

**UNA DESCOMPOSICIÓN DE LA
REDISTRIBUCIÓN EN SUS COMPONENTES
VERTICAL Y HORIZONTAL:
UNA APLICACIÓN AL IRPF**

Autora: Irene Perrote
Universidad Europea de Madrid

P. T. N.º 11/02

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de la autora, 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

I. INTRODUCCIÓN

2. METODOLOGÍA

3. APLICACIÓN EMPÍRICA

3.1. Descripción de datos, unidad de análisis, escala de equivalencia y variable de renta

3.2. Resultados

4. CONCLUSIONES

BIBLIOGRAFÍA

RESUMEN

En este trabajo se descompone el efecto redistributivo del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica siguiendo la metodología de Perrote *et al.* (2001). La base de datos utilizada es el panel de declarantes del Impuesto sobre la Renta de las Persona Físicas (IRPF) del Instituto de Estudios Fiscales (IEF) para los años 1990 a 1994. Estos resultados son comparados con los que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura (Aronson *et al.*, 1994 y Lambert y Ramos, 1997). Esta metodología nos permite realizar un ejercicio de robustez de los resultados obtenidos, con respecto a un conjunto de índices alternativos.

JEL: H23, D63, D31 y C14.

Palabras clave: Redistribución vertical, Inequidad horizontal y estimación no paramétrica.

1. INTRODUCCIÓN

El principio de equidad horizontal establece que individuos iguales sean tratados de la misma forma por el sistema fiscal (Feldstein, 1976). Un principio tan sencillo como aceptado ha generado sin embargo una larga lista de índices para medir la ausencia de equidad horizontal. Esto se debe principalmente a la dificultad de encontrar a individuos exactamente iguales con respecto a su renta equivalente. Así pues, este principio debe ser interpretado de forma más laxa para medir la inequidad horizontal producida por cualquier sistema fiscal. Existen principalmente dos enfoques alternativos para medir la inequidad horizontal (IH). El enfoque ortodoxo se centra en medir la IH por medio de la reordenación producida por el sistema fiscal [véanse Atkinson (1980), Plotnick (1981) y King (1983)]. Sin embargo, la reordenación ha sido criticada al ser una condición suficiente pero no necesaria para la existencia de IH. Debido a estas críticas surge un enfoque alternativo que mide la IH por medio del diferente tratamiento recibido por individuos similares [véanse Berliant y Strauss (1983), Camarero *et al.* (1993), Aronson *et al.* (1994), Pazos *et al.* (1995) o Lambert y Ramos (1997)]. Una importante deficiencia de estos índices radica en la definición de individuos similares cuando es obtenida por medio de la división de la escala de rentas en intervalos arbitrarios. Esta debilidad puede ser evitada por medio de la estimación no-paramétrica. Esta va a ser la metodología utilizada en este trabajo para medir la IH existente en el IRPF. El índice propuesto mejora la definición de individuos similares. Una segunda aportación fundamental de esta metodología radica en la posibilidad de calcular un índice ordinal consistente con la distancia entre la curva de Lorenz de la renta después de impuestos estimada Z y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos observada Y .

Por otra parte, la consistencia implícita con el principio de dominancia de Lorenz, proporciona un marco robusto para realizar ejercicios de sensibilidad de los resultados con respecto a distintos índices y grados de aversión a la desigualdad.

Además es posible descomponer aditivamente el efecto redistributivo total del sistema impositivo sobre la distribución original de rentas en dos elementos distintos: la ganancia en términos de bienestar debida a la redistribución libre de IH y la pérdida de bienestar debida a la IH. El efecto redistributivo total es medido por medio de la distancia entre las curvas de Lorenz de la renta antes y después de impuestos X e Y . Análogamente, la redistribución vertical (RV) es la distancia entre la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos X y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos estimada Z . Ello se consigue sin la necesidad de considerar índices de desigualdad aditivamente descomponibles, como es habitual en la literatura.

Aplicar esta metodología utilizando datos sobre declaraciones disponibles, presentadas en todo el territorio nacional entre 1990 y 1994, puede permitirnos una



mejor medición de la IH del impuesto sobre la renta de las personas físicas y, por ello, contribuir a tomar mejores decisiones con respecto al diseño de este impuesto.

El objetivo del trabajo consiste en medir la IH existente en el IRPF por medio de la estimación no paramétrica y descomponer el efecto redistributivo total del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal. El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2, se describe la metodología utilizada y en la sección 3 se comparan estos resultados con aquellos que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura. En la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

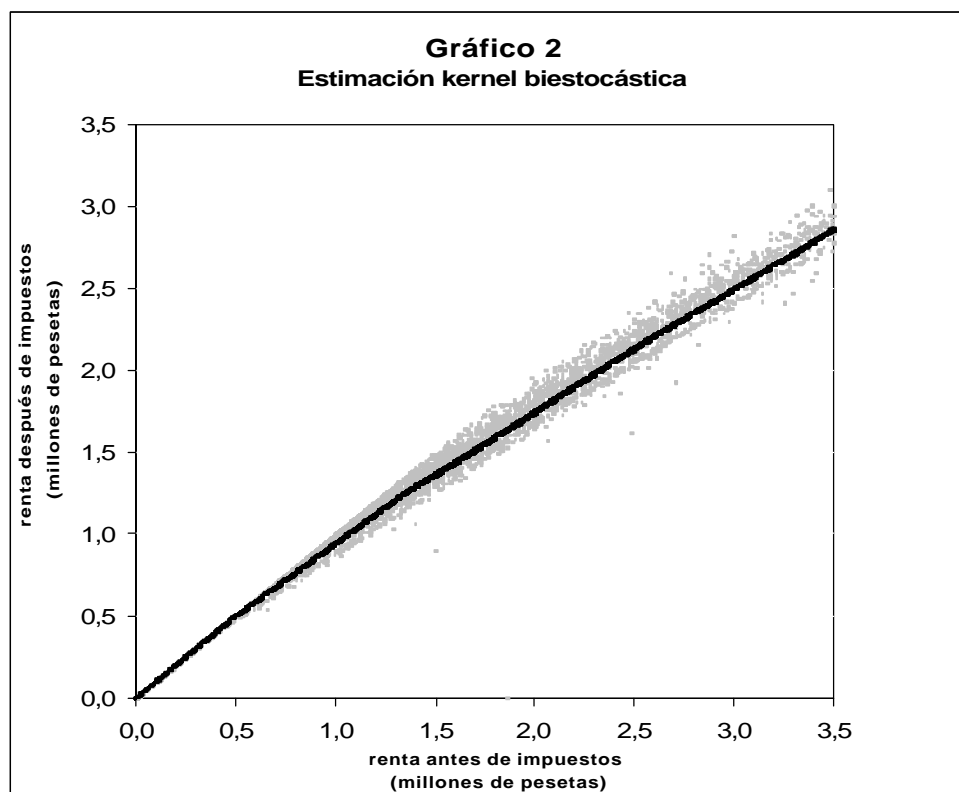
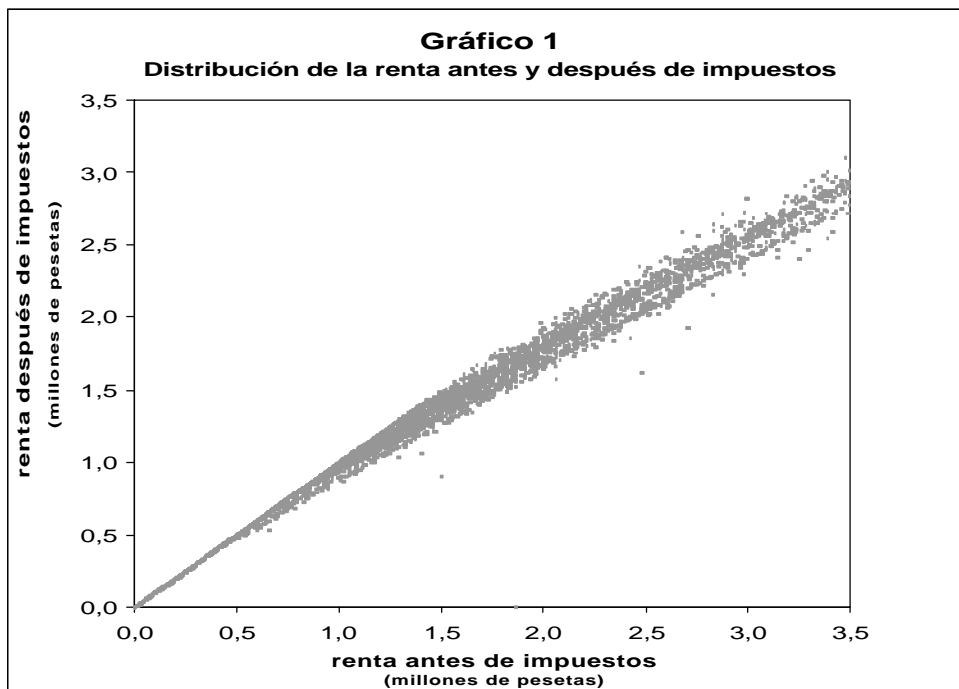
2. METODOLOGÍA

Empezamos dando una idea intuitiva de la IH y de la redistribución vertical RV. Para ello representamos las rentas equivalentes antes y después de impuestos en un mismo gráfico. El resultado es una nube de puntos como se aprecia en el gráfico 1 para el año 1994. ¿Qué relación existe entre ambas variables? Para contestar a esta pregunta ajustamos una curva a esta nube de puntos (véase gráfico 2). La curva estimada define qué relación teórica existe entre la renta antes y después de impuestos. Cuanto más dispersa sea la nube de puntos entorno a la curva de regresión mayor será la IH generada por el sistema fiscal. Individuos con una misma renta equivalente antes de impuestos son tratados de forma muy distinta. Por el contrario, imagínese el lector una situación en que todos los puntos de la nube se aglutinan en la curva de regresión. En ese caso no hay un tratamiento diferenciado de individuos similares y por tanto la IH es nula. Por otra parte, la pendiente de la curva de regresión recoge la progresividad vertical del impuesto. En definitiva, la dispersión de la nube de puntos y la curva de regresión permiten descomponer el efecto redistributivo de un sistema fiscal en su componente vertical y horizontal.

Dicha curva de regresión puede ser estimada paramétrica o no paramétrica. Sin entrar en grandes sofisticaciones, la estimación no paramétrica consiste en ajustar localmente una función a los datos existentes (básicamente se trata de estimar el valor esperado condicionado de la función en un entorno dado) sin ninguna restricción en la forma funcional¹. La ventaja de la estimación no paramétrica es triple. Por un lado, no presupone una relación funcional a priori del sistema fiscal, sino que deja “que los datos hablen por sí mismos”. Por otro lado, resuelve el problema de la identificación de similares propio de la medición de la IH así como el tratamiento de los individuos en los extremos de los intervalos por medio de

¹ En Härdle (1990) se encuentra una revisión detallada de la estimación no paramétrica.

intervalos que pueden solaparse². Por último, la estimación no paramétrica permite realizar un suavizado óptimo al considerar el intercambio entre la varianza y el sesgo de la estimación.



² En la estimación no paramétrica estándar (Kernel, K-nn, etc.) los intervalos se solapan. No obstante, existen otros métodos como el regresograma (véase más adelante) en que los intervalos son disjuntos.



En este trabajo el método de estimación utilizado es el estimador biestocástico no paramétrico que garantiza la dominancia estocástica en sentido de Lorenz de Z respecto de Y (Rodríguez y Salas, 2001).

Una vez estimado el vector de rentas después de impuestos por medio de la estimación no paramétrica Z y siendo X la distribución de rentas antes de impuestos e Y la distribución de rentas después de impuestos podemos calcular RE, VR y HI de la siguiente forma:

$$RE(X,Y)=I(X)-I(Y)$$

$$VR(X,Y)=I(X)-I(Z)$$

$$HI(X,Y)=I(Y)-I(Z)$$

donde $I(.)$ es cualquier índice de desigualdad S-convexo (véanse Atkinson, 1970, y Dasgupta *et al.*, 1973). Además, podemos descomponer el efecto redistributivo total del sistema fiscal en la redistribución vertical y la inequidad horizontal de la siguiente forma: $RE = VR - HI$.

Otras descomposiciones existentes en la literatura (Aronson *et al.*, 1994 y Lambert Ramos, 1997) son en realidad la aplicación implícita de una técnica no paramétrica llamada regresograma (Tukey, 1947). Esta técnica adolece (véase comentario en la nota a pie de página 1) de varios defectos como son el no permitir el solapamiento de intervalos y considerar únicamente el valor medio en cada uno de los intervalos.

3. APLICACIÓN EMPÍRICA

3.1. Descripción de datos, unidad de análisis, escala de equivalencia y variable renta

La base de datos utilizada es una muestra extraída del panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales para los años 1990 a 1994. Las unidades básicas del panel son familias escogidas entre el conjunto de aquellas que han presentado declaración de la renta en un año dado.

La unidad de análisis utilizada es la familia fiscal entendida como el conjunto de individuos que componen un hogar, perciban o no rentas. Así pues, se suman las declaraciones de aquellos contribuyentes pertenecientes a una misma unidad fiscal que declaran separadamente ya que a partir del año 1988 se introduce la posibilidad de realizar la declaración separada para familias con más de un preceptor de rentas.

La escala de equivalencia utilizada es la escala paramétrica propuesta por Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992), mediante la cual se trasforma la renta

familiar Y en la renta equivalente $Y^e = Y \cdot e$. La escala de equivalencia e se define como:

$$e(n) = \frac{1}{[n]^\alpha}$$

Donde n es el número de individuos que componen la familia y α un parámetro de economía de escala. La variable renta utilizada es la Base Imponible del declarante.

3.2. Resultados

En las tablas 1 a 5 aparece la desigualdad existente en la distribución de rentas antes y después de impuestos observada y estimada con el estimador kernel (Nadara-Watson reformulado) y el regresograma. Así mismo, se descompone el efecto redistributivo del sistema fiscal en sus componentes vertical y horizontal para los años 1990 a 1994.

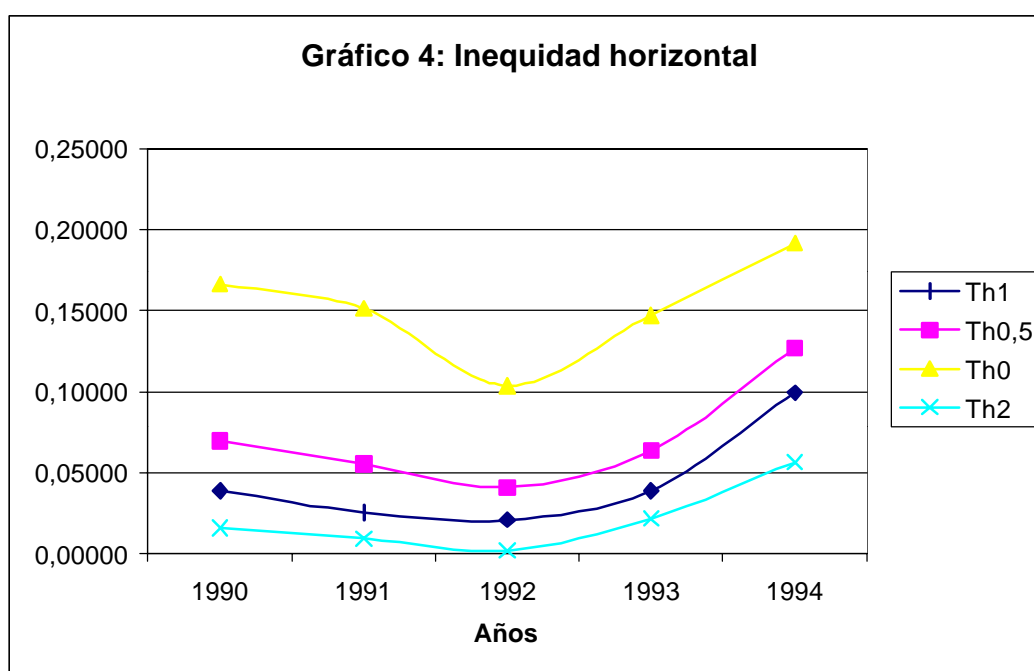
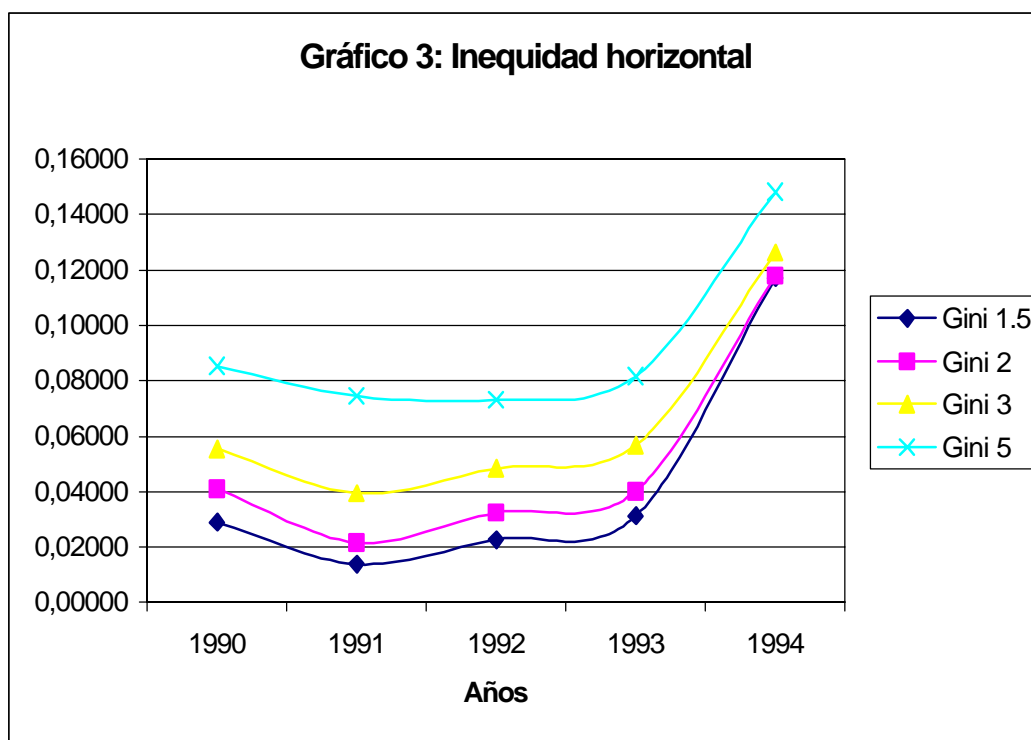
En primer lugar, podemos observar que para un $\alpha=0,5$, el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Aronson *et al.* (utilizando como base el índice de Gini) o Lambert y Ramos (que utilizan como base el índice de Entropía Generalizada $c=0$) es similar al de este trabajo³.

Si ahora comparamos los resultados obtenidos con la estimación kernel (Nadara-Watson reformulado) y con el regresograma vemos que los resultados no son muy diferentes entre sí. Esto podría cuestionar la utilidad de esta metodología frente a las existentes en la literatura. Sin embargo, es todo lo contrario. Esta metodología más general nos permite contrastar la robustez de los resultados en un doble sentido. Por una parte, nos permite realizar ejercicios de sensibilidad con respecto al índice de desigualdad y al parámetro de aversión utilizados. Por otra parte, podemos aplicar distintos métodos de estimación no paramétrica.

Si comentamos más detalladamente los resultados, observamos que en cualquiera de estos años, para los índices de Gini y Atkinson, la desigualdad de la renta antes y después de impuestos, tanto estimada como observada, se incrementa con el parámetro de aversión a la desigualdad utilizado (v y ϵ , respectivamente). Así mismo, tanto el componente de la IH como la RV son crecientes con la aversión a la desigualdad, aunque varía su importancia relativa. En el caso de los índices de Entropía Generalizada la desigualdad de la renta antes y después de impuestos tanto estimada como observada y la IH y la RV disminuyen siempre con el parámetro c , en el rango analizado.

³ En el trabajo de Lambert y Ramos el componente horizontal era del 11,49% para 1990 con un intervalo de 100.000 pesetas. En nuestro caso para un intervalo óptimo de 130.220 pesetas el componente es de 10,8%.

Comparando los resultados que aparecen en las tablas 6 y 7 y gráficos 3 y 4, para los años 1990 a 1994 obtenidos con distintos índices, podemos decir que en general los índices de IH no manifiestan una evolución inequívoca entre los años 1990 a 1992, pasando a crecer a partir del año 1993. En concreto, en 1992, dependiendo del índice utilizado la IH aumenta (casos del Gini 1,5 al 3) o disminuye (casos del Gini 5 y todos los índices de entropía generalizada analizados). Es de destacar la importancia de la metodología utilizada en este trabajo, puesto que permite contrastar la robustez de los resultados obtenidos.



Por último, si analizamos la sensibilidad de los resultados a la escala de equivalencia utilizada (tablas 3, 3B, 3C y 8). Vemos que para todos los índices la relación entre la desigualdad de la renta antes y después de impuestos (observada y estimada) y el parámetro α tiene la esperada forma de U.

4. CONCLUSIONES

La principal aportación de este trabajo ha sido descomponer el efecto redistributivo del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica para los años 1990 a 1994.

En primer lugar observamos que el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Aronson *et al.* o Lambert y Ramos es similar al de este trabajo. En segundo lugar, los resultados obtenidos con la estimación kernel reformulada y con el regresograma muestran la robustez de los resultados puesto que podemos utilizar distintos métodos de estimación no paramétrica, índices de desigualdad y parámetros de aversión. En tercer lugar, tanto el componente de la IH como la RV son crecientes con la aversión a la desigualdad. En el caso de los índices de Entropía Generalizada la IH y la RV disminuyen siempre con el parámetro c , en el rango analizado. Por último, para todos los índices la IH aumenta para 1993 y no muestra una tendencia clara entre los años 1990 a 1992. El enfoque utilizado nos ha permitido contrastar la robustez de los resultados para una variedad de índices alternativos.

Una línea de avance de este estudio, actualmente en curso y que permite observar las virtudes de esta metodología, es evaluar distintas reformas fiscales que, manteniendo un mismo poder recaudatorio y redistribuidor del sistema en vigor, reduzcan la desigualdad horizontal del impuesto, por ejemplo mediante deducciones familiares en la base del impuesto, para diversos criterios alternativos sobre la escala de equivalencia utilizada.

Tabla 1: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1990

			Estimación kernel reformulado				Regresograma					
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)		I. horizontal (b)-(c)		Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'		I. horizontal (b)-(c)'	
Índice S-Gini												
v=1,5	0,2732	0,2387	0,2377	0,0355	(102,9%)	0,001	(2,9%)	0,2379	0,0353	(102,3%)	0,0008	(2,3%)
v=2,0	0,4008	0,3569	0,3551	0,0457	(104,1%)	0,0018	(4,1%)	0,3555	0,0453	(103,2%)	0,0014	(3,2%)
v=3,0	0,5323	0,4836	0,4809	0,0514	(105,5%)	0,0027	(5,5%)	0,4815	0,0508	(104,3%)	0,0021	(4,3%)
v=5,0	0,6509	0,6040	0,6000	0,0509	(108,5%)	0,004	(8,5%)	0,6009	0,0500	(106,6%)	0,0031	(6,6%)
Índice de Atkinson												
e=0,5	0,1359	0,1086	0,1067	0,0292	(107,0%)	0,0019	(7,0%)	0,1074	0,0285	(104,4%)	0,0012	(4,4%)
e=1,0	0,2634	0,2183	0,2105	0,0529	(117,3%)	0,0078	(17,3%)	0,2121	0,0513	(113,7%)	0,0062	(13,7%)
e=1,5	0,4289	0,3751	0,3193	0,1096	(203,7%)	0,0558	(103,7%)	0,3217	0,1072	(199,3%)	0,0534	(99,3%)
Entropía Generalizada												
c=0,0	0,3057	0,2462	0,2363	0,0694	(116,6%)	0,0099	(16,6%)	0,2384	0,0673	(113,1%)	0,0078	(13,1%)
c=1,0	0,2916	0,2246	0,2220	0,0696	(103,9%)	0,0026	(3,9%)	0,2231	0,0685	(102,2%)	0,0015	(2,2%)
c=2,0	0,4348	0,2913	0,2890	0,1458	(101,6%)	0,0023	(1,6%)	0,2897	0,1451	(101,1%)	0,0016	(1,1%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5039 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 130,220 pesetas en la estimación kernel (N-W) reformulado y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 2: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1991

			Estimación kernel reformulado				Regresograma					
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)		I. horizontal (b)-(c)		Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'		I. horizontal (b)-(c)'	
Índice S-Gini												
v=1,5	0,2755	0,2392	0,2387	0,0368	(101,4%)	0,0005	(1,4%)	0,2383	0,0372	(102,5%)	0,0009	(2,5%)
v=2,0	0,4048	0,3586	0,3576	0,0472	(102,2%)	0,001	(2,2%)	0,3572	0,0476	(103,0%)	0,0014	(3,0%)
v=3,0	0,5372	0,4865	0,4845	0,0527	(103,9%)	0,002	(3,9%)	0,4843	0,0529	(104,3%)	0,0022	(4,3%)
v=5,0	0,6558	0,6075	0,6039	0,0519	(107,5%)	0,0036	(7,5%)	0,6043	0,0515	(106,6%)	0,0032	(6,6%)
Índice de Atkinson												
e=0,5	0,1381	0,1094	0,1078	0,0303	(105,6%)	0,0016	(5,6%)	0,1081	0,0300	(104,5%)	0,0013	(4,5%)
e=1,0	0,2680	0,2206	0,2132	0,0548	(115,6%)	0,0074	(15,6%)	0,2144	0,0536	(113,1%)	0,0062	(13,1%)
e=1,5	0,4202	0,3633	0,3240	0,0962	(169,1%)	0,0393	(69,1%)	0,3261	0,0941	(165,4%)	0,0372	(65,4%)
Entropía Generalizada												
c=0,0	0,3120	0,2492	0,2397	0,0723	(115,1%)	0,0095	(15,1%)	0,2413	0,0707	(112,6%)	0,0079	(12,6%)
c=1,0	0,2954	0,2250	0,2232	0,0722	(102,6%)	0,0018	(2,6%)	0,2234	0,072	(102,3%)	0,0016	(2,3%)
c=2,0	0,4393	0,2903	0,2889	0,1504	(100,9%)	0,0014	(0,9%)	0,2886	0,1507	(101,1%)	0,0017	(1,1%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5344 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 142.800 pesetas en la estimación kernel (N-W) reformulado y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 3: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1992

			Estimación kernel reformulado				Regresograma					
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)		I. horizontal (b)-(c)		Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'		I. horizontal (b)-(c)'	
Índice S-Gini												
v=1,5	0,2735	0,2338	0,2329	0,0406	(102,3%)	0,0009	(2,3%)	0,2330	0,0405	(102,0%)	0,0008	(2,0%)
v=2,0	0,3960	0,3468	0,3452	0,0508	(103,3%)	0,0016	(3,3%)	0,3455	0,0505	(102,6%)	0,0013	(2,6%)
v=3,0	0,5217	0,4680	0,4654	0,0563	(104,8%)	0,0026	(4,8%)	0,4659	0,0558	(103,9%)	0,0021	(3,9%)
v=5,0	0,6340	0,5821	0,5783	0,0557	(107,3%)	0,0038	(7,3%)	0,5790	0,0550	(106,0%)	0,0031	(6,0%)
Índice de Atkinson												
e=0,5	0,1363	0,1046	0,1033	0,033	(104,1%)	0,0013	(4,1%)	0,1036	0,0327	(103,2%)	0,001	(3,2%)
e=1,0	0,2542	0,2045	0,1992	0,055	(110,7%)	0,0053	(10,7%)	0,1992	0,0550	(110,7%)	0,0053	(10,7%)
e=1,5	0,3873	0,3279	0,3030	0,0843	(141,9%)	0,0249	(41,9%)	0,2997	0,0876	(147,5%)	0,0282	(47,5%)
Entropía Generalizada												
c=0,0	0,2933	0,2288	0,2221	0,0712	(110,4%)	0,0067	(10,4%)	0,2222	0,0711	(110,2%)	0,0066	(10,2%)
c=1,0	0,3200	0,2302	0,2283	0,0917	(102,1%)	0,0019	(2,1%)	0,2289	0,0911	(101,4%)	0,0013	(1,4%)
c=2,0	1,0401	0,5056	0,5044	0,5357	(100,2%)	0,0012	(0,2%)	0,5044	0,5357	(100,2%)	0,0012	(0,2%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 4857 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 145.660 pesetas en la estimación kernel (N-VV) reformulado y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 3B: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1992 (alfa=0,25)

	Estimación N-W reformulada					Regresograma				
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)	I. horizontal (b)-(c)	Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'	I. horizontal (b)-(c)'		
Índice S-Gini										
v=1,5	0,275	0,2351	0,2348	0,0402 (100,8%)	0,0003 (0,8%)	0,2344	0,0406 (101,8%)	0,0007 (1,8%)		
v=2,0	0,3975	0,3482	0,3474	0,0501 (101,6%)	0,0008 (1,6%)	0,3470	0,0505 (102,4%)	0,0012 (2,4%)		
v=3,0	0,5230	0,4694	0,4677	0,0553 (103,2%)	0,0017 (3,2%)	0,4674	0,0556 (103,7%)	0,002 (3,7%)		
v=5,0	0,6363	0,5848	0,5815	0,0548 (106,4%)	0,0033 (6,4%)	0,5818	0,0545 (105,8%)	0,003 (5,8%)		
Índice de Atkinson										
e=0,5	0,1380	0,1062	0,1051	0,0329 (103,5%)	0,0011 (3,5%)	0,1051	0,0329 (103,5%)	0,0011 (3,5%)		
e=1,0	0,2584	0,2088	0,2033	0,0551 (111,1%)	0,0055 (11,1%)	0,2031	0,0553 (111,5%)	0,0057 (11,5%)		
e=1,5	0,3969	0,3380	0,3103	0,0866 (147,0%)	0,0277 (47,0%)	0,3075	0,0894 (151,8%)	0,0305 (51,8%)		
Entropía Generalizada										
c=0,0	0,2989	0,2342	0,2273	0,0716 (110,7%)	0,0069 (10,7%)	0,2271	0,0718 (111,0%)	0,0071 (11,0%)		
c=1,0	0,3224	0,2328	0,2315	0,0909 (101,5%)	0,0013 (1,5%)	0,2315	0,0909 (101,5%)	0,0013 (1,5%)		
c=2,0	1,0163	0,5008	0,5003	0,516 (100,1%)	0,0005 (0,1%)	0,4997	0,5166 (100,2%)	0,0011 (0,2%)		

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 4857 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 176.770 pesetas en la estimación N-W reformulada y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 3C: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1992 (alfa=0,75)

	Estimación N-W reformulada					Regresograma				
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)	I. horizontal (b)-(c)	Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'	I. horizontal (b)-(c)'		
Índice S-Gini										
v=1,5	0,2836	0,2458	0,2452	0,0384 (101,6%)	0,0006 (1,6%)	0,2448	0,0388 (102,6%)	0,0010 (2,6%)		
v=2,0	0,4099	0,3636	0,3624	0,0475 (102,6%)	0,0012 (2,6%)	0,3620	0,0479 (103,5%)	0,0016 (3,5%)		
v=3,0	0,5379	0,4879	0,4858	0,0521 (104,2%)	0,0021 (4,2%)	0,4855	0,0524 (104,8%)	0,0024 (4,8%)		
v=5,0	0,6493	0,6012	0,5974	0,0519 (107,9%)	0,0038 (7,9%)	0,5976	0,0517 (107,5%)	0,0036 (7,5%)		
Índice de Atkinson										
e=0,5	0,1442	0,1129	0,1116	0,0326 (104,2%)	0,0013 (4,2%)	0,1117	0,0325 (103,8%)	0,0012 (3,8%)		
e=1,0	0,2663	0,2176	0,2123	0,054 (110,9%)	0,0053 (10,9%)	0,2121	0,0542 (111,3%)	0,0055 (11,3%)		
e=1,5	0,3973	0,3394	0,3157	0,0816 (140,9%)	0,0237 (40,9%)	0,3126	0,0847 (146,3%)	0,0268 (46,3%)		
Entropía Generalizada										
c=0,0	0,3096	0,2454	0,2387	0,0709 (110,4%)	0,0067 (10,4%)	0,2384	0,0712 (110,9%)	0,0070 (10,9%)		
c=1,0	0,3387	0,2493	0,2476	0,0911 (101,9%)	0,0017 (1,9%)	0,2476	0,0911 (101,9%)	0,0017 (1,9%)		
c=2,0	1,0756	0,5345	0,5331	0,5425 (100,3%)	0,0014 (0,3%)	0,5326	0,5430 (100,4%)	0,0019 (0,4%)		

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 4857 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 127.550 pesetas en la estimación N-W reformulada y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 4: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1993

		Estimación kernel reformulado				Regresograma						
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)		I. horizontal (b)-(c)		Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'		I. horizontal (b)-(c)'	
Índice S-Gini												
v=1,5	0,2626	0,2274	0,2263	0,0363	(103,1%)	0,0011	(3,1%)	0,2259	0,0367	(104,3%)	0,0015	(4,3%)
v=2,0	0,3878	0,3430	0,3412	0,0466	(104,0%)	0,0018	(4,0%)	0,3408	0,0470	(104,9%)	0,0022	(4,9%)
v=3,0	0,5169	0,4676	0,4648	0,0521	(105,7%)	0,0028	(5,7%)	0,4647	0,0522	(105,9%)	0,0029	(5,9%)
v=5,0	0,6336	0,5858	0,5819	0,0517	(108,2%)	0,0039	(8,2%)	0,5822	0,0514	(107,5%)	0,0036	(7,5%)
Índice de Atkinson												
e=0,5	0,1264	0,0997	0,0980	0,0284	(106,4%)	0,0017	(6,4%)	0,0981	0,0283	(106,0%)	0,0016	(6,0%)
e=1,0	0,2487	0,2041	0,1973	0,0514	(115,2%)	0,0068	(15,2%)	0,1971	0,0516	(115,7%)	0,0070	(15,7%)
e=1,5	0,4127	0,3587	0,3081	0,1046	(193,7%)	0,0506	(93,7%)	0,3050	0,1077	(199,4%)	0,0537	(99,4%)
Entropía Generalizada												
c=0,0	0,2860	0,2283	0,2198	0,0662	(114,7%)	0,0085	(14,7%)	0,2196	0,0664	(115,1%)	0,0087	(15,1%)
c=1,0	0,2665	0,2024	0,1999	0,0666	(103,9%)	0,0025	(3,9%)	0,2000	0,0665	(103,7%)	0,0024	(3,7%)
c=2,0	0,3625	0,2439	0,2413	0,1212	(102,2%)	0,0026	(2,2%)	0,2409	0,1216	(102,5%)	0,0030	(2,5%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 4857 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 145.660 pesetas en la estimación kernel (N-VV) reformulado y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 5: Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1994

			Estimación kernel reformulado				Regresograma					
	Renta antes (a)	Renta después (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a)-(c)		I. horizontal (b)-(c)		Renta estimada (c)'	I. vertical (a)-(c)'		I. horizontal (b)-(c)'	
Índice S-Gini												
v=1,5	0,2601	0,2345	0,2315	0,0286	(111,7%)	0,0030	(11,7%)	0,2317	0,0284	(110,9%)	0,0028	(10,9%)
v=2,0	0,3808	0,3503	0,3467	0,0341	(111,8%)	0,0036	(11,8%)	0,3469	0,0339	(111,1%)	0,0034	(11,1%)
v=3,0	0,5048	0,4731	0,4691	0,0357	(112,6%)	0,0040	(12,6%)	0,4694	0,0354	(111,7%)	0,0037	(11,7%)
v=5,0	0,6167	0,5870	0,5826	0,0341	(114,8%)	0,0044	(14,8%)	0,5830	0,0337	(113,5%)	0,0040	(13,5%)
Índice de Atkinson												
e=0,5	0,1227	0,1030	0,1005	0,0222	(112,7%)	0,0025	(12,7%)	0,1008	0,0219	(111,2%)	0,0022	(11,2%)
e=1,0	0,2346	0,2040	0,1980	0,0366	(119,6%)	0,0060	(19,6%)	0,1980	0,0366	(119,6%)	0,0060	(19,6%)
e=1,5	0,3606	0,3247	0,3030	0,0576	(160,4%)	0,0217	(60,4%)	0,2998	0,0608	(169,4%)	0,0249	(69,4%)
Entropía Generalizada												
c=0,0	0,2673	0,2282	0,2207	0,0466	(119,2%)	0,0075	(19,2%)	0,2207	0,0466	(119,2%)	0,0075	(19,2%)
c=1,0	0,2680	0,2148	0,2095	0,0585	(110,0%)	0,0053	(10,0%)	0,2102	0,0578	(108,6%)	0,0046	(8,6%)
c=2,0	0,4326	0,2804	0,2718	0,1608	(105,7%)	0,0086	(5,7%)	0,2727	0,1599	(105,1%)	0,0077	(5,1%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5386 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 139.590 pesetas en la estimación kernel (N-VV) reformulado y en el regresograma.

Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).

Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) corresponden a los índices propuestos por Aronson et al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

Tabla 6: Inequidad horizontal. Kerner reformulado. 1990-1994

	1990	1991	1992	1993	1994
Índice S-Gini					
v=1,5	0,02899	0,01377	0,02267	0,03125	0,11719
v=2,0	0,04100	0,02165	0,03252	0,04018	0,11803
v=3,0	0,05544	0,03945	0,04842	0,05680	0,12618
v=5,0	0,08529	0,07453	0,07322	0,08159	0,14815
Índice de Atkinson					
e=0,5	0,06960	0,05575	0,04101	0,06367	0,12690
e=1,0	0,17295	0,15612	0,10664	0,15247	0,19608
e=1,5	1,03717	0,69069	0,41919	0,93704	0,60446
Entropía Generalizada					
c=0,0	0,16639	0,15127	0,10388	0,14731	0,19182
c=1,0	0,03881	0,02557	0,02116	0,03900	0,09962
c=2,0	0,01603	0,00940	0,00225	0,02192	0,05650

Tabla7:Tasas de variación de la inequidad horizontal. Kernel ref. 1990-1994

	1991	1992	1993	1994
Índice S-Gini				
v=1,5	-0,52479	0,64584	0,37847	2,75000
v=2,0	-0,47210	0,50244	0,23549	1,93770
v=3,0	-0,28848	0,22737	0,17304	1,22172
v=5,0	-0,12609	-0,01766	0,11435	0,81576
Índice de Atkinson				
e=0,5	-0,19897	-0,26439	0,55258	0,99313
e=1,0	-0,09732	-0,31693	0,42973	0,28604
e=1,5	-0,33407	-0,39308	1,23534	-0,35493
Entropía Generalizada				
c=0,0	-0,09083	-0,31333	0,41817	0,30209
c=1,0	-0,34113	-0,17248	0,84334	1,55436
c=2,0	-0,41377	-0,76106	8,76461	1,57748

BIBLIOGRAFÍA

- ARONSON, R., JOHNSON P. y P. J. LAMBERT (1994): "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment in the U.K.". *Economic Journal*, 104, 262-270.
- ATKINSON, A. B. (1970): "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- (1980): "Horizontal Equity and the distribution of the Tax Burden", in H. J. Aaron y M. J. Boskin (eds). *The Economics of Taxation*, Washington D.C.: Brookings Institution, 244-263.
- BERLIANT, M. C., y P. STRAUSS (1983): "Measuring the Distribution of Personal Income Taxes", in *What role for the Government? Lessons from Policy Research*. Zeckhauser, R., Leebaert, D. eds., Duke University Press, Durham N.C.
- BUHMANN, B., RAINWATER, L. SCHMAUS, G. y T. SMEEDING (1988): "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database", *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.
- CAMARERO R., HERRERO O. y I. ZUBIRI (1993): "Medición de la inequidad horizontal: teoría y una aplicación al caso de Vizcaya". *Investigaciones Económicas*, XVII (2), 333-362.
- COULTER, F.A., COWELL, F.A. and S.P. JENKINS (1992): "Difference in Needs and Assessment of Income Distributions". *Bulletin of Economic Research*, 44, 77-124.
- DASGUPTA P., SEN A. y D. STARRET (1973): "Notes on the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory* 6, 180-187.
- FELDSTEIN M. (1976): " On the Theory of Tax Reform". *Journal of Public Economics*, 6, 77-104.
- HÄRDLE W. (1990): *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge University Press.
- KING M. (1983): "An index of inequality: with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility". *Econometrica*, 51, 99-115.
- LAMBERT P. y RAMOS X. (1997): "Vertical redistribution and horizontal inequity". *International Tax and Public Finance*, 4, 25-37.
- PAZOS M., RABADÁN I. y SALAS R. (1995): "La desigualdad horizontal en el impuesto sobre la renta de las personas físicas". *Revista de Economía Aplicada*, 9, 5-20.
- PERROTE I., RODRÍGUEZ J.G. y SALAS R. (2001): "A Non-parametric Decomposition of Redistribution into Vertical and Horizontal Components". *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 10/01.

- PLOTNICK R. (1981): "A Measure of Horizontal Inequity". *The Review of Economics and Statistics*, 63, 283-288.
- RODRÍGUEZ J.G. y SALAS R. (2001): "A Convex Reformulation of the Nadaraya-Watson Kernel Estimator". *Papeles de Trabajo* del Instituto de Estudios Fiscales, 30/01.
- TUKEY, J. W. (1947): "Non-parametric estimation II. Statistically equivalent blocks and tolerance regions. The continuous case". *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 529-39.

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 research 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 Pla.
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, 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.
Autor: 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.^a 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.
Autora: 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.^a 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 and 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 and 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. Monica Capra y Rosario Gomez.
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 Felix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union.
Autores: Santiago Álvarez-García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.

