

XIII ENCUENTRO DE ECONOMÍA PÚBLICA

LA MEDICIÓN DE LA EQUIDAD HORIZONTAL EN LA TRIBUTACIÓN DE LA FAMILIA EN EL IRPF: UN ENFOQUE NO PARAMÉTRICO *.

Autores:

Santiago Álvarez García (Universidad de Oviedo)

Juan Prieto Rodríguez (Universidad de Oviedo)

Juan Gabriel Rodríguez (Universidad Rey Juan Carlos de Madrid)

Dirección de contacto: Santiago Álvarez García.

Departamento de Economía.

Universidad de Oviedo.

Avda. del Cristo s.n., 33006.- Oviedo.

Teléfono: 985103724

Correo electrónico: santiag@uniovi.es

Resumen

La elección de la unidad contribuyente y el tratamiento fiscal que se otorga a las unidades familiares son dos de los problemas más importantes en el diseño de los Impuestos Personales sobre la Renta, ya que determinan el grado de equidad horizontal de los mismos. En este trabajo se estudian precisamente las distintas alternativas existentes sobre tributación de la familia desde la perspectiva de la equidad horizontal del impuesto. En concreto, se consideran las variaciones en la desigualdad horizontal ocasionadas por las modificaciones del IRPF realizadas en 1998 y 2002, básicamente, la unificación de tarifas y la sustitución de las deducciones familiares de la cuota por reducciones en la base imponible.

La metodología aplicada es el novedoso enfoque no paramétrico propuesto en Rodríguez *et al.* (2001), enfoque ordinal que nos permite contrastar los resultados obtenidos sobre la equidad horizontal para el conjunto de índices de desigualdad S-convexos.

Palabras clave: inequidad horizontal, análisis no paramétrico, tributación familia.

Códigos JEL: D12, D63, H24, H31

* Este trabajo se ha beneficiado de la financiación del Plan Nacional de Investigación, Proyecto SEC 2003-08937.

1. Introducción.

La elección de la unidad contribuyente y el tratamiento fiscal que se otorga a las unidades familiares son dos de los problemas más importantes en el diseño de los Impuestos Personales sobre la Renta, ya que determinan el grado de equidad horizontal (EH) de los mismos. En este trabajo se estudian las distintas alternativas existentes sobre tributación de la familia desde la perspectiva de la equidad horizontal del impuesto. En concreto, se consideran las variaciones en la desigualdad horizontal ocasionadas por las modificaciones del IRPF realizadas en 1998 y 2002, básicamente, la unificación de tarifas y la sustitución de las deducciones familiares de la cuota por reducciones en la base imponible.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el apartado 2 se revisa el concepto de EH y los problemas relativos a la tributación de las unidades familiares en los Impuestos sobre la Renta. El apartado tercero se dedica a la metodología empleada en nuestro trabajo para la medición de la EH y en el cuarto se resumen los principales resultados del ejercicio empírico realizado. Cierra el trabajo un breve capítulo de conclusiones.

La principal aportación del trabajo la constituye el novedoso enfoque metodológico empleado para la medición de la EH, un enfoque no paramétrico propuesto en Rodríguez *et al.* (2001), enfoque ordinal que nos permite contrastar los resultados obtenidos sobre la equidad horizontal para el conjunto de índices de desigualdad S-convexos.

2. Tributación de la familia y la EH en el Impuesto sobre la Renta.

El principio de equidad en la imposición plantea una doble vertiente, la EH que implica que debe darse un mismo trato impositivo a personas que se encuentran en situación igual, y la equidad vertical (EV), que explicita que debe concederse un tratamiento tributario desigual a las personas que se encuentran en situaciones diferentes. Ambos principios resultan complementarios y, como ha puesto de manifiesto Musgrave (1976), no puede decirse que uno tenga prioridad sobre el otro.

En efecto, si el principio de EH puede ser considerado como un axioma ético cuyo origen se encuentra en la igualdad de todos los ciudadanos (contribuyentes) ante la Ley y solamente tiene sentido si a su vez se aplica un trato desigual a los ciudadanos diferentes, tampoco podríamos aplicar el principio de EV de una forma independiente en la medida en que, para poder tratar de forma desigual a individuos diferentes, necesitamos definir previamente un criterio que nos permita subdividir a la población en grupos que comprendan a los contribuyentes que consideramos iguales.

Mientras que la EV ha recibido mucha atención por la dificultad existente para definir una pauta de diferenciación entre personas desiguales a la hora de graduar su carga tributaria y por la importancia que se ha atribuido a la progresividad y capacidad redistributiva de los Impuestos Personales sobre la Renta, la EH ha recibido escasa atención desde su primera formulación por Sidwick (1874). Así, tradicionalmente, se ha dado primacía a la EV y de ella se ha hecho depender a la EH, a partir de la concepción de Pigou (1928) de que las medidas impositivas que se ajustan al principio del sacrificio mínimo siempre y necesariamente se ajustan al principio de sacrificio igual entre personas similarmente situadas.

Sin embargo, desde mediados de la década de los setenta, a partir del trabajo de Feldstein (1976), se ha empezado a prestar una mayor atención a la EH, llegándose incluso a considerarla como el principio básico del que se deriva posteriormente la EV.

Como ha puesto de manifiesto Zubiri (2001) la importancia de la EH no debe ser minusvalorada ya que el hecho de que un contribuyente perciba que otro, ganando lo mismo que él paga menos impuestos, conduce a un rechazo social de un sistema fiscal que será considerado como injusto y arbitrario.

En el marco del IRPF la EH puede ser definida de una forma sencilla estableciendo que todos los contribuyentes que obtienen la misma renta deben de pagar el mismo impuesto. Sin embargo esta definición obvia que existen otras circunstancias distintas de la renta que inciden en la capacidad de pago de los contribuyentes. Las principales son las que se derivan de la pertenencia de los mismos a unidades familiares. Las principales decisiones económicas no son adoptadas de forma separada por los individuos, sino de forma conjunta en las unidades familiares, que constituyen la unidad

básica de consumo. Mincer (1995, pp. 66) resalta que “es importante reconocer que las decisiones sobre la producción de bienes y servicios en el hogar y sobre el ocio son decisiones familiares. La variable de renta relevante en la demanda de servicios domésticos y de ocio de cada miembro de la familia es la renta familiar total. Un cambio en la renta de un miembro de la familia va a conllevar, en general, un cambio en el consumo o el ocio del conjunto de la unidad familiar. Un incremento en la renta de uno de los individuos va a tener como consecuencia no solamente una disminución de sus horas de trabajo, sino también en las de otros miembros de la familia”.

Esta consideración de la familia como la unidad económica básica obliga a referir a ella la EH que exigiría que familias con la misma renta pagaran el mismo impuesto. Así, cuando su capacidad de consumo fuese la misma antes del pago de impuestos, lo seguiría siendo después de los mismos.

Sin embargo, como es bien conocido, nuestro IRPF tiene una configuración individual desde el año 1988, en virtud de la Sentencia del Tribunal Constitucional de 20 de febrero de 1989, que declaró inconstitucional la tributación conjunta obligatoria de las unidades familiares. Esto supone que familias con los mismos ingresos paguen impuestos distintos en función de cómo se distribuyen estos entre sus miembros, situación que obviamente incumple el principio de EH.

Un segundo problema relacionado con la tributación de las unidades familiares, independiente de la tributación separada o conjunta de los perceptores de rentas de las mismas, es el de la existencia de personas (hijos, ascendientes con pocos recursos) que dependen del sujeto pasivo. Obviamente el principio de EH obliga a realizar una compensación de dichas cargas ya que, para un mismo nivel de renta monetaria, la capacidad de pago de dos contribuyentes diferirá en función de las personas que dependan de él. Podemos reformular el concepto de EH aplicado al IRPF considerando que exige que todos los contribuyentes que tienen la misma *renta equivalente* paguen el mismo impuesto, considerando renta equivalente a aquella que permite a unidades de distinto tamaño y composición mantener el mismo nivel de consumo. Es decir, la renta equivalente será igual a la renta monetaria una vez corregida por la escala de equivalencia correspondiente al tamaño del hogar.

La compensación de las cargas familiares puede realizarse, en la práctica, mediante el uso de diferentes instrumentos:

A) Establecimiento de un umbral de renta no sometido a tributación (mediante reducciones en la base imponible o estableciendo un tramo de renta gravado a tipo cero). La deducción de cantidades fijas en la base imponible, cuya cuantía depende de las cargas familiares pero no del nivel de renta de la familia, se justifica en la necesidad de sustraer de tributación la cantidad necesaria para asegurar su consumo de supervivencia. Su utilización ya fue defendida por J.S. Mill (1848) y frecuentemente su empleo se cuestiona por el hecho de que proporcionan un ahorro fiscal superior a los contribuyentes de rentas elevadas que a los que tienen unos rendimientos más reducidos. Esta situación es consecuencia de la progresividad del IRPF y es necesario tener presente que cuando se compara a contribuyentes con distinto nivel de renta se abandona la perspectiva de la EH para entrar en otro ámbito distinto de EV. Como ha puesto de manifiesto Zubiri (2001, pp. 321), si el tamaño de la familia afecta a la capacidad de pago del contribuyente, su corrección debe efectuarse en el indicador de la misma, que es la base imponible.

B) Mediante la concesión de beneficios fiscales en forma de deducciones en la cuota del Impuesto. Una deducción en la cuota de cuantía fija equivale a la concesión de un mínimo de renta exenta en la base imponible decreciente con la renta. El ahorro en el pago impositivo que producen es el mismo para contribuyentes de rentas altas y bajas pero a los contribuyentes de rentas altas les supone un beneficio menor ya que su traslación a reducciones en la base se realiza dividiendo por un tipo marginal más alto cuando la tarifa del impuesto es progresiva.

C) Mediante el empleo de diferentes tarifas de tipos impositivos para los distintos tipos de unidad contribuyente. Así, el Informe Bradford (1977), propuso el empleo de tres tarifas de tipos impositivos distintas para solteros, matrimonios y familias monoparentales.

D) Mediante el empleo de un sistema de promediación de rendimientos entre los miembros de la unidad familiar, particularmente mediante el uso de un sistema de cociente familiar que tiene en cuenta no solamente el número de perceptores de rentas, sino el número de individuos que constituyen el hogar. Estos sistemas permiten resolver

simultáneamente los dos problemas expuestos, la existencia de varios perceptores de rendimientos y las cargas familiares, por lo que resultan los más adecuados para lograr la EH en los Impuestos sobre la Renta Personal.

3. La medición de la EH: un enfoque no paramétrico.

La dificultad de encontrar en la práctica individuos exactamente iguales con respecto a su renta equivalente ha dado lugar a dos enfoques alternativos para medir la inequidad horizontal (IH).

Por un lado, el enfoque tradicional mide la IH por medio de la reordenación producida por el sistema fiscal (véanse, por ejemplo, Atkinson, 1980, Plotnick, 1981 y King, 1983). La reordenación, sin embargo, no es una condición necesaria para la existencia de IH, solo es una condición suficiente: Puede existir desigualdad horizontal sin que se detecte reordenación alguna. Por otro lado, el enfoque alternativo mide la IH estimando el diferente tratamiento recibido por individuos similares, donde la definición de individuos similares se obtiene dividiendo la escala de rentas en intervalos de tamaño arbitrario (véanse, entre otros, Berliant y Strauss, 1983, Camarero *et al.*, 1993, Aronson *et al.*, 1994, Pazos *et al.*, 1995, Lambert y Ramos, 1997, Álvarez y Prieto, 2003).

Un nuevo enfoque ha sido propuesto recientemente en Rodríguez *et al.* (2005). Esta nueva metodología propone una medición ordinal de la desigualdad horizontal, en concreto, la IH se mediría como la distancia entre las curvas de Lorenz de la distribución de la renta observada después de impuestos y la distribución de la renta estimada no paramétricamente después de impuestos. De esta forma, se puede estimar la IH con cualquier índice de desigualdad consistente con la curva de Lorenz, por ejemplo, el coeficiente de Gini extendido para cualquier parámetro ν de aversión a la desigualdad. Además, esta nueva metodología permite aproximar el concepto de similares a través de un procedimiento estadístico, la estimación no paramétrica, que optimiza el tamaño de los intervalos de similares. El criterio estadístico utilizado permite al investigador definir qué declarantes son similares y cuales no, de una manera mucho menos arbitraria.

Sean X e $Y \in R_{++}^N$ la distribución observada de renta equivalente antes y después de impuestos, respectivamente. Representemos X e Y en un mismo gráfico. El resultado es una nube de puntos. Si ahora ajustamos una curva a esta nube de puntos, cuanto más dispersa sea dicha nube de puntos en torno a la curva estimada 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 supuesto, si todos los puntos de la nube se sitúan sobre la curva ajustada la IH es nula, puesto que no hay un tratamiento diferenciado entre individuos similares.

La curva teórica a estimar puede ser aproximada, en principio, paramétrica y no paramétricamente¹. La estimación no paramétrica no presupone una relación funcional a priori del sistema fiscal y, asimismo, determina endógenamente el tamaño de los intervalos de similares, lo que supone dar una solución estadística al problema de la identificación de similares². Por ello, se escoge la aproximación no paramétrica.

La estimación no paramétrica consiste en ajustar localmente una función a los datos existentes, se trata en definitiva de estimar el valor esperado condicionado de la función en un entorno dado, sin ninguna restricción en la forma funcional, esto es:

$$m(x) = E(Y | X = x) = \int yf(y | x)dy = \int y \left(\frac{f(y, x)}{f_1(x)} \right) dy \quad (1)$$

donde X es la renta equivalente antes de impuestos, Y es la renta equivalente después de impuestos y $m(x)$ es la curva teórica a estimar. $f(y/x)$, $f(y,x)$ y $f_1(x)$ son la función de densidad de probabilidades condicionada, conjunta y marginal, respectivamente.

Una aproximación natural a la curva de regresión $m(x)$ es el valor medio de la variable Y en un intervalo que englobe al punto x . El estimador no paramétrico en cuestión es, por tanto, un promedio de la variable Y en los alrededores del punto x :

¹ En Härdle (1990) se revisa en detalle la estimación no paramétrica.

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

$$M(x) = \hat{m}(x) = \sum_{j=1}^n W_j(x) Y_j. \quad (2)$$

La función de ponderaciones W_n puede ser cualquier función probabilística (normalizada, $\sum_j W_j(x) = 1$, y no negativa) que de un peso decreciente a las observaciones de Y a medida que los valores correspondientes de X se alejan del punto x . Por ejemplo, el estimador Nadaraya-Watson considera las siguientes ponderaciones (Nadaraya, 1964; Watson, 1964),

$$W_j^{N-w}(x) = \frac{K_h\left(\frac{x - X_j}{h}\right)}{\sum_{j=1}^n K_h\left(\frac{x - X_j}{h}\right)} \quad (3)$$

donde la función kernel K es una función real continua, acotada y simétrica, cuya integral es uno y depende únicamente de los valores de X . El parámetro de suavizado h delimita el tamaño de los intervalos de similares. El suavizado es más grande cuanto mayor sea dicho parámetro h y viceversa. Para que el estimador no paramétrico sea consistente se exige que $h \rightarrow 0$ a medida que el tamaño muestral n se aproxima a infinito y que $nh \rightarrow \infty$. El parámetro de suavizado h se obtiene minimizando el error global cometido por la estimación no paramétrica, por ejemplo, el error cuadrático integrado medio o alguna de sus variantes. Todas estas funciones, sin embargo, son equivalentes asintóticamente, por lo que tienen aproximadamente el mismo mínimo y, por tanto, determinan un mismo tamaño de intervalo de similares h .

Existen numerosos métodos de estimación no paramétrica. De todos ellos seleccionamos el estimador biestocástico no paramétrico (Rodríguez y Salas, 2005). Este estimador garantiza la dominancia estocástica, en sentido de Lorenz, de la distribución de rentas equivalentes después de impuestos estimada respecto de la observada.

Sea $Z \in R_{++}^N$ la distribución de la renta equivalente después de impuestos estimada utilizando la técnica no paramétrica biestocástica. Entonces, por construcción, $Z = A \cdot Y$,

donde A es una matriz bistocástica³. Dasgupta *et al.* (1973) demuestran que Z es una transformación S-convexa de Y , si y sólo si, puede ser escrita como $Z=AY$, lo que significa que la curva de Lorenz de Z domina a la curva de Lorenz de Y .

La IH se puede medir entonces como la distancia entre las curvas de Lorenz de Z e Y de la siguiente manera:

$$IH(X,Y)=I(Y)-I(Z) \quad (4)$$

El índice de desigualdad $I(\cdot)$ puede ser cualquier índice, siempre y cuando, sea S-convexo (Atkinson, 1970, y Dasgupta *et al.*, 1973). Por tanto, se garantiza la no negatividad de la IH. Cualquier valor positivo de IH indica presencia de desigualdad horizontal, puesto que al menos dos individuos con rentas equivalentes antes de impuestos similares son tratados de manera diferente por el sistema fiscal. El valor cero coincide con la ausencia de inequidad horizontal, la dispersión en torno a la curva de regresión es, en este caso, nula. El uso de la clase general de índices S-convexos nos permite contrastar la robustez de los resultados respecto a distintos índices de desigualdad.

En este trabajo se ha estimado la familia de índices de Gini generalizados (véase Donaldson y Weymark, 1980 y 1983, y Yitzhaki, 1983) para los parámetros de aversión a la desigualdad ν : 1'2, 1'5, 2, 3, 5 y 100. Recuérdese que para $\nu=2$ se tiene el clásico índice de Gini.

4. Aplicación a las reformas de la tributación familiar de 1998 y 2002.

En esta sección se aplica la metodología expuesta en el apartado anterior para estimar los efectos sobre la EH de las reformas de la tributación de las unidades familiares realizadas en 1998 y 2002.

Como es sobradamente conocido, hasta el año 1998 la compensación de las cargas familiares se realizó mediante deducciones en la cuota tributaria. A partir de la Ley

³ Un matriz bistocástica es una matriz cuadrada, con elementos comprendidos entre 0 y 1, ambos

48/1998 del IRPF, estas deducciones fueron sustituidas por el empleo de mínimos personales y familiares, reducciones en la base imponible en función de las características del contribuyente y de las cargas familiares que tenía que afrontar. La reforma del año 2002 consolidó los efectos de la anterior, incrementando la cuantía de dichas reducciones.

La base de datos utilizada sido el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), realizado para España por el INE en colaboración con la Oficina Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT). Concretamente se ha usado la información contenida en las olas correspondientes a los años 1997 y 1998.

Los datos esta encuesta incluyen información sobre la situación socio-económica y la estructura familiar completa. Por otro lado, cada ola contiene información exhaustiva sobre el total de rentas del hogar, desagregadas por fuentes e individuos, en el año anterior. Por tanto, aunque las olas del PHOGUE utilizadas son las correspondientes a los años 97 y 98, los datos de rentas utilizadas corresponden a los años 96 y 97, respectivamente. El PHOGUE recoge las rentas netas obtenidas por cada miembro de las unidades familiares correspondientes a las partidas de remuneraciones salariales, pensiones por desempleo, rentas de autónomos, transferencias sociales (p.e. becas recibidas), rendimientos de capital mobiliario y rendimientos de capital mobiliario procedentes de inmuebles arrendados. Dada la información disponible las rentas se han tratado como rendimientos regulares y, en el caso de las rentas salariales, para determinar su cuantía neta, se les ha imputado como gasto la cotización a la Seguridad Social por parte del trabajador, calculada a partir de la estructura de cotizaciones existente. La información hace que no podamos ocuparnos del tratamiento de los rendimientos irregulares ya que solamente disponemos, como hemos visto anteriormente, de rendimientos de carácter regular.

Una vez procesada la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea, el primer paso de la microsimulación del IRPF consistió en la clasificación de los individuos en unidades impositivas. Para ello, utilizando las disposiciones fiscales en cada momento se dividió los individuos de cada hogar por familias a efectos del IRPF.

inclusive, y cuya suma por filas y columnas es 1. No incluye a las matrices de permutación.

Asimismo, se determinó si los hijos y los ascendientes residentes generaban derecho las correspondientes deducciones o reducciones.

Una vez establecida la estructura familiar, se procedió a la imputación de rentas brutas a los individuos de la muestra a partir de la información contenida en el Panel de Hogares sobre rentas netas. A continuación, se simuló el IRPF correspondiente a cada una de las distintas unidades familiares en el ejercicio 1997 utilizando el Liquidador del IRPF diseñado por la Unidad de Microsimulación del Instituto de Estudios Fiscales. Por último, se microsimularon el IRPF correspondiente a los ejercicios 2002 y 2003. Esto nos permite comparar los efectos de las tres normativas: la del año 1997 (deducciones en la cuota), la del ejercicio 2002 (reducciones en la base imponible tras la reforma de 1998), y la del ejercicio 2003 (reducciones incrementadas en la base imponible después de la reforma de 2002).

El análisis se realiza en términos de renta equivalente, utilizando la escala de equivalencia paramétrica propuesta por Buhmann et al. (1988) y Coulter et al. (1992) definida como una función, e , del tamaño del hogar, N_i , tal que:

$$e(N_i) = N_i^\alpha, \quad 1 \geq \alpha \geq 0 \quad (5)$$

Dado que α está comprendido entre cero y uno, se cumple que $1 \leq e \leq N$. Para calcular los índices de desigualdad horizontal en este trabajo se han utilizado distintos valores de este parámetro para comprobar la sensibilidad de los resultados a la definición de la escala de equivalencia.

En el Tabla 1 se presenta la desigualdad horizontal para los años 1997, 2002 y 2003. Se observa, para $\alpha=0,5$ y todos los parámetros de aversión a la desigualdad, como la IH desciende en el año 2002 respecto al año 1997, y vuelve a descender en el año 2003 respecto al 2002. Los resultados se mantienen cuando el parámetro α de la escala de equivalencia es 0,75. Sin embargo, la desigualdad horizontal en el año 2002 repunta respecto al año 1997 para $\alpha=0,25$. Por tanto, a tenor de los resultados de la Tabla 1 ambas reformas fiscales, la del año 1998 y año 2003, han ido en el buen camino, puesto que han reducido la IH del impuesto sobre la renta de las personas físicas, aunque los resultados

solo para la reforma del año 2003 sean plenamente robustos. La sustitución de las deducciones en la cuota por un mínimo personal y familiar ha sido beneficiosa, de cara a la consecución de una mayor EH en el impuesto. La reforma del año 2003 no ha hecho sino profundizar en las mejoras en términos de IH, introducidas en el año 2002.

El papel que han desempeñado las deducciones fiscales a la familia en el año 1997 se muestra en la tabla 2. Se han eliminado las deducciones por descendientes y ascendientes, sin embargo, dadas las limitaciones de la base de datos, las deducciones por edad y minusvalía no han podido ser tenidas en cuenta. En todos los casos, tanto para los distintos parámetros de aversión a la desigualdad como para los distintos pesos dados a las economías de escala familiares, la IH aumenta cuando las deducciones familiares son eliminadas. Se pone de manifiesto así que las deducciones a la familia, a pesar de las limitaciones señaladas en la Sección 2, lejos de generar una mayor desigualdad horizontal han paliado en un cierto grado dicha desigualdad horizontal. La IH generada por el sistema fiscal habría sido más elevada de no mediar las deducciones familiares.

Tabla 1. IH en 1997, 2002 y 2003 ($\alpha=0,25$; $\alpha=0,5$; $\alpha=0,75$).

Año	ν	0,25	0,5	0,75
1997	$\nu=1,2$	0,00043	0,00044	0,00102
	$\nu=1,5$	0,00087	0,00093	0,00235
	$\nu=2$	0,00137	0,00154	0,00424
	$\nu=3$	0,00201	0,00242	0,00724
	$\nu=5$	0,00295	0,00361	0,01119
	$\nu=100$	0,01154	0,01316	0,03667
2002	$\nu=1,2$	0,00043	0,00039	0,00095
	$\nu=1,5$	0,00091	0,00084	0,00222
	$\nu=2$	0,00147	0,00141	0,00404
	$\nu=3$	0,00225	0,00226	0,00698
	$\nu=5$	0,00348	0,00347	0,01093
	$\nu=100$	0,01292	0,01242	0,03652
2003	$\nu=1,2$	0,00043	0,00039	0,00095
	$\nu=1,5$	0,00089	0,00083	0,00222
	$\nu=2$	0,00145	0,00139	0,00403
	$\nu=3$	0,00224	0,00222	0,00695
	$\nu=5$	0,00350	0,00341	0,01085
	$\nu=100$	0,01300	0,01224	0,03599

Tal y como se ha señalado con anterioridad, las deducciones en la cuota fueron sustituidas por un mínimo personal y familiar en la Ley 40/1998. ¿Qué efecto ha tenido esta sustitución en términos de IH? Como hemos visto en la Tabla 1, la desigualdad horizontal ha disminuido en 2002 respecto a 1997, esto es, la reforma ha tenido unas consecuencias favorables sobre la EH del sistema fiscal. Es decir, la influencia positiva que han tenido las deducciones familiares sobre la IH, ha sido mejorada con la sustitución de dichas deducciones por los mínimos personales y familiares. No obstante, cabe preguntarse que papel diferencial han tenido estos mínimos familiares y personales. En la Tabla 3 se exponen los resultados. El mínimo familiar solo se ha podido calcular en base al mínimo por descendientes. Por un lado, se observa como el establecimiento de ambos tipos de mínimo ha tenido resultados positivos, puesto que, de no concurrir éstos el grado de IH del impuesto hubiera sido considerablemente mayor. Por otro lado, resalta el papel preponderante del mínimo personal. Aunque, la existencia de un mínimo familiar reduce la desigualdad horizontal del impuesto, es el mínimo personal el que de no existir elevaría de manera más sensible la IH del sistema fiscal.

Tabla 2. IH en 1997 sin deducciones familiares.

Año	ν	0,25	0,5	0,75
	$\nu=1,2$	0,00047	0,00051	0,00112
	$\nu=1,5$	0,00096	0,00109	0,00256
1997	$\nu=2$	0,00150	0,00180	0,00459
	$\nu=3$	0,00223	0,00282	0,00780
	$\nu=5$	0,00338	0,00424	0,01199
	$\nu=100$	0,01641	0,01725	0,03960

Las conclusiones son similares para el año 2003. La reforma fiscal del año 2002 ha profundizado en la consecución de mayores cotas de igualdad horizontal, tal y como, se señaló en la Tabla 1. Por otro lado, dicha consecución ha sido debida, en gran medida, a los mínimos personales. Los mínimos familiares han mejorado la igualdad horizontal del sistema fiscal, pero han sido los mínimos personales los que con mayor eficacia han generado una reducción de la IH en el impuesto. Siendo estas conclusiones, no solo robustas respecto al índice de desigualdad utilizado, sino también, al parámetro de la escala de equivalencia empleado.

Tabla 3. IH en 2002 sin mínimos personales y familiares.

		sin mínimos familiares y personales		
Año	ν	0,25	0,5	0,75
2002	v=1,2	0,00048	0,00050	0,00112
	v=1,5	0,00102	0,00107	0,00258
	v=2	0,00167	0,00180	0,00466
	v=3	0,00263	0,00288	0,00797
	v=5	0,00401	0,00429	0,01226
	v=100	0,01371	0,01327	0,03837
		sin mínimos familiares		
2002	v=1,2	0,00045	0,00043	0,00101
	v=1,5	0,00095	0,00091	0,00233
	v=2	0,00154	0,00151	0,00421
	v=3	0,00237	0,00238	0,00719
	v=5	0,00365	0,00356	0,01111
	v=100	0,01344	0,01250	0,03671

Tabla 4. IH en 2003 sin mínimos personales y familiares.

		sin mínimos familiares y personales		
Año	ν	0,25	0,5	0,75
2003	v=1,2	0,00049	0,00050	0,00112
	v=1,5	0,00104	0,00107	0,00258
	v=2	0,00171	0,00178	0,00464
	v=3	0,00267	0,00280	0,00787
	v=5	0,00406	0,00409	0,01196
	v=100	0,01403	0,01290	0,03772
		sin mínimos familiares		
2003	v=1,2	0,00045	0,00043	0,00101
	v=1,5	0,00095	0,00091	0,00233
	v=2	0,00154	0,00150	0,00419
	v=3	0,00238	0,00234	0,00712
	v=5	0,00371	0,00350	0,01097
	v=100	0,01363	0,01236	0,03620

5. Conclusiones.

En este trabajo se han analizado distintos aspectos, tanto teóricos como empíricos, relacionados con el tratamiento fiscal de las unidades familiares y su incidencia en la EH del Impuesto sobre la Renta español.

Mediante el empleo de técnicas no paramétricas, se ha estimado la contribución a la EH de dos sistemas distintos empleados para compensar las cargas familiares que recaen sobre el sujeto pasivo: las deducciones en la cuota y las reducciones en la base imponible. Los resultados muestran que ambos sistemas contribuyen a reducir la IH del impuesto, pero la disminución de la misma en los ejercicios 2002 y 2003 respecto al ejercicio 1997 muestra como se produce una mayor compensación de las cargas familiares que se con la aplicación de los mínimos personales y familiares, respecto al anterior sistema de deducciones en la cuota. Por último, los resultados indican que los mínimos personales realizan una mayor aportación a la EH que los mínimos familiares, lo que sugiere que, a pesar de que las reformas realizadas están en la línea correcta, la cuantía de las reducciones por hijos resulta insuficiente para compensar el coste de los mismos.

Referencias

Álvarez, S. y J. Prieto (2003): “Tributación de la familia y la equidad horizontal en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. Una aplicación a las reformas de 1999 y 2003”, en Sanz, J.F. y J. Onrubia (eds.): *Redistribución y bienestar a partir de la imposición sobre la Renta Personal*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid, 151-176.

Aronson, R., Johnson P. and 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.

Atkinson, A.B. (1980): “Horizontal Equity and the distribution of the Tax Burden”, in H. J. Aaron and M. J. Boskin (eds.): *The Economics of Taxation*, Washington D.C.: Brookings Institution, 244-263.

Berliant, M. C., and P. Strauss (1983): “Measuring the Distribution of Personal Income Taxes”, in Zeckhauser, R. and D. Leebaert (eds.): *What role for the Government? Lessons from Policy Research*. Duke University Press, Durham N.C.

Bradford, D.F. (1977): *Propuestas para una reforma tributaria básica*. (Informe Bradford). Edición Española del Instituto de Estudios Fiscales, Madrid, 1986.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmauss, G. y T. Smeeding (1988): “Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using The Luxembourg Income Study Database”, *The Review of Income and Wealth*, 34.

Camarero R., Herrero O. and 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. y 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, 180-7.

Donaldson, D. y J. A. Weymark (1980): "A Single Parameter Generalization of the Gini Index and Inequality", *Journal of Economic Theory*, 22, 67-86.

Donaldson, D. y J.A. Weymark (1983): "Ethical Flexible Indices for Income Distributions in the Continuum", *Journal of Economic Theory*, 29, 353-358.

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. and X. Ramos (1995): "Horizontal inequity and vertical redistribution". *Papeles de Trabajo N°5*. Instituto de Estudios Fiscales.

Lambert P. and Ramos X. (1997): "Vertical redistribution and horizontal inequity". *International Tax and Public Finance*, 4, 25-37.

MILL, J.S. (1996): *Principios de Economía Política*. Fondo de Cultura Económica, Méjico. Edición original inglesa de 1848.

Mincer, J. (1995): "Labor Force participation of Married Women: a Study of Labor Supply". En Humpries, J. (Edit.) : *Gender and Economics*. Edward Elgar, Londres.

Musgrave, R. (1976): "OT, ET and SBT". *Journal of Public Economics*, 6.

Nadaraya, E. A. (1964): "On estimating regression". *Theory Probability Applied* 10,186-90.

Pazos M., Rabadán I. y R. Salas (1995): "La desigualdad horizontal en el impuesto sobre la renta de las personas físicas". *Revista de Economía Aplicada*, 9, 5-20.

Pigou, A.C. (1928): *A Study in Public Finance*. MacMillan Co, Londres. Edición española del Instituto de Estudios Fiscales, Madrid ,1979.

Plotnick R. (1981): "A Measure of Horizontal Inequity". *The Review of Economics and Statistics*, 63, 283-288.

Rodríguez, J. G. y R. Salas (2005): "A probabilistic nonparametric estimator", *Papeles de Trabajo*, N° 2/05. Instituto de Estudios Fiscales.

Rodríguez, J. G., R. Salas e I. Perrote (2005): "Partial horizontal inequity orderings: A non-parametric approach", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 347-368.

Sidwick, H. (1883): *Principles of Political Economy*. Macmillan, Londres.

Tukey, J. W. (1947): "Non-parametric estimation II. Statistically equivalent blocks and tolerance regions. The continuous case". *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 529-39.

Watson, G.S. (1964): "Smooth regression analysis". *Sankhya Ser. A* 26, 101-16.

Yitzhaki, S. (1983): "On an Extension of the Gini Inequality Index", *International Economic Review*, 24, 617-628.

Zubiri, I. (2001): "El diseño del IRPF en un contexto económico cambiante: el *trade off* eficiencia-equidad", en Labeaga, J.M. y M. Mercader (eds.): *Desigualdad, redistribucion y bienestar: una aproximación a partir de la microsimulación de reformas fiscales*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.