

W  
49  
(9409)



## Documento de Trabajo

Distribución de la renta y redistribución  
a través del IRPF en España

Rafael Salas

No. 9409

Junio 1994



**Instituto Complutense de Análisis Económico**

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 3942611 - FAX 3942613



**Instituto Complutense de Análisis Económico**

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE



**DISTRIBUCION DE LA RENTA Y REDISTRIBUCION**

**A TRAVES DEL IRPF EN ESPAÑA\***

**Rafael Salas**  
Instituto Complutense de Análisis Económico  
Universidad Complutense  
Campus de Somosaguas  
28223 Madrid

**RESUMEN**

En este papel se analiza la influencia de la distribución de la renta antes de impuestos sobre la redistribución del IRPF. Para ello se requiere estudiar la influencia de la distribución inicial sobre la progresividad y los tipos impositivos medios.

El tema es importante por dos motivos. En primer lugar, esta metodología nos permite aislar el efecto puro del Sistema Fiscal y, en segundo término, nos permite detectar el grado de redistribución automática inherente al IRPF. Contrastamos empíricamente algunos resultados teóricos y demostramos la importancia de la distribución antes de impuestos en la evolución de la capacidad redistributiva del IRPF. Cuanto más desigual es la distribución de partida, más redistributivo es el IRPF.

**ABSTRACT**

In this paper we analyze the influence of the pre-tax distribution of income on the redistribution of the Spanish Personal Income Tax. Previously, it is required to study the influence of the pre-tax distribution on the effective average tax rates and on the progressivity.

This issue is important for two reasons. First of all, it is important to isolate the pure effect of the Fiscal Reforms and, secondly, to show whether the Income Tax is a good system to counteract individual or subgroup distributional changes automatically.

We test empirically a set of theoretical results, using a Spanish Income Tax Panel data at a regional level, and show a certain importance of the pre-tax distributional changes on the explanation of the redistribution effect of the Income Taxation, in the sense that the more unequal the pre-tax distribution is, the more redistributive the System is.

\* Agradezco a M.A. Lasheras y a I. Rabadán los comentarios a este trabajo, así como el trabajo de computación realizado por Carmen Anido. Los posibles errores son de mi entera responsabilidad. Este trabajo ha sido financiado por el Instituto de Estudios Fiscales.

W  
49  
(9409)

## 1. INTRODUCCION.

En este papel se estudia y se evalúa la influencia de la distribución de la renta antes de impuestos sobre el tipo medio impositivo y sobre los índices de progresividad y de capacidad redistributiva del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF).

El problema es relevante por dos motivos. En primer lugar y atendiendo a cuestiones puramente metodológicas, en cualquier trabajo empírico en el que se trate de evaluar el impacto del Sistema Fiscal sobre la capacidad redistributiva, en un periodo en el que haya variado sustancialmente la distribución de la renta antes de impuestos, debe conocerse la incidencia de ésta sobre la capacidad redistributiva, a fin de poder aislar el verdadero impacto del sistema Fiscal.

Esto es precisamente lo sucedido en el caso español. En el Cuadro 1 se observa que se produce un fuerte empeoramiento de la distribución de la renta antes de impuestos (medida por la bases imposables del IRPF) en la década de los ochenta, junto con una elevación importante de la capacidad redistributiva del IRPF. Es conveniente conocer el grado de influencia que ha ejercido la distribución de la renta sobre la capacidad redistributiva en el periodo.

Desde otra óptica, el objeto de estudio en este trabajo es relevante por un segundo motivo. El efecto de la distribución sobre la capacidad redistributiva del Sistema puede mostrar el carácter estabilizador automático del IRPF, en lo referente a la distribución. En la medida en que la capacidad redistributiva dependa positivamente de la renta media y de la dispersión de la renta, podremos afirmar la existencia de un papel estabilizador/redistribuidor automático en el propio Sistema del IRPF, en una doble vertiente. Existirá, por una parte, una tendencia natural a atenuar las oscilaciones de renta entre colectivos, de una forma análoga al papel estabilizador que los impuestos progresivos ejercen sobre el ciclo macroeconómico a lo largo del tiempo.

Por otra parte, si un colectivo o una comunidad particular aumenta su dispersión de renta interna, aumenta automáticamente su contribución hacia una mayor redistribución global del propio Sistema. Estos resultados no dicen nada sobre los posibles efectos de causalidad inversa, de la fiscalidad sobre las rentas antes de impuestos, que no se analizan en este trabajo.

El objeto de este trabajo es tratar de aislar el efecto de la variación de la distribución de la renta antes de impuestos en la explicación de la variación de la capacidad redistributiva del IRPF que se ha producido en el periodo de análisis en España. De esta forma habremos contribuido indirectamente a aislar el efecto imputable a los cambios legales en el IRPF, aspecto que se aborda con gran detalle en Lasheras, Rabadán y Salas (1993).

En un plano teórico, se ha venido tradicionalmente resaltando el

Nº E 5306520296

Nº C : X-53-230639-1

posible impacto de la distribución inicial de las rentas en el cálculo de la capacidad redistributiva del Sistema Fiscal. Generalmente se ha aceptado la idea de que ante un impuesto progresivo, un empeoramiento de la distribución antes de impuestos se traduce en una mejora de la capacidad redistributiva, tal y como postularon Musgrave y Thin (1948). Estos resultados han sido cuestionados recientemente por Lambert y Pfähler (1992), que resaltan que estos resultados no son generales y que dependen del Sistema Impositivo particular y de la distribución inicial de la renta antes de impuestos. Esto corrobora la idea de que parece necesario la realización de un ejercicio empírico para poder determinar la cuantía y el signo de la influencia de la distribución de las rentas, que en principio están indeterminados.

Kakwani (1977) destacó el papel del tipo medio efectivo y de la progresividad en su contribución positiva a la capacidad redistributiva del Sistema Fiscal, haciendo uso del índice de capacidad redistributiva propuesto por Reynolds-Smolensky (1977).

Recientemente se adopta una definición más precisa de capacidad redistributiva, véase Atkinson (1980), Lambert (1989) y Duclos (1992), que compara los índices de desigualdad para las rentas antes de impuestos y después de impuestos, ordenadas por esas variables, respectivamente. En la medida en que se produce cambio de ordenación tras el impuesto, aparece un tercer factor en la determinación de la capacidad redistributiva: el grado de reordenación, con efecto negativo, que corrige adecuadamente la sobreestimación que se produce al medir la capacidad redistributiva con el índice Reynolds-Smolensky tradicional, que desconsidera este efecto de reordenación.

Sin embargo, los tres factores determinantes de la capacidad redistributiva (la progresividad, el tipo medio efectivo y el grado de reordenación) se ven a su vez afectados tanto por el propio Sistema Fiscal como por la distribución inicial de la renta y, en consecuencia, ninguno de los tres factores son totalmente independientes ni del Sistema Fiscal ni de la distribución de la renta antes de impuestos.

La comprensión de este fenómeno (de la incidencia de la distribución inicial de la renta en la capacidad redistributiva) es importante para no cometer el error de atribuir toda la influencia de la variación de la capacidad redistributiva al propio Sistema Fiscal, tanto en su evolución temporal como espacial. Como caso extremo, podríamos obtener el resultado de un impacto positivo del Sistema Fiscal sobre la capacidad redistributiva, incluso en el caso en el que no se produjese ninguna variación del Sistema Fiscal en términos reales. Basta con imaginarse una variación en la distribución inicial de la renta, que garantizase ese resultado perverso.

Para ello es conveniente estudiar en primer lugar la influencia de la distribución inicial de la renta sobre el tipo medio de recaudación y, posteriormente, el efecto que tiene sobre la

progresividad y sobre la reordenación que son, a la postre, los únicos factores determinantes de la capacidad redistributiva.

El papel se compone de las siguientes partes. En un primer apartado, sección 2, se analizan los factores determinantes de la capacidad redistributiva del Sistema Fiscal. En la sección siguiente se estudian los factores que, en un plano teórico, determinan el tipo medio de recaudación impositiva de una comunidad, estableciendo el signo e intensidad probable de esta influencia y a continuación realizamos una estimación empírica para determinar la cuantía de los efectos probable de estos factores para el caso español. En la sección 4 se analiza el posible impacto teórico de la distribución de la renta antes de impuestos sobre la progresividad y posteriormente, se evalúan los efectos numéricamente. En la sección 5, se imputa el efecto total de la distribución de la renta antes de impuestos sobre la evolución de la capacidad redistributiva del sistema en el periodo analizado. Al final, a modo de conclusión, se menciona el papel estabilizador del IRPF en materia redistributiva.

## 2. DETERMINANTES DE LA CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA.

Kakwani (1977) destacó el papel del tipo medio efectivo y de la progresividad en su contribución positiva a la capacidad redistributiva del Sistema Fiscal. Haciendo uso del índice de capacidad redistributiva, RS, propuesto por Reynolds-Smolensky (1977) y de progresividad, K, propuesto por Kakwani (1977) se obtiene la siguiente identidad:

$$RS = K \frac{t_M}{1 - t_M} \quad (1)$$

donde  $t_M$  es el tipo impositivo medio efectivo y donde

$$RS = G_Y(Y) - G_Y(Y-T) \quad (2)$$

siendo  $G_Y(Y)$ , el índice de Gini de la renta antes de impuestos, Y ordenada por Y, y  $G_Y(Y-T)$ , el índice Pseudo-Gini de la renta después de impuestos, Y-T, ordenada por  $Y^1$ .

Recientemente se adopta una definición más correcta de capacidad redistributiva, véase Atkinson (1980), Lambert (1989) y Duclos (1992), que compara los índices de desigualdad para las rentas

<sup>1</sup>El concepto de Pseudo-Gini, referido por Lerman y Yitzaki (1985), coincide con el índice de concentración, en este caso, de la variable Y-T ordenada por Y y equivale a dos veces el área entre la curva de Lorenz de Y-T ordenada Y y la diagonal de la equidad perfecta. En el caso que se refiera a una variable ordenada por ella misma, coincidiría con el índice de Gini.

antes de impuestos y después de impuestos, ordenadas por esas variables, respectivamente. En el caso de medir los índices de desigualdad por los índices de Gini, obtenemos:

$$RS^* = G_Y(Y) - G_{Y-T}(Y-T) \quad (3)$$

En este caso aparece un tercer factor que indica el grado de reordenación al pasar de Y a Y-T. Haciendo uso del resultado de Lerman y Yitzaki (1985):

$$G_Y(Y-T) = G_{Y-T}(Y-T) \rho_{Y-T} \quad (4)$$

siendo  $\rho_{Y-T}$  el índice de correlación de las rentas después de impuestos según estén ordenadas por la renta antes o después de impuestos; restando las ecuaciones (3) y (2), y haciendo uso de las ecuaciones (1) y (4), obtenemos:

$$RS^* = K \frac{t_M}{1-t_M} - (1-\rho_{Y-T}) G_{Y-T}(Y-T) \quad (5)$$

El efecto del grado de reordenación se plasma a través del segundo sumando del término de derecha de la ecuación (5). En el caso de que no haya cambios en la ordenación de los individuos al pasar de Y a Y-T, obtenemos que  $\rho_{Y-T}=1$ , y en consecuencia el efecto de la reordenación es nulo.

En la medida en que se produce reordenación, obtenemos que  $\rho_{Y-T} < 1$ , y el efecto del grado de reordenación es negativo, corrigiendo adecuadamente la sobreestimación que se produce al medir la capacidad redistributiva con el índice Reynolds-Smolensky tradicional, que como hemos visto desconsidera el efecto de reordenación, como indican Atkinson (1980), Lambert (1989), Duclos (1992) y Aronson, Johnson y Lambert (1993). Atkinson (1980), Plotnick (1981) y Duclos (1992), y en cierta medida Jenkins (1987), proponen el uso de este término marginal como índice de desigualdad horizontal. Sin embargo, Aronson, Johnson y Lambert (1993) matizan esta interpretación, proponiendo un índice alternativo.

Estos tres factores, la progresividad, el tipo medio efectivo y el grado de reordenación, se ven afectados, a su vez, tanto por el propio Sistema Fiscal como por la distribución inicial de la renta como se esquematiza en la Figura 1.

Dentro de este esquema vamos a estudiar en primer lugar la influencia de la distribución inicial de la renta sobre el tipo

medio de recaudación y, posteriormente, el efecto que tiene sobre la progresividad y sobre la reordenación que son, a la postre, los únicos factores determinantes de la capacidad redistributiva.

### 3. DETERMINANTES DEL TIPO EFECTIVO MEDIO.

¿De qué va a depender la recaudación en términos medios? Dado un impuesto  $T(y)$  progresivo, lo que significa que el tipo medio,  $t(y) = T(y)/y$ , es creciente<sup>2</sup> con el nivel de renta, parece razonable pensar que el tipo medio efectivo,  $t_M$  va a depender positivamente de la renta media, al ser igual a:

$$t_M = \frac{\sum_i y_i t_i}{\sum_i y_i} \quad (6)$$

Formalmente se puede demostrar que  $t_M$  es igual a:

$$t_M = \frac{E(T_i)}{E(y_i)} = \frac{E(t_i y_i)}{E(y_i)} = \frac{Cov(t_i, y_i) + E(y_i) E(t_i)}{E(y_i)} = \frac{Cov(t_i, y_i)}{E(y_i)} + E(t_i) \quad (7)$$

de tal manera que  $t_M$  no sólo depende de la renta media, sino también del grado de dispersión de las rentas de una comunidad y del grado de curvatura de la función impositiva  $T(y)$ .

La función  $T(y)$  está dada y es idéntica para todos los individuos. El grado de curvatura va a venir determinado por el grado de concavidad, convexidad o linealidad de  $T(y)$ . Imaginemos los siguientes casos que tratan de resumir el papel de la curvatura de  $T(y)$  y de la dispersión de rentas en la determinación de la recaudación media,  $t_M$ .

#### FUNCION IMPOSITIVA CONVEXA

Imaginemos el caso más habitual, que  $T(y)$  fuera convexa ( $T''(y)/T'(y) \geq 0$ , en los tramos en que es diferenciable), como es el caso de la tarifa española, lineal a tramos, con tipos marginales crecientes de tramo a tramo, junto con un mínimo exento. En ese caso,  $t_M$  no sólo depende de la renta media sino también de la dispersión. Se puede demostrar que con convexidad estricta recaudaría más una comunidad que, con la misma renta

<sup>2</sup> Evidentemente el sistema de deducciones hace que el tipo impositivo no sea creciente monótonamente. Sin embargo se puede hacer esta aproximación clarificadora y válida para grupos de población agregados. La consideración de la singularidad del sistema de deducciones puede ser útil en el análisis de la equidad horizontal, pero no en el de la equidad vertical, que es el que aquí se realiza.

media, posea una mayor dispersión de rentas. En ese caso  $E(T(y)) \geq T(E(y))$ , siendo, además,  $E(T(y))$  creciente con la mayor dispersión, dada  $E(y)$  constante. Véase la Figura 2 para el caso de convexidad estricta. Si comparamos dos distribuciones  $X$  y  $Y$  dadas por  $(x_1, x_2)$  y  $(y_1, y_2)$  respectivamente, con la misma media  $E(Y)$ , la distribución con mayor dispersión  $Y$  dispone de una recaudación esperada media mayor,  $E(T(Y)) > E(T(X))$ .

En el caso de la Tarifa española, en los tramos donde recae el peso mayoritario de la población, los tipos medios son lineales<sup>3</sup>, en cuyo caso, el segundo término de la ecuación (2),  $E(t(y))$  sólo depende de la renta media y no de la dispersión, puesto que  $E(t(y)) = t(E(y))$ . En este caso el tipo medio, una vez fijado un nivel de renta media, depende positivamente de las alteraciones en la distribución de rentas que afecten positivamente a la  $Cov(t, y)$ , dada la estructura impositiva.

#### FUNCIÓN IMPOSITIVA LINEAL

Si  $T(y)$  fuera lineal,  $T = -a + by$ , con  $a, b > 0$ , la recaudación media,  $t_M$ , no se vería afectada por la dispersión y sólo se vería influida por la renta media, ya que  $E(T(y)) = T(E(y))$ , véase Marín(1986) y Salas(1988). En este caso  $t(y) = -a/y + b$ , es una función estrictamente cóncava (es una hipérbola equilátera) y  $E(T(y))$  es decreciente por lo tanto con una mayor dispersión, fijado un valor de renta medio. Estamos en un caso en el que los efectos crecientes de la dispersión sobre la covarianza se compensan exactamente con los que se ejercen sobre  $E(t)$ , de tal forma que  $t_M$  no varíe. Este no es el caso de la Tarifa española, que sólo es lineal dentro de cada tramo.

Sin entrar en más detalles, si la función impositiva  $T(y)$  es cóncava, lo cual es un caso poco habitual, se puede demostrar que recaudaría más en términos medios una comunidad con menor dispersión de rentas, dada la renta media.

En el caso particular de que la dispersión de rentas no varíe, la comunidad que más recauda va a ser la de mayor renta media, independientemente de la curvatura de la función impositiva.

Como resumen obtenemos que el tipo medio efectivo depende simultáneamente del Sistema Impositivo y de la distribución inicial de rentas, que a efectos prácticos hemos caracterizado por la renta media de la distribución y por su dispersión.

<sup>3</sup>Véase P. Villacastín, Salas (1992) para las particularidades de la Tarifa española. En los tramos altos, en los que los tipos medios son cóncavos, dentro de la convexidad global de la tarifa,  $E(t(y))$  es decreciente con la mayor dispersión, fijada la renta media. Efecto que no compensaría el efecto creciente de  $Cov(t, y)$  con la mayor dispersión, de tal forma que  $t_M$  sería creciente con la dispersión.

#### ESTIMACION EMPÍRICA DEL TIPO MEDIO EFECTIVO.

Disponemos de datos por Comunidad Autónoma para los años 1982 y desde 1986 a 1990 referentes a recaudación media, renta antes de impuestos (base imponible) y dispersión interna en cada comunidad. Estimaremos un modelo en forma reducida en el que la variable explicada es la recaudación media de la Comunidad  $I$ ,  $t_i$ , y las variables explicativas son la renta media de dicha comunidad,  $Y_i$ , la dispersión interna en la Comunidad  $I$ ,  $D_i$ , medida por el índice de Gini o el de Theil<sup>4</sup>,  $G_i$  ó  $TH_i$ , alternativamente; y la curvatura de la función impositiva,  $C$ , igual para todas las comunidades en cada periodo. La curvatura puede entenderse como el reflejo del conjunto de disposiciones normativas que definen el Sistema IRPF en cada periodo. Bajo el supuesto de que las variaciones legales ejercen efectos iguales sobre las CC.AA., estimamos el siguiente modelo intragrupos de efectos fijos temporales:

$$t_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \gamma D_{it} + \delta C_t + u_{it} \quad (8)$$

Las estimaciones se realizaron con una base de datos de panel para las Comunidades Autónomas para los años 1982 y desde 1986 a 1990, ambos inclusive. Utilizando el índice de Gini como variable de dispersión, y expresado el efecto fijo temporal en términos de dummies temporales con respecto al año base 1986, obtenemos el resultado mostrado en el Cuadro 2, modelo (1.a) donde también se presenta la misma estimación, pero haciendo uso del índice de Theil como variable de dispersión, modelo (1.b), que produce un resultado parecido.

La variabilidad en la renta media explica una gran parte de la variabilidad en la recaudación media (fenómeno que se ilustra en el Gráfico 3) y la variabilidad en la dispersión ayuda a explicar marginalmente parte de la diferencia, con cualquiera de los índices de dispersión propuestos y con el signo correcto. Las dummies temporales reflejan adecuadamente los cambios estructurales en la normativa fiscal producidos en 1985 y 1988, caracterizados por sendas rebajas tributarias.

A continuación realizamos el siguiente ejercicio de simulación.

<sup>4</sup>La dispersión de rentas es un concepto amplio que puede medirse por varios índices. Hemos escogido estos dos por varias razones. Una de ellas por ser índices relativos o homogéneos de grado cero con respecto a la renta, lo que hace que se acoplen bien en nuestro modelo econométrico: en el caso de una variación proporcional de la renta, no varían los índices de dispersión, en cuyo caso todo el efecto distributivo se recoge a través de la variación de la renta media. Por otra parte Dutta y Esteban (1990) encuentran las condiciones para poder caracterizar las distribuciones de la renta con sólo estos dos estadísticos, renta media y índice relativo de desigualdad, en términos de bienestar.

Hacemos variar, ceteris paribus, las rentas en términos reales, así como las rentas inflacionarias, y los índices de dispersión del periodo, con el fin de obtener los efectos que sobre la recaudación media son imputables a cada uno de esos términos por separado. Véanse en el Cuadro 3 los resultados.

De los 3,52 puntos que se eleva el tipo medio en el periodo 1982-1990, el modelo explica 3,43 puntos. La renta media en términos reales es responsable de 0,72 puntos porcentuales (0,68 con la estimación con los índices Theil) y la variación de la dispersión es responsable de 0,84 puntos (0,64 en la estimación con los Theil). Si la suma de ambos factores lo imputamos al cambio en la distribución inicial en términos reales, éste es responsable de la elevación de 1,56 puntos porcentuales del tipo medio del periodo (1,32 con la estimación de los Theil). Esto supone algo menos de la mitad de la elevación total explicada del tipo impositivo en el periodo (un 45,48% en el modelo Gini y un 38,48% en caso del de Theil).

Por otra parte, el efecto de la rémora inflacionista, se detecta a través del incremento de lo que denominamos renta inflacionista. Estimamos que es responsable de 6,18 puntos (5,88 en el modelo Theil), a lo que sin duda habrá que restar parte de los 4,31 puntos (3,77 en el modelo Theil) de descenso causado por cuestiones legales, que en gran parte se deben a la corrección por la inflación. Estos resultados son consistentes con los resultados obtenidos en Jiménez y Salas (1991).

#### 4. DETERMINANTES DE LA PROGRESIVIDAD.

La progresividad es un concepto que trata de reflejar el grado de aumento de los tipos medios al aumentar la renta del contribuyente. Los índices más habituales son índices que relacionan la distribución de la carga fiscal con la distribución de la renta antes de impuestos, mientras que otros índices son agregaciones del grado de aumento de los tipos medios. Nos interesan los índices que cumplen el criterio de dominación de Lorenz<sup>1</sup>. Son índices apropiados para medir la progresividad en este sentido, el índice de elasticidad impositiva global (que se define como una media de las elasticidades ponderadas por la recaudación), el índice de Kakwani o el índice de dominación de Lorenz de la distribución de la carga fiscal sobre la distribución de la renta antes de impuestos. En todos los casos son índices agregados que dependen, al margen de la estructura del impuesto, de la distribución inicial de la renta antes de impuestos.

Para aislar el efecto de la distribución de la renta inicial vamos a tratar de observar cómo influye esta distribución teóricamente. Existen dos teoremas básicos:

<sup>1</sup>Atkinson (1970).

1. Si la elasticidad impositiva es constante para todo nivel de renta, esto es si  $T = ay^c$ , un cambio proporcional de la renta no afecta (y es la única transformación que no afecta) a la progresividad global, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz, y para cualquier distribución inicial de la renta antes de impuestos (Jakobsson, 1976).

2. Si la elasticidad impositiva es creciente/decreciente con la renta antes de impuestos, esto es  $\epsilon$  es creciente/decreciente con la renta antes de impuestos, un cambio proporcional de la renta aumenta/disminuye la progresividad global, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz, y para cualquier distribución inicial de renta antes de impuestos (Moyes, 1989).

Sin embargo los cambios de renta ni suelen ser proporcionales, ni la elasticidad impositiva se comporta tan uniformemente, en cuyo caso no se puede obtener resultados tan claros. Observamos la evolución de la elasticidad impositiva de la Tarifa de 1988 en España en el Gráfico 4 de Salas (1988) y comprobamos que su evolución no es uniforme. Podemos tratar de aislar el efecto de los cambios en la distribución de la renta de la siguiente manera: fijado un Sistema Fiscal, desagregamos el cambio distributivo en dos componentes.

El primero correspondería al efecto de la renta media, que se evalúa como si se produjese un cambio proporcional de renta para todos los individuos. El efecto de la renta media viene determinado por la evolución de la elasticidad impositiva. Si la elasticidad impositiva es creciente/constante/decreciente con la renta, el efecto del cambio proporcional tenderá a ser positivo/nulo/negativo sobre la progresividad, de acuerdo con la aplicación de los dos teoremas de arriba. Con lo cual el signo de este efecto no está en principio predeterminado en los casos en que la elasticidad impositiva sea en un tramo creciente y en otro tramo decreciente. Tenderá a predominar el efecto de la renta media que ejerza una mayor influencia cuantitativa, para lo cual será preciso un análisis numérico. En el caso español parece que predomina globalmente la elasticidad decreciente, véase Gráfico 4, con lo cual tenderíamos a esperar un efecto negativo de la renta media sobre la progresividad. Esto justificaría el efecto regresivo de la rémora inflacionista.

Dado un impuesto  $T(y)$  progresivo, el índice de progresividad  $K$  va a depender de la renta media con un signo igual a la tendencia de la elasticidad impositiva. La elasticidad impositiva depende del grado de curvatura de la función impositiva  $T(y)$  en logaritmos. En el caso en que el grado de curvatura no sea homogéneo, el efecto dependerá de las correlaciones entre la distribución inicial de la renta y las elasticidades en cada tramo.

El segundo efecto se debería al cambio en la dispersión. Enunciamos el siguiente teorema:

3. Un cambio mayor/menor que proporcional de la renta que deje la renta media constante, aumenta/disminuye (y es el único que aumenta/disminuye) la progresividad, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz y para cualquier distribución inicial, si la elasticidad impositiva es creciente/decreciente (Lambert y Phäler, 1992).

Sin embargo está claro que el efecto final no es tan inequívoco en el caso de cualquier otra variación en la dispersión, como lo es en el caso en el que se producen variaciones tan claras de la dispersión con respecto a la proporcionalidad y/o el Sistema Fiscal no genera un esquema claro de la variación de la elasticidad impositiva. No obstante, en principio, apostaríamos por un efecto positivo de la dispersión sobre la progresividad, ante el caso de una tendencia decreciente de la elasticidad impositiva.

#### ESTIMACION EMPÍRICA DE LA PROGRESIVIDAD.

La estimación OLS nos da para el periodo de análisis, utilizando el índice de Gini o de Theil como variable de dispersión, el resultado presentado en el Cuadro 2, modelos (2.a) y (2.b). La variabilidad en la renta media explica una parte de la variabilidad en la progresividad (con el signo negativo previsto<sup>6</sup>, dado el carácter decreciente de la elasticidad impositiva globalmente) y la variabilidad en la dispersión explica parte de la diferencia, con cualquiera de los índices de dispersión propuestos y con el signo esperado.

En el Cuadro 3 se observa que de los 6,49 puntos que se eleva el índice de Kakwani en el periodo 1982-1990, el modelo explica 6,31 puntos (6,34). La renta media en términos reales es responsable de una variación de -0,86 puntos porcentuales (-1,03, en la estimación con los índices Theil) y la variación de la dispersión es responsable de 3,87 puntos (3,28, en la estimación con los índices de Theil). Si la suma de ambos factores la imputamos al cambio en la distribución inicial en términos reales, éste es responsable de la elevación de 3,01 puntos porcentuales del índice de Kakwani del periodo (2,25, en la estimación con los índices de Theil). Esto supone aproximadamente algo menos de la mitad de la elevación total explicada del índice de Kakwani en el periodo (un 46,12%, en el modelo Gini y un 35,49%, en modelo Theil).

Por otra parte, estimamos que el incremento de la renta inflacionista es responsable de un descenso de 7,43 puntos (8,88, en el modelo Theil), a lo que sin duda habrá que sumar parte de los 10,72 puntos (12,97, en el modelo Theil) de aumento por cuestiones legales que gran parte se deben a la corrección por la inflación.

<sup>6</sup>Este resultado es obtenido también por Argimón y González-Páramo (1987).

#### 5. CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA.

La capacidad redistributiva es un concepto que trata de reflejar el grado de mejora de la desigualdad debida al impuesto. Los índices habituales son índices que relacionan la distribución de la renta antes de impuestos con la distribución de la renta después de impuestos. Otros índices se construyen como agregaciones de los índices de progresión residual. Nos interesan los que cumplen el criterio de dominación de Lorenz. El índice de la progresión residual global (que se define como una media de los índices de progresión residual ponderados por la recaudación), el de Reynolds-Smolensky o el índice de dominación de Lorenz de las distribución antes de impuestos sobre la de después de impuestos son índices apropiados. En todos los casos son índices agregados que dependen, al margen de la estructura del impuesto, de la distribución inicial de la renta antes de impuestos.

Para aislar el efecto de la distribución de la renta inicial vamos a tratar de observar su influencia, al menos teórica. Existen dos teoremas básicos:

T4. Si la progresión residual es constante para todo nivel de renta, esto es si  $y-T = ay^{\alpha}$ , un cambio proporcional de la renta no afecta (y es la única transformación que no afecta) a la capacidad redistributiva global, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz, y para cualquier distribución inicial de la renta antes de impuestos (Jakobsson, 1976).

T5. Si la progresión residual es creciente/decreciente con respecto a la renta antes de impuestos, esto es  $\alpha$  es creciente/decreciente con respecto a la renta antes de impuestos, un cambio proporcional de la renta aumenta/disminuye la capacidad redistributiva global, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz, dada cualquier distribución inicial de la renta antes de impuestos (Moyes, 1989).

Sin embargo los cambios de renta ni suelen ser proporcionales, ni la progresión residual suele comportarse tan uniformemente, en cuyo caso no se obtienen resultados tan claros. Podemos tratar de aislar el efecto de los cambios en la distribución de la renta de la misma manera que antes: fijado un Sistema Fiscal, desagregamos el cambio distributivo en dos componentes.

El primero correspondería al efecto de la renta media, que lo evaluamos como si se produjese un cambio proporcional de renta de todos los individuos. El efecto de un cambio proporcional de la renta viene determinado por la evolución de la progresión residual. Si la progresión residual es creciente/constante/decreciente con respecto a la renta, el efecto del cambio proporcional va a tender a ser positivo/nulo/negativo sobre la progresividad, de acuerdo con la aplicación de los dos teoremas de arriba. De esta manera, el signo de este efecto no está en principio predeterminado en los



casos en que la elasticidad impositiva sea en un tramo creciente y en otro decreciente. Tenderá a predominar el efecto que ejerza una mayor influencia cuantitativa, para lo cual será preciso un análisis empírico.

El segundo efecto del cambio distributivo sobre la capacidad redistributiva se debería al cambio en la dispersión. Establecemos el siguiente teorema:

T6. Un cambio mayor/menor que proporcional de la renta que deje la renta media constante, aumenta/disminuye (y es la única que aumenta/disminuye) la capacidad redistributiva, definida por cualquiera de los índices anteriores que cumplan el criterio de dominación de Lorenz y para cualquier distribución inicial, si la progresión residual es creciente/decreciente (Lambert y Pfähler, 1992).

Sin embargo está claro que el efecto final no es tan inequívoco en el caso de cualquier otra variación en la dispersión, como lo es en el caso en el que se producen variaciones tan claras de la dispersión con respecto a la proporcionalidad. No obstante, en principio, al igual que sobre la progresividad y con el tipo medio, apostaríamos por un efecto positivo de la dispersión sobre la capacidad redistributiva, ante una elasticidad impositiva decreciente.

La estimación OLS para el periodo se presenta en el Cuadro 2, modelos (3.1) y (3.2). La variabilidad de la renta media y de la dispersión explican positivamente gran parte de la variabilidad de la capacidad redistributiva, con cualquiera de los índices de dispersión propuestos.

De los 2,15 puntos que se eleva el índice Reynolds-Smolensky reconsiderado,  $RS^*$ , en el periodo 1982-1990, el modelo explica 2,02 puntos (2,03, en el modelo Theil), como se observa en el Cuadro 3. La renta media en términos reales es responsable de una variación de 0,11 puntos porcentuales (0,07, en el modelo Theil) y la variación de la dispersión es responsable de 0,74 puntos (0,68, en el modelo Theil). Si la suma de ambos factores la imputamos al cambio en la distribución inicial en términos reales, éste es responsable de la elevación de 0,85 puntos porcentuales del índice de Reynolds-Smolensky del periodo (0,75, en el modelo Theil). Esto supone algo menos de la mitad de la elevación total explicada del índice de Reynolds-Smolensky en el periodo (un 42,08%, en el modelo Gini y un 37,29%, en el modelo Theil).

Por último, estimamos que el incremento de la renta inflacionista es responsable de un aumento de 0,95 puntos (0,66, en el modelo Theil), a lo que sin duda habrá que sumar parte de los 0,22 puntos (0,62, en el modelo Theil) del aumento debido a cambios legales que gran parte se deben a la corrección por la inflación.

Desde otra óptica indirecta, podemos analizar y evaluar el efecto del cambio distributivo sobre la capacidad redistributiva como la suma de los subefectos que, la renta media y la dispersión,

tienen sobre variables intermedias como el tipo medio impositivo, la progresividad y el efecto reordenación. El vínculo se establece en términos de la relación exacta dada por la ecuación (5).

El desglose de los efectos de la renta media tiene una fácil interpretación. En el caso de medir la capacidad redistributiva por cualquier versión del índice Reynolds-Smolensky<sup>7</sup>, los efectos de la renta media se transmiten solamente a través del tipo medio y del índice de progresividad de Kakwani.

En el caso español hemos comprobado en los apartados anteriores que estos dos subefectos de la renta media tienen signos contrarios. El efecto de la renta media sobre el tipo medio es positivo y el efecto sobre la progresividad es negativo. Una conclusión interesante es que el hecho de que el efecto de la rémora fiscal sea regresivo (resultado bien conocido) no quiere decir que la rémora tenga un impacto negativo sobre la capacidad redistributiva del Sistema; todo dependerá de si su efecto está compensado con creces por la variación del tipo medio impositivo, en cuyo caso aumentará la capacidad redistributiva. Esto es precisamente lo que sucede en el caso español, a la vista del efecto global positivo sobre la capacidad redistributiva obtenido en el modelo empírico.

Los dos subefectos positivos de la dispersión sobre el tipo medio y sobre la progresividad, al actuar en el mismo sentido, no generan el conflicto del apartado anterior y se agregan para determinar un efecto positivo sobre la capacidad redistributiva global.

Por último, hemos desconsiderado el efecto de reordenación, muy pequeño en nuestro caso y sin ninguna relación significativa ni con la renta media ni con la dispersión, ni en la explicación de la capacidad redistributiva.

Hemos comprobado los resultados de los seis modelos, verificando que el porcentaje de explicación de la capacidad redistributiva a través de los efectos indirectos (sobre el tipo medio y progresividad) derivados de la variación de los factores primarios (renta media y distribución inicial) es similar a la explicación de la capacidad redistributiva a través de los factores primarios directamente, como se recoge en el Cuadro 3.

## 6. CONCLUSIONES

En este papel se ha estudiado y se ha evaluado la influencia de la distribución de la renta antes de impuestos sobre el tipo medio impositivo y sobre los índices de progresividad y de capacidad redistributiva del IRPF. Hemos mostrado que

<sup>7</sup>En este caso no se produce efecto reordenación, al ver variada todos los individuos su renta media en un mismo porcentaje, igual al porcentaje de variación de renta media.

aproximadamente el 50% del incremento de estos índices tiene su origen en la variación de distribución de la renta.

Por otra parte se han disociado los efectos que se derivan de la variación de la renta media y de la dispersión relativa de la distribución. Obtenemos los resultados esperados en cuanto a los signos de esas influencias y destacamos el efecto renta negativo sobre la progresividad, consistente con un efecto renta positivo sobre la capacidad redistributiva.

Tal y como mencionamos en la introducción, el efecto observado de la distribución sobre la capacidad redistributiva resalta el carácter estabilizador automático del IRPF en lo referente a la distribución de la renta. En la medida en que la capacidad redistributiva depende positivamente de la renta media y de la dispersión de rentas, podemos afirmar la existencia de un papel estabilizador/redistribuidor automático en el propio Sistema IRPF, en una doble vertiente. Por una parte, existirá una tendencia natural a atenuar las oscilaciones de renta entre colectivos, de una forma análoga al papel estabilizador que los impuestos progresivos ejercen sobre el ciclo macroeconómico a lo largo del tiempo.

Por otra parte, si un colectivo o una comunidad particular aumenta su dispersión de renta interna, aumenta automáticamente su contribución hacia una mayor redistribución global del propio Sistema. Esto último se debe a la convexidad del Sistema del IRPF y no específicamente a su progresividad.

Por último, estos resultados obtenidos no dicen nada sobre los posibles efectos de causalidad inversa, es decir aquellos que la fiscalidad ejerce sobre las rentas antes de impuestos, que no se analizan en este trabajo y que abre una nueva línea de investigación para el futuro.

#### BIBLIOGRAFIA:

- ARGIMON, I. y J.M. GONZALEZ PARAMO (1987), "Una medición de la remora inflacionista en el IRPF, 1979-1985", Investigaciones Económicas, XI.
- ARONSON, J.R., JOHNSON, P. y P.J. LAMBERT (1993), "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment" Working Paper Series 9/93, Institute for Fiscal Studies.
- ATKINSON, A.B. (1970), "On the Measurement of Inequality", Journal of Economic Theory, 2.
- ATKINSON, A.B. (1980), "Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden", The Economics of Taxation, eds. H.J. Aaron y M.J. Boskins, Washington D.C., Bookings.
- DUCLOS, J.Y. (1992), "Progressivity, Redistribution and Equity, with Application to 1985 Britain", mimeo.

- DUTTA, B. y J.M. ESTEBAN (1990), "Social Welfare and Equality", mimeo.
- JENKINS, S.P. (1988), "Empirical Measurement of Horizontal Inequity", Journal of Public Economics, Vol. 34, pp. 305-329.
- JIMENEZ, M. y R. SALAS (1991), "Causas del incremento de la recaudación en el IRPF. 1982-1987". Hacienda Pública Española. Monografías nº2/1991.
- KAKWANI, N.C. (1977), "Measurement of Tax Progressivity: an International Comparison", The Economic 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. y W. PFÄHLER (1992), "Income Tax Progression and Redistributive Effect: The Influence of Changes in the Pre-Tax Income Distribution", Public Finance, Vol 47, pp. 1-16.
- LASHERAS, M.A., RABADAN, I. y R. SALAS (1993), "Política Redistributiva del IRPF entre 1982 y 1990", I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y Riqueza, Fundación Argenteria.
- LERMAN, R.I. y S. YITZHAKY (1985), "Income Inequality Effects by Income Source: a New Approach and Applications to the United States", Review of Economics and Statistics, Vol 47, pp. 151-155.
- MARIN, J. (1986), "Tax Revenue and Redistribution Through the Income Tax", mimeo.
- MUSGRAVE, R.A. y T. THIN (1946), "Income Tax Progression, 1929-1948", Journal of Political Economy, Vol 56, pp. 498-514.
- PEREZ-VILLACASTIN, E. y R. SALAS (1992), "La evolución de los cambios legales de la tarifa y deducciones del IRPF y sus repercusiones sobre el tipo efectivo", Papel de Trabajo 19/92, Instituto de Estudios Fiscales.
- PLOTNICK, R. (1981), "A Measurement of Horizontal Inequity", Review of Economics and Statistics, Vol 63, pp. 283-88.
- REYNOLDS, M. y E. SMOLENSKY (1977), Public Expenditure, Taxes and the Distribution of Income: The United States, 1950, 1961, 1970, New York, Academic Press.
- SALAS, R. (1988), "Determinación desagregada de la recaudación y progresividad del IRPF: la Tarifa y las deducciones", Documento de trabajo de la Dirección General de Planificación, SGPE-D-88007.

CUADRO 1

REDISTRIBUCION Y PROGRESIVIDAD DEL IRPF 1982-1990

	1982	1986	1987	1988	1989	1990
Gini antes de impuestos	0,331	0,379	0,394	0,403	0,411	0,416
Gini después de impuestos	0,304	0,339	0,352	0,360	0,365	0,367
Diferencia (Reynolds-Smolenski)	0,027	0,040	0,042	0,043	0,046	0,049
Theil antes de impuestos	0,208	0,269	0,295	0,319	0,326	0,325
Theil después de impuestos	0,169	0,208	0,227	0,247	0,247	0,246
Diferencia (Capacidad redistributiva)	0,039	0,061	0,068	0,072	0,079	0,079
Progresividad (Kakwani)	0,209	0,257	0,247	0,277	0,268	0,274
Tipo efectivo	11,7	13,5	14,5	13,5	14,5	15,2

FACTORES DETERMINANTES DE LA CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA

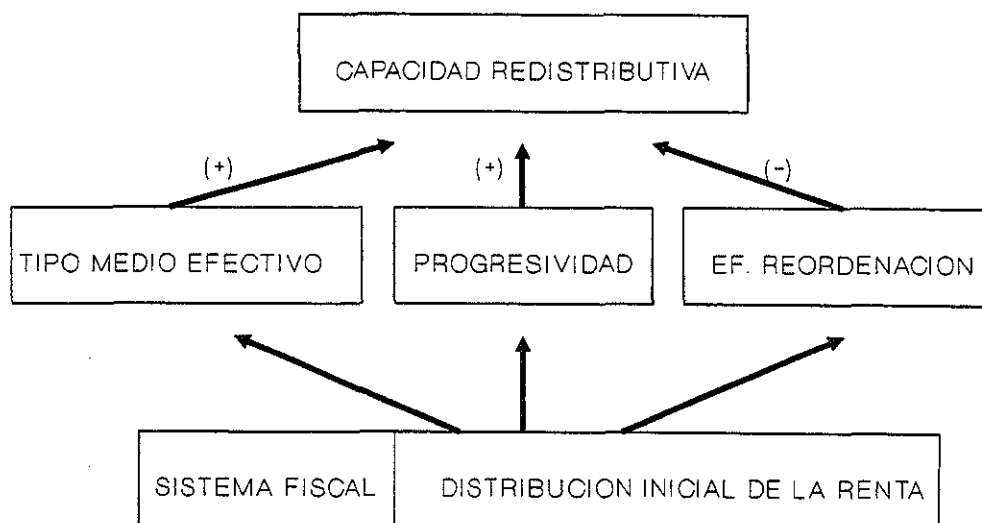
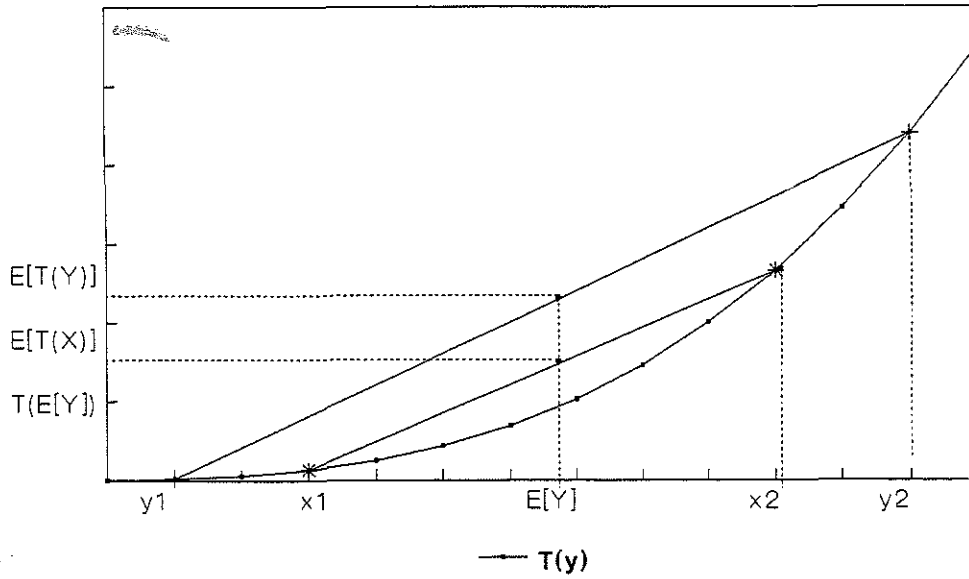


FIGURA 1

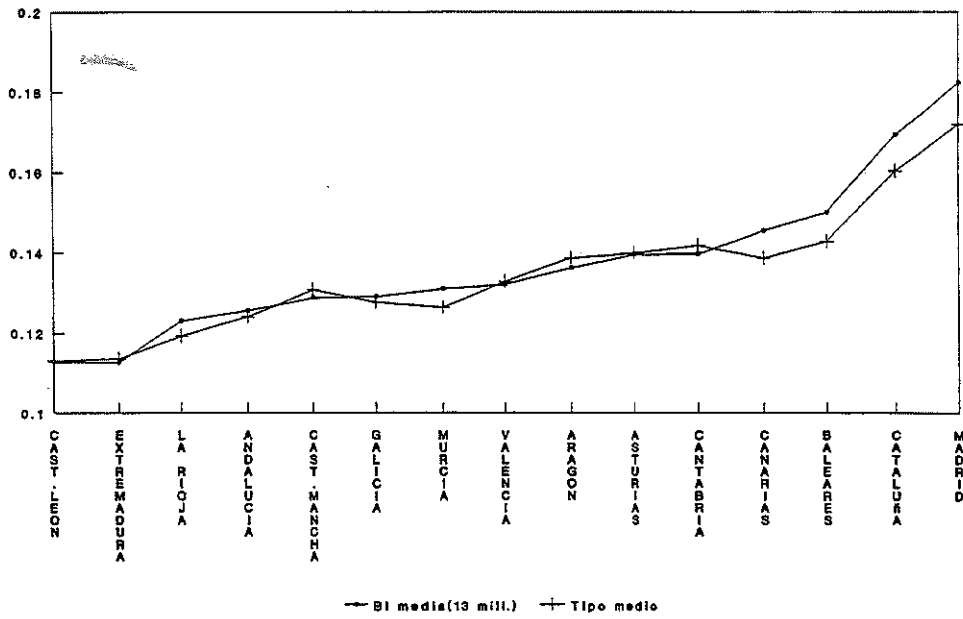
**FIGURA 2.  
FUNCION IMPOSITIVA CONVEXA.**



**CUADRO 2: REGRESIONES ESTIMADAS**

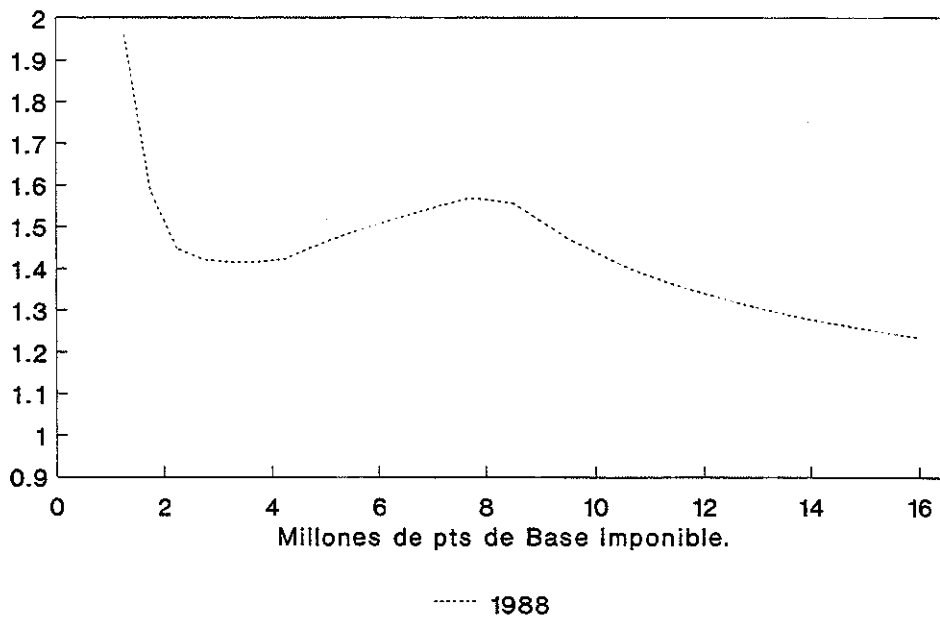
MODELO	1.a	1.b	2.a	2.b	3.a	3.b
v.indep. v.dep.	$t_i$	$t_i$	$K_i$	$K_i$	$RS_i^*$	$RS_i^*$
Constante	0,00004 (0,003)	0,027 (6,891)	0,2045 (2,876)	0,3222 (13,919)	-0,0076 (-0,735)	-0,138 (4,265)
$Y_i$	0,0683 (41,079)	0,065 (39,109)	-0,0821 (-8,317)	-0,09822 (-10,001)	0,0105 (7,334)	0,0727 (5,307)
$G_i$	0,0994 (3,324)	-	0,4563 (2,57)	-	0,0868 (3,374)	-
$TH_i$	-	0,0552 (3,784)	-	0,2813 (3,26)	-	0,0583 (4,85)
D82	0,0116 (5,802)	0,0089 (6,499)	-0,0556 (-4,67)	-0,0667 (-8,195)	-0,0041 (-2,359)	-0,0059 (-5,242)
D87	-0,0001 (0,113)	0,0003 (0,266)	-0,0063 (-0,878)	-0,005 (-0,739)	-0,0007 (-0,681)	-0,0006 (-0,597)
D88	-0,0262 (-18,486)	-0,0255 (-20,047)	0,0361 (4,29)	0,0382 (5,084)	-0,0032 (-2,644)	-0,003 (-2,839)
D89	-0,0226 (-18,486)	-0,0208 (-15,46)	0,027 (2,761)	0,0341 (4,2084)	-0,003 (-2,147)	-0,0018 (-1,657)
D90	-0,0314 (-16,333)	-0,0288 (-19,419)	0,0516 (4,516)	0,0531 (7,196)	-0,0018 (-1,102)	0,0002 (0,171)
$R^2$ ajustado	0,9681	0,9692	0,7382	0,768	0,8576	0,874
$R^2$	0,9706	0,9716	0,7575	0,7482	0,8688	0,8839

FIGURA 3  
**BASE IMPONIBLE MEDIA (EN 13 MILLONES DE PTAS) Y TIPO MEDIO POR CC.AA. EN 1989.**



Los datos estan ordenados (BI media) de menor a mayor.

FIGURA 4.  
**ELASTICIDAD DE LA TARIFA.**



**CUADRO 3**  
**EXPLICACION DE LA VARIACION EN LA CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA DEL IRPF**

MODELO	MOD1.a	MOD1.b	MOD2.a	MOD2.b	MOD3.a	MOD3.b
Variable a explicar	t	t	K	K	RS*	RS*
variación observada	0,03525	0,03525	0,0649	0,0649	0,0215	0,0215
Variación explicada	0,034308	0,034342	0,0631	0,0634	0,0202 (0,0210)*	0,0203 (0,0208)*
Por variación de:						
L	-0,04309	-0,03774	0,107279	0,129741	0,002246	0,006155
G	0,008431	-	0,038715	-	0,007367	-
TH	-	0,006447	-	0,032822	-	0,006809
Y	0,068971	0,065641	-0,08293	-0,09919	0,010602	0,007349
Yi	0,061773	0,058791	-0,07428	-0,08884	0,009495	0,006582
Yr	0,007197	0,00685	-0,00865	-0,01035	0,001106	0,000767

**LEYENDA:**

t=tipo medio efectivo; K=índice de Kakwani; RS\*=índice de Reynolds-Smolensky reconsiderado; L=efecto legal; G=índice de Gini; TH=índice de Theil; Y=renta antes de impuesto; Yr=renta real; Yi=renta inflacionista.

\*Variación explicada derivada de utilizar los modelos (1.a) y (2.a) ó (1.b) y (2.b) en la identidad de la ecuación (5), en lugar de estimar RS\* directamente.

## SERIE DE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL ICAE

- 9301 *"Análisis del Comportamiento de las Cotizaciones Reales en la Bolsa de Madrid bajo la Hipótesis de Eficiencia"*. Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992. (Versión final aceptada para publicación en Estadística Española)
- 9302 *"Sobre la Estimación de Primas por Plazo dentro de la Estructura Temporal de Tipos de Interés"*. Rafael Flores de Frutos. Diciembre 1992.
- 9303 *"Cambios de Estructuras de Gasto y de Consumo en el Cálculo del IPC"*. Antonio Abadía. Febrero 1993. (Versión final publicada en Revista de Economía Aplicada, Vol.1, N°1)
- 9304 *"Tax Analysis in a Limit Pricing Model"*. Félix Marcos. Febrero 1993.
- 9305 *"El Tipo de Cambio Propio: Reformulación del Concepto y Estimación para el Caso Español"*. José de Hevia Payá. Junio 1993. (Versión final aceptada para publicación en Revista Española de Economía)
- 9306 *"Price Volatility Under Alternative Monetary Instruments"*. Alfonso Novales. Abril 1992.
- 9307 *"Teorías del Tipo de Cambio: Una Panorámica"*. Oscar Bajo Rubio. Simón Sosvilla Rivero. Junio 1993. (Versión final publicada en Revista de Economía Aplicada, Vol.1, N°2).
- 9308 *"Testing Theories of Economic Fluctuations and Growth in Early Development (the case of the Chesapeake tobacco economy)"*. Rafael Flores de Frutos. Alfredo M. Pereira. Diciembre 1992.
- 9309 *"Maastricht Convergence Conditions: A Lower Bound for Inflation?"*. Jorge Blázquez. Miguel Sebastián. Marzo 1992.
- 9310 *"Recursive Identification, Estimation and Forecasting of Nonstationary Economic Time Series with Applications to GNP International Data"*. A. García-Ferrer. J. del Hoyo. A. Novales. P.C. Young. Marzo 1993.
- 9311 *"General Dynamics in Overlapping Generations Models"*. Carmen Carrera. Manuel Morán. Enero 1993. (Versión final aceptada para publicación en Journal of Economic Dynamics and Control)
- 9312 *"Further Evidence on Forecasting International GNP Growth Rates Using Unobserved Components Transfer Function Models"*. A. García-Ferrer, J. del Hoyo, A. Novales, P.C. Young. Septiembre 1993. (De próxima aparición en un volumen de homenaje a A. Zellner)
- 9313 *"Public Capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive?"*. Rafael Flores de Frutos. Alfredo M. Pereira. Julio 1993.
- 9314 *"Central Bank Structure and Monetary Policy Uncertainty"*. José I. García de Paso. Abril 1993.
- 9315 *"Monetary Policy with Private Information: A Role for Monetary Targets"*. José I. García de Paso. Julio 1993.
- 9316 *"Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models"*. José Alberto Mauricio. Julio 1993. (Versión final aceptada para publicación en Journal of the American Statistical Association)
- 9317 *"The Exact Likelihood Function of a Vector ARMA Model"*. José Alberto Mauricio. Julio 1993.
- 9318 *"Business Telephone Traffic Demand in Spain: 1980-1991, An Econometric Approach"*. Teodosio Pérez Amaral. Francisco Alvarez González. Bernardo Moreno Jiménez. Septiembre 1993. (Versión final aceptada para publicación en Information Economics and Policy)

BIBLIOTECA UCM



5306520286

- 9401 "Contrastes de momentos y de la matriz de información". Teodosio Pérez Amaral. Junio 1994. (Versión final aceptada para publicación en Cuadernos Económicos del ICE)
- 9402 "A partisan explanation of political monetary cycles". José I. García de Paso. Junio 1994.
- 9403 "Estadísticos para la detección de observaciones anómalas en modelos de elección binaria: Una aplicación con datos reales". Gregorio R. Serrano. Junio 1994.
- 9404 "Effects of public investment in infrastructure on the spanish economy". Rafael Flores de Frutos. Mercedes Gracia Díez. Teodosio Pérez Amaral. Junio 1994.
- 9405 " Observaciones anómalas en modelos de elección binaria". Mercedes Gracia. Gregorio R. Serrano. Junio 1994. (Versión final aceptada para publicación en Estadística Española)
- 9406 " Permanent components in seasonal variables". Rafael Flores. Alfonso Novales. Junio 1994.
- 9407 " Money demand instability and the performance of the monetary model of exchange rates". Rodrigo Peruga. Junio 1994.
- 9408 " Una nota sobre la estimación eficiente de modelos con parámetros cambiantes". Sonia Sotoca. Junio 1994.
- 9409 " Distribución de la renta y redistribución a través del IRPF en España". Rafael Salas. Junio 1994.
- 9410 " Trade balances: Do exchange rates matter?". Rodrigo Peruga. Junio 1994.