesto vigente en 2001, nuestro escenario de referencia, y el impuesto lineal equivalente identificado. En el cuarto apartado se estudia la distribución de ganadores y perdedores que provocaría una reforma encaminada a implantar el referido impuesto. El quinto apartado analiza, a través de un modelo *probit* ordenado, los factores que determinan la probabilidad de resultar beneficiado por esta hipotética reforma fiscal. Finalmente, el sexto y último apartado resume las principales conclusiones y recoge algunas reflexiones finales.

## I. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Este epígrafe resume sucintamente la metodología básica necesaria para evaluar el impacto distributivo de una estructura impositiva. Para ello, acudimos a la clásica y bien asentada teoría de la distribución de la renta desarrollada en torno a la Economía Pública.

Para la medición de la desigualdad en la distribución de renta, optamos por el popular índice de Gini. Como es sabido, este índice cuantifica la “distancia” entre la curva de Lorenz de la distribución de renta (L) y la correspondiente bisectriz de igualdad en la distribución. De este modo, dada la distribución de renta,  $F(X)$ , el correspondiente índice de Gini vendrá dado por<sup>2</sup>:

---

<sup>2</sup> Para el cómputo efectivo de este índice, hemos empleado la expresión más generalmente utilizada con variables discretas,

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2 \cdot \sum_{i=1}^N i \cdot X_{N-(i-1)}}{N^2 \bar{X}}$$

Otra expresión que permiten determinar el valor del índice de Gini para distribuciones discretas es,

$$G = \sum_i \sum_j \frac{|X_i - X_j|}{2N^2 \bar{X}}$$

alternativamente, especialmente con variables continuas, el índice de Gini puede calcularse a partir de la covarianza entre la renta y su ordenación:

$$G = (2/\bar{X}) \cdot \text{cov}\{X, F(X)\}$$

En todas estas expresiones  $N$  es el número de observaciones de la distribución discreta  $X$  y  $\bar{X}$  la media de la variable.



$$F(X) \rightarrow G_X = 1 - 2 \int_0^1 L_X(p) dp; \quad p \in (0,1) \quad [1]$$

Para comparar el poder redistributivo de ambos escenarios impositivos recurriremos al tradicional índice de Reynolds-Smolensky (1977),  $\Pi^{RS}$ , que cuantifica (por partida doble) el área entre las curvas de Lorenz de la rentas antes y después de impuestos, es decir:

$$\Pi^{RS} = 2 \int_0^1 [L_{X-T}(p) - L_X(p)] \cdot dp = G_X - G_{X-T} \quad [2]$$

mientras que el grado de progresividad, entendido como alejamiento de la proporcionalidad, lo mediremos a través del índice de Kakwani (1977). Este conocido índice de progresividad mide (dos veces) el área entre la curva de concentración de las cuotas impositivas y la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos:

$$\Pi^K = 2 \int_0^1 [L_X(p) - L_T^*(p)] \cdot dp = G_T - G_X \quad [3]$$

Como puede intuirse, el alejamiento de la proporcionalidad en la distribución de las cargas tributarias y el poder redistributivo de un impuesto son, sin duda, dos caras de la misma moneda: cuanto más desigualmente se distribuyan las cuotas impositivas respecto a la renta antes de impuestos mayor será la redistribución inducida por el impuesto, y viceversa. Por tanto, progresividad y redistribución impositivas son conceptos estrechamente conectados, conexión que se evidencia si tenemos en cuenta que la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos,  $L_X$ , no es otra cosa que una media ponderada por el tipo medio de las curvas de concentración de las cuotas impositivas,  $L_T^*$ , y de la renta residual,  $L_{X-T}^*$ :

$$L_X \equiv t \cdot L_T^* + (1-t) \cdot L_{X-T}^* \quad [4]$$

Reajustando [4] oportunamente obtenemos la relación entre redistribución y progresividad como se recoge a continuación:

$$\Pi^{RS} = \frac{t}{(1-t)} \cdot \Pi^K + (C_{X-T} - G_{X-T}) = \frac{t}{(1-t)} \cdot \Pi^K + D \quad [5]$$

expresión que nos informa de que el poder redistributivo de una determinada estructura impositiva se origina como consecuencia de la interacción de tres factores: la progresividad, la capacidad recaudatoria del impuesto y el posible efecto reordenación que se derive de la aplicación del mismo,  $D$ . Este último índice se conoce con el nombre de índice de reordenación de *Atkinson-Plotnick* y cuantifica la distancia entre las curvas de concentración y de Lorenz de la renta



después de impuestos. Este efecto reordenación surge como consecuencia de diferencias en atributos de las unidades contribuyentes distintos al nivel de renta, pero que son fiscalmente relevantes ya que afectan a la factura fiscal. Se trata de un efecto contrario a la redistribución vertical que la imposición progresiva persigue y, por tanto, su existencia lesiona la capacidad redistributiva del impuesto.

## II. NEUTRALIDAD RECAUDATORIA Y DISTRIBUTIVA: EN BUSCA DEL IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE A TRAVÉS DE UN EJERCICIO DE MICROSIMULACIÓN

Como comentamos en la introducción, el ejercicio de reforma que simulamos consiste en la sustitución del sistema fiscal vigente en 2001 por un impuesto lineal de igual valor social. Esto supone que el impuesto resultante, además de presentar una estructura de gravamen lineal, genere la misma recaudación que el IRPF de 2001 y que distributivamente pueda calificarse de semejante. En síntesis, este cambio implica las modificaciones estructurales siguientes:

1. La unidad contribuyente pasa de ser el individuo a ser el hogar fiscal.
2. Todas las exenciones, reducciones y deducciones actualmente existentes en la estructura del impuesto desaparecen, siendo sustituidas por un mínimo vital genérico definido en función de la dimensión y composición del hogar<sup>3</sup>. En concreto, con objeto de tener en cuenta las diferencias de necesidades existentes entre las distintas unidades contributivas, el mínimo vital al que puede acceder un determinado hogar  $i$ ,  $M_i$ , se determina como:

$$M_i = m \cdot k_i \quad [6]$$

donde  $k_i$  expresa el tamaño del hogar  $i$  definido en términos de adultos equivalentes, siendo  $m$  el mínimo vital por adulto equivalente. En concreto,  $k_i$  responde a una función lineal de tres categorías de individuos,

$$k_i = \alpha \cdot A_i + \beta \cdot A_i^S + \nu \cdot H_i \quad [7]$$

donde  $A_i$ ,  $A_i^S$  y  $H_i$  representan, respectivamente, el número de adultos principales –cónyuges–, el de otros adultos cohabitantes y el de hijos dependientes;  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\nu$  son factores que ponderan cada uno de estos colectivos. En el ejerci-

---

<sup>3</sup> Estas medidas asociadas al impuesto lineal simulado generan ganancias de neutralidad impositiva importantes. Asimismo, la eliminación de la deducción por vivienda habitual inducirá ganancias de eficiencia asignativa en el mercado de inmuebles nada desdeñables que irían acompañadas de significativas reducciones de precios [ver: Miguel Angel López García (2001)]. Ninguno de estos efectos son tenidos en cuenta en este trabajo.

cio aplicado, con el propósito de reconocer las diferencias de coste entre adultos y descendientes, asumiremos que estos parámetros toman los valores  $\alpha = \beta = 1$  y  $v = 0.5$ <sup>4</sup>. Por tanto, las ecuaciones [6]-[7] indican que de todas las formas posibles de instrumentar el mínimo vital, optamos por un mínimo de tributación graduado en función del tamaño del hogar definido por el número de adultos equivalentes,  $k_i$ . Dados los factores de ponderación considerados, los conyuges y los ascendientes del hogar devengarán un mínimo vital individual,  $m$ , mientras que cada uno de los descendientes, con una edad máxima de 25 años y siempre que en 1995 hubiesen generado derecho a deducción, incrementarán el mínimo vital del hogar al que pertenecen en  $(m/2)$  unidades monetarias.

3. La tarifa progresiva es sustituida por un tipo impositivo único que se aplica a la renta neta del hogar una vez descontado el mínimo vital que le corresponda. El tipo impositivo que consideraremos deberá cumplir con el requisito de neutralidad recaudatoria y distributiva. Su identificación exige la resolución de un algoritmo de búsqueda cuyo proceso y estructura se describe más abajo.

En definitiva, estos tres elementos definitorios de la nueva estructura del impuesto personal sobre la renta indican que nos centramos en el estudio de los impuestos lineales de la clase:

$$c_i = \max(0, X_i - M_i) \cdot t \quad [8]$$

donde  $c_i$  representa la cuota líquida del hogar  $i$ ,  $X_i$  su renta bruta,  $M_i$  su mínimo vital agregado, y  $t$ , el tipo marginal que se aplica a la renta familiar por encima del umbral de tributación. Como ya mencionamos en la introducción, la ecuación [8] no contempla la posibilidad de impuesto negativo.

## II.1. El impuesto lineal neutro en recaudación y en capacidad distributiva: el impuesto lineal equivalente

Si denominamos *impuesto lineal equivalente* aquel que, bajo una estructura como la descrita, replica simultáneamente las capacidades recaudatorias y distributivas del impuesto vigente en 2001, su identificación exige la resolución numérica del siguiente problema:

---

<sup>4</sup> Evidentemente, se podría optar por otras ponderaciones al uso, como las de OCDE, pero no forma parte del trabajo investigar las implicaciones que la elección de una determinada escala suponen sobre las conclusiones. Las posibilidades son múltiples y supondrían una complicación y extensión excesiva del trabajo. En cualquier caso, la elección no es muy diferente de la escala OCDE original, en la que el miembro principal pesa 1 unidad, los demás adultos, incluido el cónyuge, 0,7 y los menores 0,5. Por otro lado, desde la Sentencia 2/89 del TC, es muy probable que el sistema fiscal sólo reconozca como legales ponderaciones iguales para los dos miembros de un matrimonio.

$$\begin{aligned} \min : & \quad G_L - G^* \\ & \quad \Pi_L^{RS} - \Pi^{RS*} \\ & \quad \Pi_L^K - \Pi^{K*} \end{aligned} \quad [9]$$

$$\text{sujeto a : } t_j = \frac{R^*}{\sum_i \max(0, X_i - m_j \cdot k_i)}$$

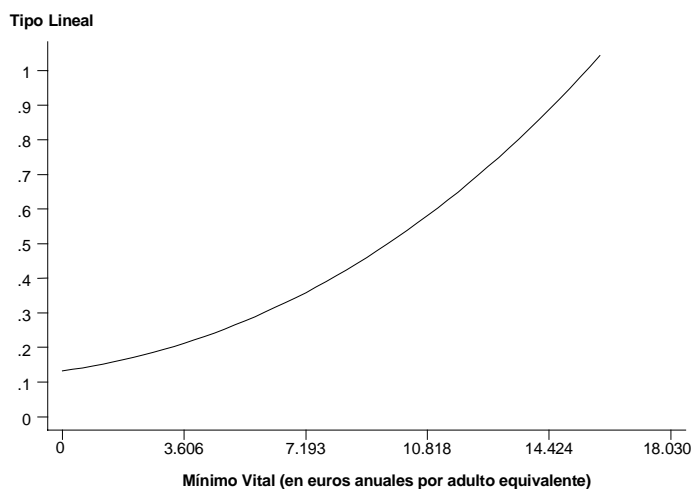
donde las funciones a minimizar aseguran la equivalencia distributiva de la reforma y la restricción financiera impone que el mantenimiento de esta capacidad distributiva se haga sin coste recaudatorio. La base de datos utilizada en el ejercicio empírico es el Panel de Declarantes de IRPF de 1995, que se describe en el apéndice I. Tomando esta base de datos como referencia, la resolución de [9] se ha hecho en tres etapas consecutivas. En primer lugar, se ha simulado el escenario fiscal correspondiente a 2001, lo que nos ha permitido computar tanto el valor de  $R^*$ , recaudación total del escenario *pre-reforma*, como los valores de los índices  $G^*$ ,  $\Pi^{RS*}$  y  $\Pi^{K*}$ . En segundo lugar, conocido el valor de  $R^*$ , hemos resuelto la restricción financiera, lo que nos ha permitido identificar todos los pares de tipos impositivos y mínimos vitales compatibles con el nivel de recaudación objetivo,  $R^*$ . Finalmente, se cuantifican los índices  $G_L$ ,  $\Pi_L^{RS}$  y  $\Pi_L^K$  para los pares sin coste recaudatorio  $(m_j, t_j)$  que, por comparación con los correspondientes al año de referencia, nos permiten resolver numéricamente [9] e identificar los valores del mínimo vital y del tipo impositivo que definen al *impuesto lineal equivalente*. La solución al problema planteado en [9] es:

$m = 6.911,64 \text{ euros}$ $t = 34,38\%$
---

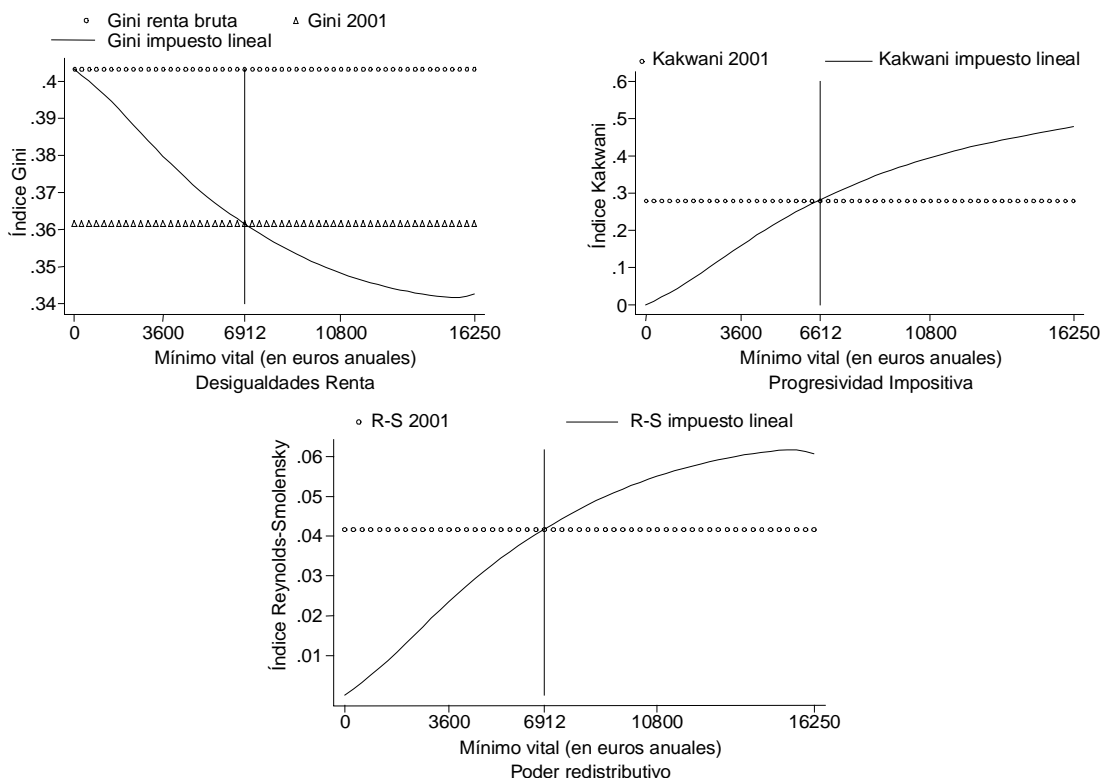
En consecuencia, la aplicación de un impuesto lineal definido por un mínimo vital por adulto equivalente de 6.911,64 euros y un tipo único del 34,38% permitiría asegurar tanto el mantenimiento de la recaudación por IRPF existente en 2001 como su capacidad distributiva medida en términos de progresividad, capacidad redistributiva e incidencia sobre la desigualdad en la distribución de la renta. A este gravamen lineal sobre la renta que permite replicar la capacidad recaudatoria y distributiva del impuesto vigente en 2001 le denominamos *impuesto lineal equivalente*. El Gráfico 1 representa la senda descrita por los pares  $(m_j, t_j)$  equirecaudatorios derivados del ejercicio de simulación. Como puede advertirse, las combinaciones neutras en recaudación de mínimos vitales y tipos impositivos en un impuesto lineal describen una función creciente y convexa. Esta relación funcional entre  $t_j$  y  $m_j$  indica que a la hora de diseñar una estructura lineal del impuesto sobre la renta debe tenerse en cuenta que, si se pretende no generar pérdidas recaudatorias, crecimientos del mínimo vital conllevarán necesariamente incrementos del tipo marginal, incrementos que serán crecientes cuanto mayor sea la magnitud del

mínimo vital de la que se parta, (i.e.,  $\partial t_j / \partial m_j > 0$  y  $\partial^2 t_j / \partial m_j^2 > 0$ ). El Gráfico 2 define las sendas descritas por los índices de Gini, Kakwani y Reynolds-Smolensky de los pares sin coste recaudatorio  $(m_j, t_j)$ , comparándolos con los del sistema existente en 2001. El segmento vertical identifica el par  $(m_j, t_j)$  que define el perfil distributivo más semejante al del escenario de referencia (2001). Como puede observarse, independientemente de la clase de índice, los valores de los mínimos vitales y de los tipos impositivos que igualan a los índices correspondientes a 2001 están acotados en rangos muy próximos.

**Gráfico 1**  
**PARES DE TIPOS Y MÍNIMOS VITALES NEUTROS EN RECAUDACIÓN**



**Gráfico 2**  
**IMPACTO DISTRIBUTIVO DE LA REFORMA**





### III. IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE Y BIENESTAR SOCIAL

En esta sección analizamos si es posible determinar irrefutablemente la superioridad, en términos de bienestar social, de alguno de los dos escenarios fiscales considerados. Esta tarea puede realizarse bajo dos esquemas teóricos distintos: suponiendo que la renta es la única fuente de diferencias de los estados de necesidad entre las unidades contribuyentes o bajo el supuesto de que los contribuyentes se diferencian por otros factores además de la renta a la hora de determinar sus necesidades –factores no monetarios–.

i. *Evaluación de Bienestar con preferencias sociales donde los estados de necesidad se definen estrictamente por diferencias en el nivel de renta.*

Como demostró formalmente Atkinson (1970), con funciones de bienestar que respetan el principio de transferencias (cóncavas), la dominancia de Lorenz de una distribución de renta sobre otra de igual media implica unánimemente que el bienestar social derivado de la distribución dominante es superior al de la distribución dominada. El resultado de la comparación de bienestar entre el impuesto lineal equivalente y el IRPF 2001, atendiendo a este criterio de dominancia de Lorenz, se puede ver en la última columna de la tabla I. Como puede comprobarse, las curvas de Lorenz se cortan en tres ocasiones y por tanto, en principio, no existe dominancia alguna. Sin embargo, en circunstancias en las que las distribuciones tienen la misma media pero sus curvas de Lorenz se cortan más de una vez, se puede acudir a una sugerente construcción enunciada por Davies y Hoy (1995). Estos autores proponen comparar la varianza de la renta de las subpoblaciones acumuladas en las regiones definidas por los puntos de intersección de las curvas de Lorenz, de modo que resultará socialmente superior aquella distribución cuya curva de Lorenz corte inicialmente por arriba a la otra y presente una menor varianza en todas y cada una de las subpoblaciones identificadas. Sin embargo, la proposición de Davies y Hoy resuelve la ambigüedad de las situaciones de multicortes bajo el requisito adicional de que la función de bienestar social subyacente respete el principio distributivo más exigente de transferencias decrecientes. Formalmente, su propuesta se enuncia del modo siguiente:

Dada la clase de funciones de bienestar:

$$W = \{W : W'(x) > 0, W''(x) < 0 \text{ y } W'''(x) > 0 \forall x > 0\};$$

sean  $F(x)$  y  $G(x)$  dos distribuciones de renta con igual media ( $\mu_F = \mu_G$ ) donde además se cumple que  $L_F$  y  $L_G$  se cortan  $n$  veces ( $n > 1$ ) y  $L_F <_R L_G$ , de modo que  $L_F$  corta a  $L_G$  primero por arriba  $\Leftrightarrow W_F > W_G$  iff  $V_i(f) < V_i(g) \forall i = 1, 2, \dots, n+1$  donde  $P_i$  representa las proporciones acumuladas de las subpoblaciones y  $V_i(\cdot)$  la varianza dentro de dichas subpoblaciones definidas por  $P \in [0, P_i]$ .

Como puede comprobarse en la tabla I, incluso imponiendo la restricción adicional a la función de bienestar de cumplir con el principio de transferencias decrecientes, la proposición de Davies y Hoy no permite concluir que el impuesto lineal equivalente diseñado sea superior en términos de bienestar a la estructura del impuesto vigente en 2001, y viceversa.

ii. *Evaluación de Bienestar con preferencias sociales donde los estados de necesidad se definen sobre factores no monetarios intergrupos y por niveles de renta intragrupos.*

Cuando se realizan comparaciones de bienestar en presencia de heterogeneidad social, la distribuciones de renta difícilmente pueden ser la base de esas comparaciones, puesto que la perfecta igualdad de la renta de los hogares es bastante improbable que sea el ideal cuando las familias se diferencian, por ejemplo, en tamaño y composición. Por ello, en situaciones de unidades contribuyentes heterogéneas, es necesario incorporar juicios de valor adicionales que nos permitan tener en cuenta estos factores no monetarios tales como el tamaño y composición del hogar o el estado marital a la hora de definir los estados de necesidad. Cuando las preferencias sociales o las del analista reconocen diferencias de necesidad distintas al nivel de renta, Atkinson y Bourguignon (1987) propusieron una aproximación basada en la dominancia secuencial generalizada de Lorenz. Este método consiste en utilizar la información sobre los factores no monetarios para clasificar a las unidades contribuyentes en grupos de necesidad ordenados en orden creciente y sobre los que se aplicará secuencial y acumulativamente los criterios de dominancia de las curvas de Lorenz Generalizadas<sup>5</sup>.

Para aplicar el criterio de dominancia secuencial generalizada, consideramos al estado marital y a la existencia de descendencia los parámetros básicos para determinar las necesidades de las unidades contribuyentes. De este modo, identificamos cuatro grupos de necesidad: la categoría más necesitada es la de los matrimonios con hijos seguidos de los matrimonios sin hijos, a continuación los hogares formados por un adulto con hijos (solteros, separados o viudos con descendencia) y, finalmente, los hogares unipersonales. La tabla I evidencia que la metodología de dominancia secuencial generalizada de Lorenz tampoco nos permite concluir que el impuesto lineal equivalente sea una alternativa superior en bienestar a la estructura de gravamen que se desprende de la Ley 40/1998, vigente en 2001. Esto se debe al incumplimiento de la condición de dominancia generalizada de Lorenz en el grupo menos necesitado de los considerados, el de hogares unipersonales. Este hecho hace que se incumpla la dominancia de Lorenz generalizada secuencial para la última agregación consecutiva que permite cubrir el total de la población.

---

<sup>5</sup> Evidentemente, al igual que la elección de la escala de equivalencia en el método de la renta equivalente, la ordenación de las categorías de hogar por estado de necesidad en la aplicación del criterio de Atkinson y Bourguignon implícitamente llevan consigo juicios de valor.

**Tabla I**  
**EVALUACIÓN DE BIENESTAR SOCIAL ASOCIADO AL CAMBIO DEL**  
**IRPF VIGENTE EN 2001 A LA ESTRUCTURA LINEAL**  
**EQUIVALENTE SIMULADA \***

Sistemas Comparados	Grupo 1 Matrimonios con hijos	Grupos 1+2 Matrimonios sin hijos	Grupos 1+2+3 Adulto con hijos	Grupos 1+2+3+4 Todos los hogares
Renta neta IRPF 2001 (A)	$\mu(B) > \mu(A)$	$\mu(B) > \mu(A)$	$\mu(B) > \mu(A)$	$\mu(A) = \mu(B)$
Renta neta Impuesto Lineal (B)	$LG(B) > LG(A)$	$LG(B) > LG(A)$	$LG(B) > LG(A)$	$LG(B) >_R LG(A)$ Cortes: - Centila 22 - Centila 65 - Centila 95
			Proposición de Davies y Hoy $P_1 \left\{ \begin{array}{l} \text{Var}(A) > \text{Var}(B) \\ \text{Var}(A) < \text{Var}(B) \end{array} \right.$ $[0, P_1] \rightarrow P_2$ $P_3 \left\{ \begin{array}{l} \text{Var}(A) > \text{Var}(B) \\ \text{Var}(A) < \text{Var}(B) \end{array} \right.$ $P_4$	

\*  $\mu(\cdot)$  y  $\text{Var}(\cdot)$  representan, respectivamente, la media y la varianza de la distribución de renta neta de impuestos que se desprende de cada escenario fiscal. LG expresa la curva de lorenz generalizada de la distribución. Tengase en cuenta que cuando dos distribuciones de renta presentan la misma media el perfil de las curvas de lorenz y de las curvas de lorenz generalizadas coincide.

La imposibilidad de determinar la superioridad en términos de bienestar de ninguna de las dos estructuras fiscales comparadas no debe sorprender si se tiene en cuenta que se trata de dos diseños fiscales equivalentes, tanto en términos distributivos como recaudatorios<sup>6</sup>. Sin embargo, esta semejanza distributiva contrastada a nivel agregado no significa que la reforma planteada sea en sentido estricto distributivamente neutra, es decir, una reforma sin ganadores ni perdedores. Como vamos a poder comprobar en el siguiente epígrafe, la utilización de una base de datos *micro*, como la usada en este estudio, nos va permitir identificar con claridad los ganadores y perdedores generados por el tránsito a una estructura lineal, que como la definida, presenta con aparente neutralidad distributiva.

<sup>6</sup> Esta aseveración la hacemos bajo el esquema de simulación estática, utilizado en el ejercicio empírico.



#### IV. IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE Y EFECTOS DISTRIBUTIVOS MICROECONÓMICOS, ¿QUIÉNES GANAN Y QUIÉNES PIERDEN?

Para ordenar el análisis de los efectos desagregados de la reforma, las unidades contribuyentes se han clasificado siguiendo dos criterios de ordenación distintos: el nivel de renta bruta anual del hogar y su tamaño y composición.

##### IV.1. Análisis por nivel de renta

La tabla II resume los efectos más relevantes de la reforma. Esta información se presenta tanto para el total muestral como para las distintas decilas de renta bruta. La gran dispersión que ofrece la última decila aconseja ofrecerla desagregada por centilas. En concreto, la información suministrada se refiere a tipos medios efectivos en ambos escenarios, porcentaje de ganadores y perdedores asociados a la reforma y valor medio de las ganancias y pérdidas generadas. Asimismo, la última columna muestra el ratio de transferencia,  $\theta$ , definido como la proporción de las ganancias sobre las pérdidas agregadas de cada grupo,  $i$ :

$$\theta_i = \frac{\sum G_i}{\sum P_i} \quad \forall i = 1, \dots, n$$

este ratio no sólo indica el sentido de los flujos de renta que provoca la reforma sino también la intensidad de los mismos. En este sentido, el requisito de neutralidad recaudatoria impuesto en la simulación convierte el ejercicio de simulación fiscal realizado en un ejercicio de suma fija, donde pérdidas y ganancias deben compensarse perfectamente para que la recaudación final entre ambos escenarios no varíe. Esta equivalencia entre los valores monetarios de pérdidas y ganancias, que confirma el valor unitario de  $\theta$  para el total muestral, no tiene porque cumplirse separadamente por grupos de renta. De hecho, los grupos “receptores” tendrán un valor  $\theta$  mayor a la unidad, mientras que para los grupos “donantes” el valor de  $\theta$  será inferior a uno. Es decir, la magnitud de  $\theta$  nos permite identificar los grupos de contribuyentes, que como colectivo, resultan favorecidos o perjudicados por la reforma fiscal simulada.

Centrando nuestra atención en la magnitud del tipo efectivo del total de la población, puede observarse que, como cabía esperar por el requisito de neutralidad recaudatoria impuesto en la simulación, este permanece prácticamente inalterado  $-7,91\%$  en 2001 frente al  $7,78\%$  del lineal-. Sin embargo, esta estabilidad de tipos no se replica con tanta claridad cuando el análisis se realiza por grupos de renta: mientras los contribuyentes pertenecientes a las decilas 3-4 y 9-10 soportan ligeros incrementos, a los contribuyentes del resto de decilas les ocurre lo contrario. Asimismo, la última decila llama la atención puesto que

mientras las centilas 90-99 se enfrentan a incrementos relativamente significativos de tipos, el 1% más rico de la población –centila 100– ve reducido su tipo efectivo en 2,26 puntos, lo que en términos relativos representa un 7,33% de caída en su tipo medio.

**Tabla II**  
**RESUMEN DE LOS EFECTOS DE LA REFORMA FISCAL SIMULADA POR GRUPOS DE RENTA BRUTA**

Decil	Decila	Media Tipos Efectivos <sup>+</sup>		% Perdedores	% Ganadores	$\bar{G}^*$	$\bar{P}^{**}$	$\theta$
		IRPF 2001	Lineal					
1	3.575,82	0,18	0,00	0,00	5,13	169,79	—	—
2	7.086,47	1,04	0,80	17,59	19,04	195,05	118,09	1,83
3	9.254,32	2,79	3,59	39,45	20,98	313,97	361,32	0,48
4	11.026,83	4,48	4,83	34,44	47,89	324,31	560,70	0,80
5	12.951,15	6,18	5,20	30,67	60,21	564,45	688,24	1,61
6	15.379,64	8,11	6,52	32,35	64,69	802,89	856,62	1,87
7	18.428,16	9,97	8,76	40,81	59,18	1.108,41	1.073,35	1,53
8	22.578,876	11,92	11,39	47,43	52,57	1.336,17	1.234,41	1,21
9	29.014,95	14,30	14,81	55,87	44,13	1.361,80	1.372,21	0,78
10	—	20,16	21,95	67,16	32,84	3.086,33	2.201,74	0,69
10	Centila 91	16,43	18,50	71,59	28,41	1.196,24	1.527,13	0,31
10	Centila 92	16,53	18,95	75,00	25,00	1.118,19	1.010,48	0,23
10	Centila 93	17,25	19,51	67,82	32,18	1.340,36	1.151,65	0,32
10	Centila 94	17,90	20,47	72,73	27,27	1.237,99	969,28	0,24
10	Centila 95	18,09	20,59	75,00	25,00	1.414,73	1.134,03	0,24
10	Centila 96	18,54	21,51	76,14	23,86	1.499,46	1.338,49	0,19
10	Centila 97	19,61	21,91	67,82	32,18	1.569,25	1.357,13	0,29
10	Centila 98	21,99	23,81	65,90	34,10	1.939,71	1.546,70	0,38
10	Centila 99	24,51	25,74	61,30	38,70	2.631,76	1.574,15	0,54
10	Centila 100	30,83	28,57	38,64	61,36	9.497,99	2.208,32	6,09
Total poblacional		7,91	7,78	36,44	40,66	1.008,58	1.125,65	1,00

<sup>+</sup> Tipos medios efectivos calculados como cociente entre cuota líquida y renta bruta.

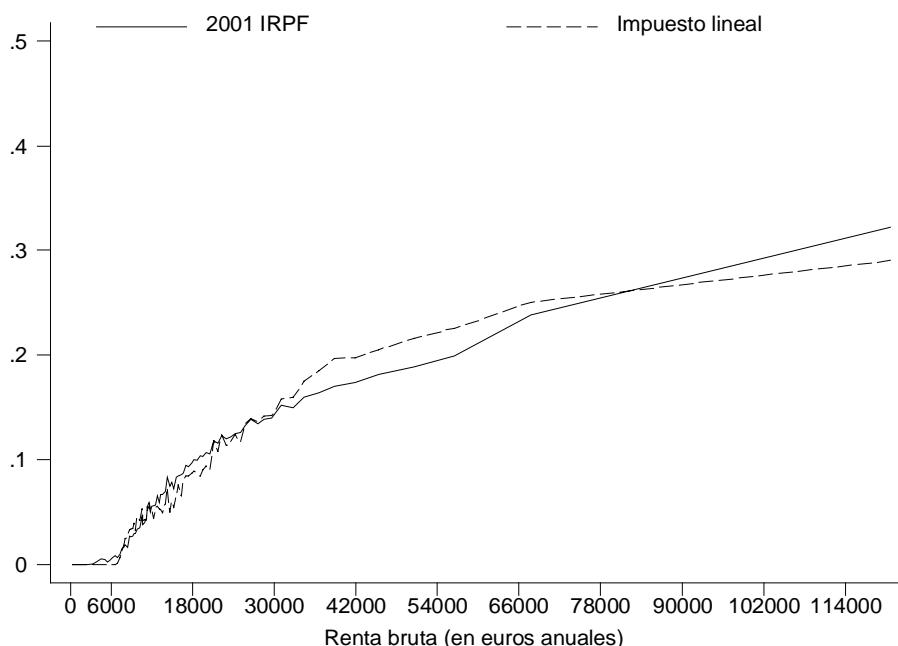
<sup>\*</sup> Ganancia media de los ganadores (en euros anuales).

<sup>\*\*</sup> Pérdida media de los perdedores (en euros anuales).

El gráfico 3 muestra las curvas de tipos efectivos que caracterizan a ambos escenarios fiscales. Los múltiples cortes que se producen entre las curvas, especialmente en los niveles de renta más bajos, dejan patente que el paso a una es-

estructura de gravamen lineal como la definida induce necesariamente transferencias de renta entre contribuyentes, produciéndose ganadores y perdedores de renta neta.

**Gráfico 3**  
**TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR NIVEL DE RENTA BRUTA**



Retornando a la información recogida en la tabla II, los porcentajes de perdedores y ganadores generados por la reforma se distribuyen casi a partes iguales entre el total de contribuyentes, dejando un nada despreciable 22,9% de indiferentes, que se concentran fundamentalmente en las primeras cuatro decilas. Sin embargo, la distribución de ganadores y perdedores no parece seguir un patrón claro respecto de la renta. El porcentaje de beneficiados va aumentando hasta alcanzar un 64,69% en el sexto decil, para ir posteriormente descendiendo paulatinamente hasta el 32,84% de la última decila. Esta reducida proporción de ganadores entre los más ricos de la distribución esconde una gran dispersión: mientras que en las centilas 91-99 el porcentaje de ganadores es siempre inferior al de perdedores, en la última centila, que identifica al 1% más rico de la población, la proporción de ganadores supera de forma significativa a la de perdedores. Por otro lado, la tabla II muestra que aunque la media de las ganancias y las pérdidas de renta disponible crece con el nivel de renta del contribuyente, este crecimiento no es uniforme. Así, por ejemplo, llama la atención la desproporcionada ganancia media de los beneficiados de la última centila: 9.497,9 euros. En este mismo orden de cosas, dada la magnitud de  $\theta$ , podemos concluir que a los contribuyentes incluidos en la decila de renta más pobre apenas les afecta la reforma, mientras que los pertenecientes a las decilas 2 y 5-8 (sombreadas) son claros receptores de renta neta, renta que les es transferida por



los contribuyentes del resto de decilas (donantes). Como puede apreciarse, vuelve a llamar la atención la elevada magnitud de  $\theta$  en la última centila  $-6,09-$ . Este elevado valor del ratio de transferencia indica que, tras la reforma, el 1% más rico de los contribuyentes son los grandes receptores de renta: la renta que reciben procedente de los niveles inferiores de renta supera en más de seis veces la magnitud de renta que fluye de ellos hacia los contribuyentes más pobres de la distribución.

## IV.2. Análisis por categorías según tamaño y composición del hogar

La tabla III presenta la clasificación de hogares, definida a partir de su tamaño y composición. Asimismo, se suministra el coeficiente  $k_i$  y la frecuencia muestral de cada una de las categorías<sup>7</sup>. La tabla IV resume los efectos de la reforma siguiendo esta clasificación.

**Tabla III**  
**CATEGORÍAS DE HOGARES SEGÚN EL NÚMERO DE ADULTOS E HIJOS EN EL HOGAR**

Categoría	Tamaño del hogar ( $k_i$ )	Frecuencia Muestral
1. Hogares formados por un adulto sin hijos (hogares unipersonales)	1	32,10%
2. Hogares formados por un adulto con 1 hijo	1.5	6,14%
3. Hogares formados por un adulto con 2 o más hijos	2+	1,21%
4. Hogares formados por dos adultos sin hijos	2	21,35%
5. Hogares formados por dos adultos con 1 hijo	2.5	12,85%
6. Hogares formados por dos adultos con 2 hijos	3	15,99%
7. Hogares formados por dos adultos con 3 o más hijos	3.5+	6,18%
8. Hogares formados por tres o más adultos sin hijos	3	1,40%
9. Hogares formados por tres o más adultos con 1 o más hijos	3.5+	2,77%
Total		100,00%

Como puede observarse existe un patrón bien definido: los grandes perjudicados por la implantación del impuesto lineal equivalente serían los hogares nominados con las categorías 1 y 2. Es decir, los hogares unipersonales, que

---

<sup>7</sup> Hemos optado por esta clasificación frente al propio valor de  $k_i$  porque, en principio, parece razonable separar el grupo de un solo progenitor con dos hijos del matrimonio sin niños, pese a que tienen el mismo valor  $k_i=2$ . Lo mismo puede decirse de los matrimonios con dos hijos frente a los hogares con tres adultos sin niños, ambos con  $k_i=3$ .

además son los que presentan una mayor frecuencia muestral, seguidos de los formados por un adulto y un hijo. Para estas dos clases de hogar, la reforma incrementaría su tipo medio efectivo, generaría un número de perjudicados muy superior al de beneficiados y las pérdidas de renta neta serían muy superiores a las ganancias medias de los favorecidos. El valor del ratio de transferencia ratifica estos comentarios: 0,04 para los hogares unipersonales y 0,53 para los hogares formados por un adulto y un hijo. Por el contrario, para el resto de categorías consideradas, los efectos esperados de la reforma se invierten drásticamente: el tipo efectivo se reduciría, el número de ganadores superaría al de perdedores y la ganancia media excedería, con la única excepción de las categorías 4 y 5, a la pérdida media de los perjudicados. Para los hogares clasificados en las categorías 3 a 9 el valor de  $\theta$  supera la unidad, llamando especialmente la atención los hogares con dos o más hijos (categorías 3, 6 y 7) y muy particularmente los compuestos por más de dos adultos, es decir, con ascendientes a cargo (categorías 8 y 9), que serían, sin duda, los grandes beneficiados por el cambio.

**Tabla IV**  
**RESUMEN DE LOS EFECTOS DE LA REFORMA FISCAL SIMULADA POR**  
**CATEGORÍAS DE HOGAR**

Categoría de Hogar	Media Tipos Efectivos <sup>+</sup>		% Perdedores	% Ganadores	$\bar{G}$ <sup>*</sup>	$\bar{P}$ <sup>**</sup>	$\theta$
	IRPF 2001	Lineal					
1	8,23	11,83	69,92	7,92	380,18	965,70	0,04
2	9,33	9,84	45,64	39,15	615,48	986,92	0,53
3	9,03	6,88	14,15	61,32	883,94	822,23	4,66
4	5,98	5,05	21,52	42,39	724,18	1.056,48	1,35
5	8,25	6,39	20,67	62,20	851,70	1.644,53	1,56
6	8,95	6,28	18,75	65,72	1.228,52	1.689,61	2,55
7	7,75	4,49	15,68	61,25	1.603,08	1.988,87	3,15
8	8,17	2,38	0,81	88,62	1.226,85	1.509,50	88,59
9	8,22	2,54	4,12	86,42	1.689,83	1.714,56	20,70
Total poblacional	7,91	7,78	36,44	40,66	1.008,58	1.125,65	1,00

<sup>+</sup> Tipos medios efectivos calculados como cociente entre cuota líquida y renta bruta.

<sup>\*</sup> Ganancia media de los ganadores (en euros anuales).

<sup>\*\*</sup> Pérdida media de los perdedores (en euros anuales).

Parece evidente, por tanto, que la conclusión principal que se deriva de los resultados precedentes es que un impuesto lineal como el definido más que un impuesto sobre la renta es un subsidio al tamaño familiar, que favorece a los ho-

gares con un mayor número de hijos y de ascendientes a cargo. La tabla V, que ofrece los efectos de la reforma en términos de adultos equivalentes, ratifica con absoluta claridad el carácter subsidiador del tamaño familiar atribuible a la reforma simulada. Como puede observarse, cuanto mayor es el tamaño del hogar fiscal, mayor es la reducción de tipos medios, mayor la proporción de ganadores que genera y más elevado el ratio de transferencia. Respecto a este último, sólo los hogares más pequeños (1 y 1,5 adultos equivalentes) toman valores inferiores a la unidad; el resto, en cambio, presentan unos valores de  $\theta$  mayores a uno que además son crecientes con el tamaño. Esta senda que definen los ratios de transferencia demuestra que las pérdidas de renta neta de los hogares de menor tamaño se distribuyen de forma creciente entre los hogares de 2 a 5,5 adultos equivalentes. Es decir, claramente la reforma supone una importante transferencia de renta de los hogares unipersonales y de los formados por un adulto y un hijo hacia el resto.

**Tabla V**  
**RESUMEN DE LOS EFECTOS DE LA REFORMA FISCAL SIMULADA**  
**ATENDIENDO AL TAMAÑO DE HOGAR,**  
**DEFINIDO EN TÉRMINOS DE ADULTOS EQUIVALENTES**

Tamaño del Hogar	Media Tipos Efectivos <sup>+</sup>		% Perdedores	% Ganadores	$\bar{G}$ <sup>*</sup>	$\bar{P}$ <sup>**</sup>	$\theta$
	IRPF 2001	Lineal					
1	8,23	11,83	69,92	7,92	380,18	965,70	0,04
1,5	9,33	9,84	45,64	39,15	615,48	986,92	0,53
2	6,12	5,15	21,28	43,27	720,26	1.052,44	1,39
2,5	8,25	6,37	20,47	62,02	868,01	1.631,71	1,61
3	8,87	5,98	17,43	67,33	1.221,31	1.688,93	2,79
3,5	7,95	4,66	15,71	64,90	1.518,88	1.922,61	3,26
4	8,05	3,06	5,29	78,84	1.728,93	2.478,97	10,39
4,5	7,06	3,20	9,46	66,22	1.736,68	1.348,96	9,01
5	8,27	1,91	2,78	86,11	1.939,51	3.925,93	15,31
5,5	9,27	3,05	—	80,00	3.008,62	—	—

<sup>+</sup> Tipos medios efectivos calculados como cociente entre cuota líquida y renta bruta.

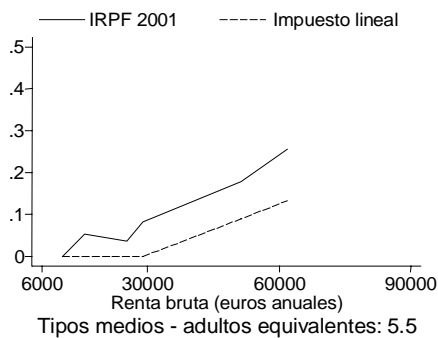
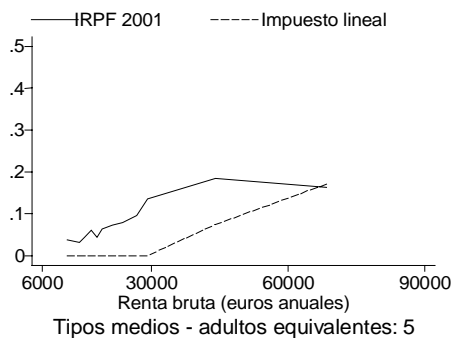
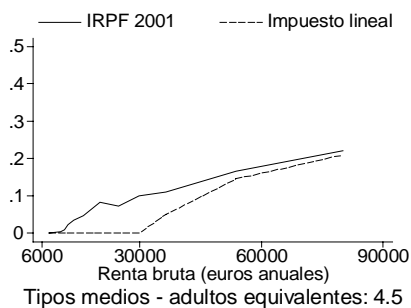
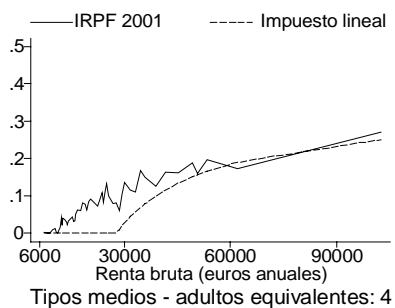
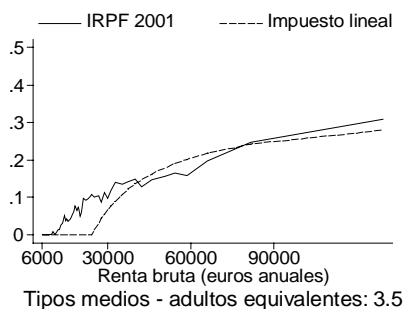
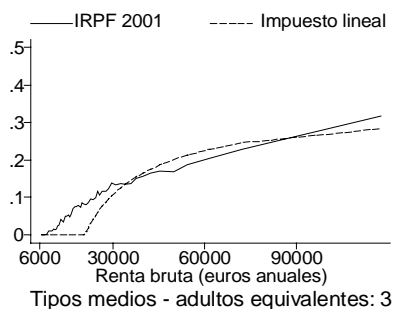
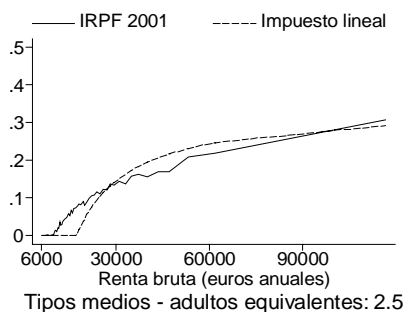
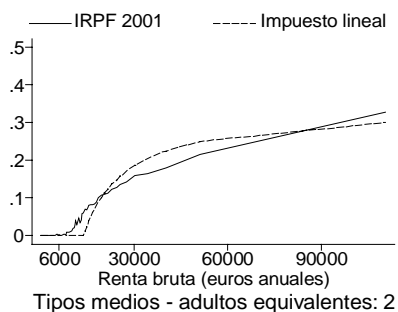
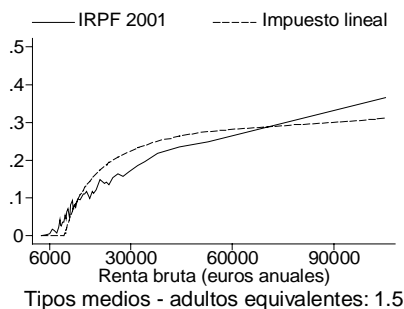
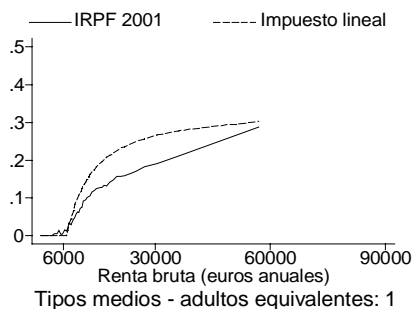
<sup>\*</sup> Ganancia media de los ganadores (en euros anuales).

<sup>\*\*</sup> Pérdida media de los perdedores (en euros anuales).

Para evidenciar este sesgo a favor del tamaño de la unidad contribuyente, el gráfico 4 muestra las curvas de tipos efectivos medios de los hogares en función de su categoría. Como puede observarse, el *gap* entre las curvas de tipos medios es significativamente más pronunciado cuanto más pequeño es el hogar.

### Gráfico 4

## TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR TAMAÑO DE HOGAR (ADULTOS EQUIVALENTES)



## V. FACTORES DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE RESULTAR BENEFICIADO POR EL IMPUESTO LINEAL EQUIVALENTE

### V.1. Factores que definen la condición de beneficiario ante un impuesto lineal como el simulado

La tabla VI recoge la estimación de un modelo probit ordenado que evalúa la probabilidad de resultar perjudicado, indiferente o beneficiado por la entrada en vigor del impuesto lineal equivalente definido. Esta tabla muestra además los efectos marginales de cada regresor y las probabilidades estimadas del contribuyente modal. Asimismo, conjuntamente con los estadísticos t-Student, que aparecen entre corchetes, se suministran también los logaritmos de las funciones de verosimilitud de los modelos completos y restringidos, la razón de verosimilitud, el coeficiente de determinación de McKelvey y Zavoina y el contraste de Akaike (AIC). En el apéndice II se presentan las definiciones de las variables utilizadas en la estimación. La no significación estadística de las rentas del capital inmobiliario en el primer modelo aconseja considerar al modelo 2 como definitivo.

Centrándonos en la interpretación de los resultados, las variables con una mayor influencia positiva sobre la probabilidad de ganar son, por orden de importancia, el número de ascendientes (0.5092%), el número de hijos (0.1942) y el hecho de vivir en una vivienda en propiedad (0.1311), mientras que tener ingresos salariales como principal fuente de rentas (-0.2062), poseer una vivienda hipotecada (-0.1313) o ser partícipe de un plan de pensiones (-0.1113) destacan por su influencia negativa. El resto de variables infringen una influencia más bien moderada, o incluso nula como es el caso del nivel de renta bruta del hogar. Respecto a los regresores vinculados con la naturaleza de las rentas, se observa que aunque tener rentas empresariales entre los ingresos familiares incrementa la probabilidad de resultar beneficiado, la percepción de rentas mobiliarias la reduce y la obtención de ingresos inmobiliarios no es estadísticamente significativa. Por otro lado, la probabilidad de ganar con la reforma simulada crece con el número de perceptores de rentas laborales en el hogar.

El signo de todas estas variables es el esperado si tenemos en cuenta que la cuantía del mínimo vital del impuesto lineal simulado es creciente con el tamaño del hogar y que desaparecen tanto la deducción por vivienda habitual como el tratamiento fiscal preferencial de las aportaciones a planes de pensiones.



**Tabla VI**  
**ESTIMACIÓN DE MODELO PROBABILÍSTICO**

Variable dependiente: Ganador 3	Probit ordenado		Efectos marginales sobre la probabilidad <sup>(a)</sup>			
	Modelo 1	Modelo 2	P(p)	P(n)	P(g)	Cambio medio
Renta bruta	-0.0000 [2.8376]**	-0.0000 [2.8814]**	1.725e-08	2.710e-09	-1.996e-08	3-991e-08
Hipoteca viva	-0.3502 [10.4398]**	-0.3486 [10.4176]**	.12851918	.00283158	-.13135076	.0876
Vivienda en propiedad	0.3526 [10.5487]**	0.3478 [10.3311]**	-.12819996	-.00286245	.13106242	.0874
Número de hijos	0.4927 [22.6680]**	0.4923 [22.4875]**	-.16781292	-.02637379	.19418671	.3884
Número de Ascendientes	1.2929 [17.6448]**	1.2910 [17.6347]**	-.44007999	-.06916378	.50924377	1.018
Participe de P.P.	-0.2894 [4.2524]**	-0.2924 [4.2416]**	.10673609	.00454518	-.11128128	.0741
Rentas Laborales	-0.5417 [9.9846]**	-0.5262 [9.7926]**	.14893726	.05728832	-.20622557	.1374
Número de trabajadores	0.0911 [2.0085]*	0.0883 [1.9432]	-.03008411	-.00472807	.03481219	.0696
Hogar > 65	0.1172 [3.0417]**	0.1103 [2.8654]**	-.03638884	-.00739491	.04378378	.0291
Rentas Empresariales	0.1252 [3.1952]**	0.1303 [3.3505]**	-.04272422	-.00904536	.05176958	.0345
Rentas Inmobiliarias	-0.0907 [1.3308]					
Rentas Mobiliarias	-0.1204 [3.5525]**	-0.1220 [3.5874]**	.04010165	.00834835	-.04844999	0.0323
Número observaciones	8772	8772	<b>Pr(y/x) del contribuyente modal</b>			
Log-Max mod. completo	-8164.191	-8165.541	<b>P(p)</b>	<b>P(n)</b>	<b>P(g)</b>	
			.2874	.2723	.4402	
Log-Max sólo constante	-9397.739	-9397.739	<b>Valores de los regresores del contribuyente modal</b>			
LR	2467.095(12)	2464.394(11)	Renta bruta <b>18.682,68</b>	Hipoteca viva <b>0</b>	Casa Propiedad <b>1</b>	
LR modelo1 a modelo2	Chi2(1)=2.70	Prob>chi2=0.10	Núm. Hijos <b>0.7965</b>	Ascendientes <b>0.08082</b>	Participe <b>0</b>	
R <sup>2</sup> McKelvey y Zavoina	0.335	0.335	R.Laborales <b>1</b>	Núm.trabajadores <b>0.9307</b>	Hogar > 65 <b>0</b>	
AIC	1.865	1.865	R.Empresarial <b>0</b>	R.Mobiliarias <b>1</b>		

Estadísticos t entre corchetes: \* significativos al 5%; \*\* significativos al 1%. Estimaciones realizadas con variables monetarias en pesetas.

<sup>(a)</sup> Efectos marginales calculados para saltos discretos de 0 a 1 para variables dummy. Para las variables continuas el efecto marginal de cada regresor sobre la probabilidad de resultar beneficiado se determina por la altura de la densidad normal, en el valor medio de los regresores, multiplicada por el coeficiente correspondiente.

El gráfico 5, que muestra la evolución de la predicción de las probabilidades frente a cambios en algunas características del hogar, evidencia estos resultados. El gráfico 6 presenta la distribución de la predicción de las probabilidades. Las líneas finas identifican los cuartiles inferior y superior de la distribución. Como puede observarse, la probabilidad de que la reforma deje indiferente al hogar se encuentra censurada superiormente en un valor ligeramente por encima de 0,25, mientras que las probabilidades de las categorías extremas, perder o ganar, se mueven en un rango más amplio, presentando una asimetría menos severa; asimetría positiva para la probabilidad de ganar y negativa para la probabilidad de resultar perjudicado. Es decir, es mucho más factible que el cambio a un impuesto lineal como el planteado genere hogares ganadores o perdedores de renta neta que hogares cuya renta neta no se modifique como consecuencia de la reforma. En concreto, las probabilidades estimadas de que el contribuyente modal resulte perjudicado, indiferente o ganador por la reforma ascienden, respectivamente, a 28,74%, 27,23% y 44,02%<sup>8</sup>. La tabla VII presenta el efecto que sobre estas probabilidades basales del contribuyente modal tendrían cambios marginales de los distintos factores socioeconómicos, manteniendo el resto constante. Los resultados reiteran la importancia relativa del número de ascendientes e hijos y de la naturaleza de la principal fuente de renta. Obsérvese que si el hogar modal pasase a tener como fuente fundamental de sus ingresos otras rentas distintas a las del trabajo, la probabilidad de resultar beneficiado por la reforma se incrementaría en un 46,86%<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> Teniendo en cuenta la muestra utilizada, definimos hogar modal como aquel conjunto de características que tiene una mayor probabilidad de ser seleccionadas en un sorteo aleatorio entre todos los hogares fiscales. Como recoge la tabla VI, este hogar representativo se caracterizaría por disponer de una renta bruta de 18.682,68 euros, residir en una vivienda en propiedad libre de hipotecas, obtener rentas del capital mobiliario aunque no de actividades económicas y en el que las rentas salariales fuesen la principal fuente de ingresos, tratándose además de un hogar donde ninguno de los contribuyentes principales fuese mayor de 65 años. Junto a estas características correspondientes a las variables discretas, las variables continuas del modelo –número de hijos, de ascendientes y de perceptores de ingresos salariales– que caracterizarían a este hogar modal las imputamos por su valor medio.

<sup>9</sup> Las variables continuas que caracterizan al hogar modal se han imputado por su valor medio y esto hace que los cambios discretos que aparecen en el cuadro XI no sean homogéneos. Así por ejemplo, dado que el valor medio del número de hijos es de 0,7965 y el del número de ascendientes es de 0.0808, el salto a 1 recogido en el cuadro XI no es un cambio homogéneo. Por otro lado, el incremento de renta bruta considerada no es infinitesimal sino que asciende a 6.010 euros. A pesar de este importante incremento, más de un 32% de la renta media muestral, la reducción en la probabilidad de que el hogar resulte beneficiado por la reforma es insignificante (-4,5%). Es decir, ser más rico apenas afecta a la condición de beneficiario del cambio fiscal estudiado.

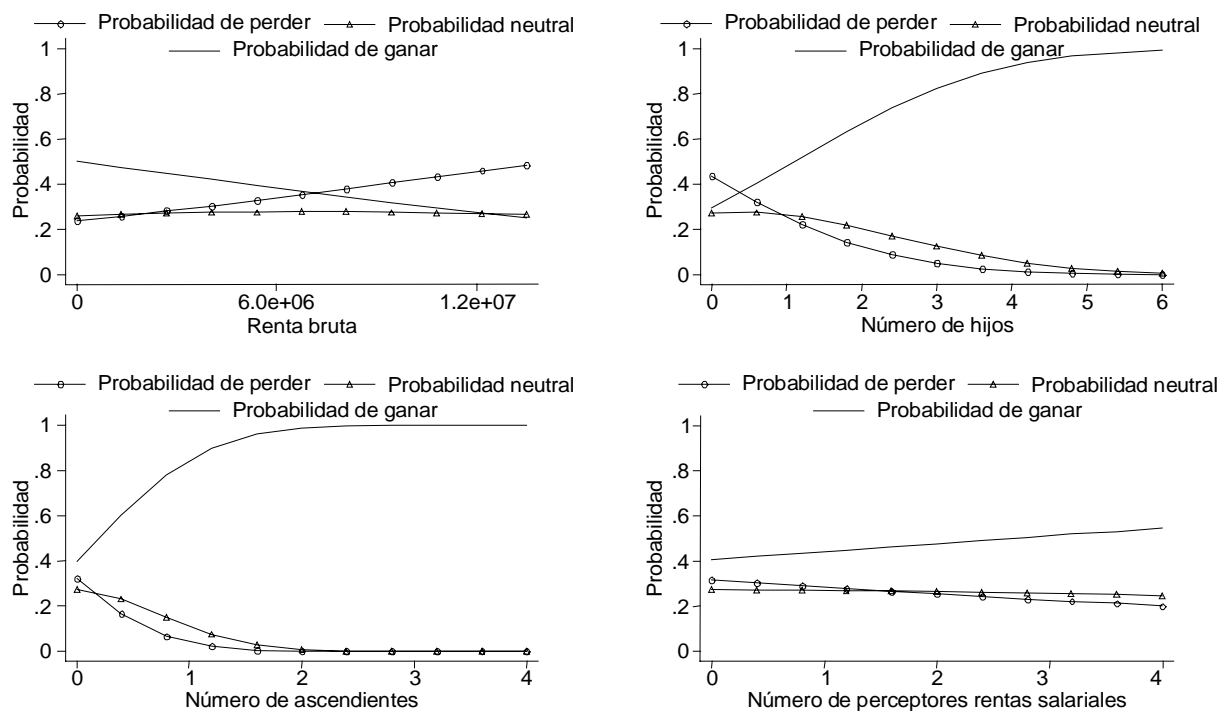
**Tabla VII**

**CAMBIOS EN LAS PROBABILIDADES DEL CONTRIBUYENTE MODAL ANTE MODIFICACIONES DE SUS CARACTERÍSTICAS**

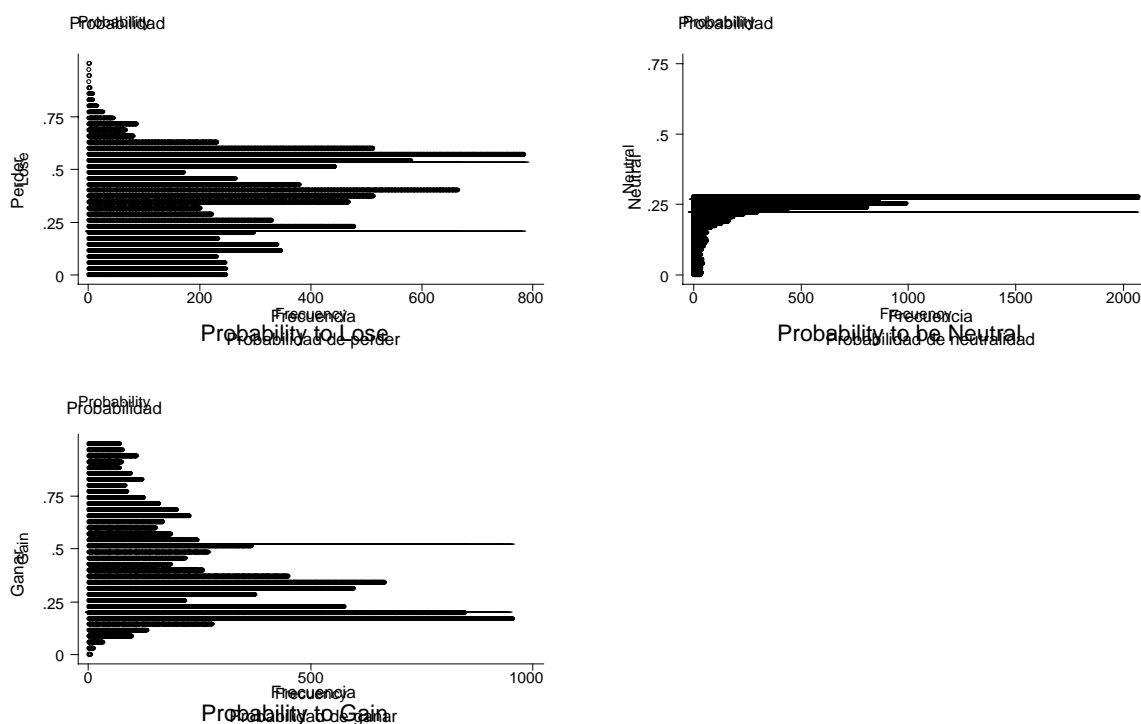
Efectos sobre las probabilidades de ciertas modificaciones del contribuyente modal	Pr(p)	Pr(n)	Pr(g)	Cambio en Pr(g)
Incremento de un millón de ptas en su renta bruta	0.3049	0.2747	0.4204	-4.5 %
Número de hijos: 1	0.2543	0.2657	0.48	9.0 %
Número de ascendientes: 1	0.0403	0.1097	0.85	93.1 %
Si fuese participe de Plan de Pensiones	0.3942	0.2768	0.3290	-25.26 %
Si tuviese hipoteca viva	0.4160	0.2751	0.3089	-29.83 %
Si no fuese dueño de su vivienda	0.4157	0.2751	0.3092	-29.76 %
Rentas salariales no principal fuente renta	0.1385	0.2150	0.6465	46.86 %
Si el hogar de residencia se calificase de > 65 años	0.2511	0.2649	0.4841	9.97 %
Si tuviese rentas empresariales/profesionales	0.2447	0.2632	0.4920	11.77 %
Si no tuviese rentas del capital mobiliario	0.2474	0.2639	0.4887	11.02 %

**Gráfico 5**

**EVOLUCIÓN EN LA PREDICCIÓN DE PROBABILIDADES POR CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR**



**Gráfico 6**  
**DISTRIBUCIÓN DE LA PREDICCIÓN DE PROBABILIDADES**



Los resultados precedentes indican, por tanto, que a pesar de que hemos identificado un impuesto lineal equivalente al sistema de gravamen de 2001, tanto en términos recaudatorios como distributivos, cuando descendemos a un nivel microeconómico la probabilidad de que la reforma sea neutral a nivel individual o por grupos homogéneos de contribuyentes es reducida.

## VII. CONCLUSIONES

Este artículo analiza el impuesto lineal como alternativa al actual diseño del impuesto personal sobre la renta. Para ello, se realiza un ejercicio de microsimulación estático que ha permitido replicar, bajo un esquema de gravamen lineal, el poder redistributivo y recaudatorio del impuesto sobre la renta actualmente vigente. A este impuesto lo hemos denominado *impuesto lineal equivalente*. A pesar de esta semejanza, sin embargo, los resultados obtenidos demuestran que una hipotética reforma del actual IRPF hacia este impuesto lineal equivalente tendría consecuencias distributivas desagregadas importantes, provocando la aparición de ganadores, perdedores y contribuyentes a los que la reforma les sería indiferente. Es decir, la equivalencia distributiva agregada no implica neutralidad de los cambios impositivos a nivel individual o de grupo.

En definitiva, en este papel se ha explorado empíricamente los efectos distributivos desagregados de dos diseños impositivos equivalentes en términos de bienestar social. Los resultados obtenidos permiten afirmar, por tanto, que incluso ante dos estructuras impositivas de igual valoración social, las consecuencias distributivas desagregadas pueden ser muy distintas. Por ello, diseños impositivos del mismo valor social, disfrutarán de apoyos desiguales en función precisamente de los efectos distributivos microeconómicos. Este resultado, derivado de un ejercicio de política fiscal, puede extenderse al ámbito general de cualquier intervención pública: desde un punto de vista aplicado tan importante es valorar socialmente las decisiones públicas como estudiar sus consecuencias distributivas desagregadas, ya que es precisamente este último impacto el que define tanto los apoyos que la medida recibirá en los procesos de elección colectiva normalizados como las estrategias de los grupos de interés afectados. Sin duda, el estudio reflexivo e inteligente de las consecuencias distributivas de las políticas públicas deben incorporar ambas dimensiones.



## APÉNDICE I

### *Datos y escenario simulado de partida*

La muestra utilizada esta formada por 10172 declarantes del IRPF español en 1995. Esta muestra se ha confeccionado mediante muestreo sistemático sobre el corte transversal del Panel de Declarantes de IRPF que el IEF mantiene para ese año. Sobre esta muestra se han microsimulado dos escenarios fiscales alternativos: la legislación vigente en 2001, que es, en esencia, la aprobada por la Ley 40/1998 y un escenario alternativo que hipotéticamente se derivaría de la aceptación de un impuesto lineal sobre la renta tal y como se define en la siguiente subsección.

Puesto que la muestra se refiere a 1995 y el escenario fiscal de referencia corresponde a 2001, parece conveniente realizar algún tipo de ajuste que permita homogeneizar temporalmente los cálculos que pretendemos computar. Dos son las opciones para realizar este ajuste. Por un lado, se puede optar por “deflactar” por medio de algún índice de precios los valores monetarios de los parámetros fiscales vigentes en 2001 a valores reales de 1995. Alternativamente, se pueden inflactar los valores muestrales de rentas hacia 2001, aplicando sobre dichas rentas inflactadas la legislación vigente en 2001. Basándonos en la mayor transparencia de los resultados y en la experiencia del propio IEF en trabajos similares, se ha optado por este segundo criterio. Esta alternativa tiene como principal ventaja el que los resultados estarán expresados en pesetas corrientes, y tendrán, por tanto, mayor interés y significado para el estudio. Concretamente, los valores monetarios entre 1995 y 2001 se han proyectado utilizando el IPC observado entre enero de 1995 y enero de 2001 (un 17,96%). Este coeficiente se ha aplicado a los ingresos íntegros, gastos deducibles y bases de deducción (planes de pensiones, adquisición de vivienda y donativos).

Para la aplicación de la legislación de 2001 se ha utilizado el liquidador de IRPF del microsimulador fiscal que, desarrollado en Stata 7.0, el IEF está construyendo en la actualidad. El módulo liquidador está totalmente acabado y permite aplicar cualquier entorno legislativo vigente entre 1992 y 2001 a una muestra de declarantes de IRPF. La representatividad de la muestra y la bondad de ajuste del ejercicio de microsimulación estático puede valorarse a partir del contenido del cuadro I. Como puede observarse, en lo que se refiere a las grandes magnitudes, el margen de error de cálculo asociado a las simulaciones es reducido.



**Cuadro I**  
**EVALUACIÓN DE LA CALIDAD DE LA MUESTRA**  
(cifras en miles de millones de ptas.)

	<b>Estimación Población 1995</b>	<b>Población 1995</b>	<b>%Estimación / Población 1995</b>	<b>Simulación 2001</b>
Rendimientos del Trabajo	24.105,1	24.138,5	99,86%	24.958,4
Rendimientos del Capital Mobiliario	1.930,2	2.001,8	96,42%	2.520,0
Rend. de Actividades Empresariales	4.054,3	3.966,3	102,22%	4.782,4
Base Imponible	30.105,3	30.105,3	100,00%	33.189,4
Cuota Integra	5.763,6	5.854,6	98,45%	5.474,1
Deducciones por Hijos	203,3	196,9	103,24%	1.924,1
Adquisición de Vivienda	175,7	171,3	102,54%	459,3
Total Deducciones	1.225,1	1.214,8	100,85%	594,3
Cuota Líquida	4.575,3	4.674,1	97,89%	4.933,8



## APÉNDICE II

*Variables utilizadas en la estimación en el modelo probit ordenado*

**Cuadro II**  
**DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DEL**  
**MODELO PROBIT**

Nombre de la variables	Descripción	Tipo de variable\Valor dummy
Ganador3	Resultado de la reforma en términos de renta neta del contribuyente	1 = Pérdida de renta neta 2 = Sin variación de renta neta 3 = Ganancia de renta neta
Renta bruta	Valor de la renta bruta del hogar fiscal	Continua
Hipoteca viva	Existencia o no de hipoteca viva sobre vivienda	1 = Existe 0 = No existe
Vivienda en propiedad	Régimen de tenencia en propiedad de la vivienda habitual	1 = En propiedad 0 = No en propiedad
Número de hijos	Número total de hijos que en 1995 generaban derecho a deducción	Continua
Número de ascendientes	Número de ascendientes que en 1995 generaban derecho a deducción	Continua
Participe de P.P.	Participación del contribuyente en un Plan de Pensiones	1 = Participe 0 = No es partícipe
Rentas Laborales	Variable dummy indicadora de que la principal fuente de renta del hogar son las rentas salariales	1 = Renta salarial principal fuente 0 = Renta salarial no principal fuente
Número de trabajadores	Número de perceptores de rentas salariales en el hogar	Continua
Hogar > 65	Variable dummy que indica si alguno de los cónyuges del hogar principal supera la edad de 65 años	1 = Si 0 = No
Rentas Empresariales	Variable dummy iindicadora de si existen o no rentas empresariales declaradas por el hogar	1 = Si 0 = No
Rentas Inmobiliarias	Variable dummy iindicadora de si existen o no rentas inmobiliarias declaradas por el hogar	1 = Si 0 = No
Rentas Mobiliarias	Variable dummy iindicadora de si existen o no rentas Mobiliarias declaradas por el hogar	1 = Si 0 = No



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ATKINSON, A. B. (1970): "On the measurement of inequality". *Journal of Economic Theory*, vol. 2, págs. 244-263.
- DAVIES, J., y Hoy, M. (1995): "Making inequality comparisons when Lorenz curves intersect. *American Economic Review*, vol. 85, págs.980-986.
- KING, M. A. (1983): "Welfare analysis of tax reforms using household data". *Journal of Public Economics* 21, págs. 183-214.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (2001): *Política impositiva, precios y stock de vivienda*. Estudios de Hacienda Pública. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid.
- ONRUBIA, J.; Salas, R., y Sanz, J. F. (2001): "Redistribution and labour supply". *Papeles de trabajo* 17/2001. Instituto de Estudios Fiscales.
- PRESTON, I. (1987): *The distributive effect of progressive taxation, with endogenous labour supply*. M. Phil. Thesis, Oxford University, unpublished.
- (1989): *The distributive effect of progressive taxation*. D. Phil. Thesis, Oxford University, unpublished.



## ***NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES***

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

***Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.***



## ***PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES***

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

***Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the re-search is also requested.***





## ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

### 2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.  
*Autor:* Desiderio Romero Jordán.  
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.  
*Autores:* Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.  
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.  
*Autores:* Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.  
Páginas: 58.

### *Nueva Época*

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.  
*Autores:* M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.  
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.  
*Autor:* José Félix Sanz Sanz.  
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.  
*Autores:* José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.  
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.  
*Autores:* Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.  
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.  
*Autor:* Miguel Ángel López García.  
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.  
*Autores:* Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.  
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.  
*Autores:* Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.  
Páginas 28.

## 2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.  
*Autor:* Enrique M. Quilis.  
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.  
*Autores:* M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.  
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, “efecto clientela” y aversión al riesgo.  
*Autores:* Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.  
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.  
*Autor:* Joan Rosselló Villalonga.  
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.  
*Autora:* Mabel Amaya Amaya.  
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition by factor components.  
*Autores:* Mercedes Sastre y Alain Trannoy.  
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.  
*Autores:* Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.  
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.  
*Autores:* José M.<sup>a</sup> Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.  
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.  
*Autores:* Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.  
*Autores:* Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.  
*Autora:* Nuria Badenes Plá.  
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.  
*Autor:* Ángel López Nicolás.  
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.  
*Autores:* Isabel Rabadán y Rafael Salas.  
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.  
*Autor:* Rafael Salas.  
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.  
*Autores:* Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.  
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.  
*Autores:* Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.  
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.  
*Autores:* Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.  
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.  
*Autoras:* M.<sup>a</sup> Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.  
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.  
*Autores:* José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.  
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.  
*Autor:* Jorge Calero Martínez.  
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.  
*Autor:* Óscar Bajo Rubio.  
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.  
*Autores:* Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.  
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.  
*Autor:* Alfonso Utrilla de la Hoz.  
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.  
*Autora:* Anabel Zárate Marco.  
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.  
*Autora:* Guadalupe Souto Nieves.  
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.  
*Autores:* M. Arrazola y J. de Hevia.  
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.  
*Autores:* Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.  
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.  
*Autora:* Belén Fernández Castro.  
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.  
*Autores:* Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.  
Páginas 24.

## 2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.  
*Autores:* Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.  
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.  
*Autores:* Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.  
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.  
*Autores:* Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.  
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.  
*Autores:* Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.  
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.  
*Autores:* Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.  
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.  
*Autores:* Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.  
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.  
*Autores:* Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.  
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.  
*Autor:* Enrique M. Quilis.  
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.  
*Autores:* Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.  
Páginas 44.