

Irene Perrote Coste\*

# LA INEQUIDAD HORIZONTAL EN LA IMPOSICIÓN PERSONAL SOBRE LA RENTA, 1982-1998

*En este trabajo se estudia la inequidad horizontal existente en la imposición sobre la renta para el caso español. Para ello se revisan las distintas interpretaciones del concepto de equidad horizontal y los principales índices propuestos en la literatura para medir la inequidad horizontal. Posteriormente, se cuantifica dicha inequidad utilizando el panel de declarantes de este impuesto elaborado en el Instituto de Estudios Fiscales, para los años 1982 a 1998. Finalmente, los resultados se comparan con los obtenidos para otros países de la OCDE.*

**Palabras clave:** política fiscal, inequidad horizontal, impuesto sobre la renta de las personas físicas.  
**Clasificación JEL:** D31, D63, H23, H24.

## 1. Introducción

El análisis de los sistemas fiscales se basa en dos principios fundamentales: su eficiencia y su equidad. En este trabajo analizamos un aspecto específico de la noción de equidad: la equidad horizontal (*EH*).

La *EH* es un principio de justicia tributaria según el cual el sistema fiscal debe tratar de forma igual a todos los individuos que sean idénticos desde un punto de vista económico. Un principio tan sencillo como aceptado ha generado sin embargo una larga lista de índices para medir la ausencia de *EH*. Esto se debe principalmente a la dificultad de encontrar a individuos exactamente igua-

les 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. Si identificamos igualdad económica con igualdad de renta, que exista *EH* significará que todos aquellos individuos que tienen una misma renta antes de impuestos deben seguir teniendo la misma renta después de impuestos. Esta noción teórica resulta difícilmente aplicable en la práctica, puesto que nunca habrá dos individuos que tengan exactamente la misma renta. Así pues, para poder calcular la ausencia de *EH*, esto es, la inequidad horizontal (*IH*) hay que interpretar el concepto de *EH*. Existen en la literatura fundamentalmente dos interpretaciones de este concepto: la *EH* como preservación de la ordenación inicial, y la *EH* como tratamiento similar de individuos similares.

La primera interpretación se basa en la idea de Feldstein (1976) de que un impuesto que respete el principio de *EH* debe preservar la ordenación de rentas existente

---

\* Universidad de Castilla-La Mancha e Instituto de Estudios Fiscales.  
La autora agradece la financiación recibida del Ministerio de Educación y Ciencia, a través del proyecto SEJ2005-08738-C02-01; y de la Consejería de Educación y Ciencia de la Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha, a través del proyecto PAI07-0021-5148.

antes de aplicar el impuesto. Los índices basados en esta idea miden cuál ha sido el cambio en la ordenación de rentas tras aplicar un impuesto; véanse Atkinson (1980), Plotnick (1981), King (1983) o Duclos (1993). 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 considera que un impuesto respeta el principio de *EH* si trata de forma parecida a individuos similares; véanse Berliant y Strauss (1983), Camarero *et al.* (1993), Aronson *et al.* (1994), Pazos *et al.* (1995) o Lambert y Ramos (1997). Para ello hay que definir qué individuos se considera como similares. En general, lo que se hace es dividir la escala de rentas en intervalos pequeños y se considera similares a todos los individuos cuya renta pertenece al mismo intervalo; a continuación, se mide la disparidad de tratamiento de los individuos similares. Tampoco estos índices están exentos de problemas ya que si los intervalos no son suficientemente pequeños puede que dos individuos de un intervalo tengan menos en común que uno de ellos con otro de un intervalo distinto. Sin embargo, este problema puede ser resuelto reduciendo el tamaño de los intervalos o calculando un intervalo óptimo; véase Rodríguez *et al.* (2005).

El objetivo fundamental de este trabajo es comparar los resultados obtenidos con diferentes medidas de *IH* para datos recientes del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) desde el año 1982 hasta 1998. De esta forma podremos ver la evolución de la *IH* en el IRPF a lo largo de una serie suficientemente amplia de años.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en la sección 2 se analizan los distintos índices de *IH*, en la sección 3 se describe la metodología utilizada y en la sección 4 se analizan los resultados obtenidos. En la siguiente sección se comparan estos resultados con los obtenidos para otros países y finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

## 2. Medición de la inequidad horizontal

### Enfoque ortodoxo

Este enfoque se centra en medir la reordenación que se produce cuando comparamos la distribución de la renta antes de impuestos con la misma después de impuestos. Semejante criterio aparece en los índices propuestos por Atkinson (1980), Plotnick (1981), King (1983) y Duclos (1993).

Veamos, en primer lugar, cómo se calcula el índice de Atkinson-Plotnik ( $IH_{A-P}$ ). Sea  $X = (x_1, \dots, x_N)$  una distribución de rentas antes de impuestos e  $Y = (y_1, \dots, y_N)$  la distribución de rentas después de impuestos ordenada según la renta después de impuestos. Este índice mide dicha reordenación como la distancia entre la curva de concentración de la renta después de impuestos y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos dividida por el área máxima que podría haber entre dichas curvas, el índice de Gini después de impuestos:

$$IH_{A-P} = \frac{[G_Y(Y) - G_X(Y)]}{G_Y(Y)} \quad [1]$$

donde  $G$  es el índice de Gini.

Para obtener el índice de King ( $IH_K$ ) tenemos que definir adicionalmente  $Z = (z_1, \dots, z_N)$  como la distribución de rentas después de impuestos ordenada por la renta antes de impuestos:

$$IH_K = 1 - \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (y_i \exp(-\eta S_i))^k}{\sum_{i=1}^N y_i^k} \right]^{\frac{1}{k}},$$

$$\text{donde } S_i = \frac{|z_i - y_i|}{Y} \quad k \neq 0 \quad [2]$$

$$= 1 - \exp \left[ \frac{\eta}{N} \sum_{i=1}^N S_i \right], \quad k = 0$$

donde:

- $N$  es el número de individuos.
- $\bar{Y}$  es la renta media después de impuestos.
- $(1 - k)$  y  $\eta$  son parámetros de aversión social a la desigualdad vertical y horizontal respectivamente.

### Enfoque alternativo

El análisis alternativo se centra en el distinto tratamiento recibido por individuos similares. El primer paso consiste en definir a qué individuos se considera similares. Para ello se divide la escala de rentas en un conjunto de intervalos. Todos aquellos individuos cuya renta está incluida en un intervalo son considerados similares. Posteriormente se mide la diferencia de tratamiento fiscal recibido por estos individuos. Para ello se puede utilizar la dispersión de tipos efectivos como hacen Berliant y Strauss (1983), el cambio distributivo dentro de los individuos similares como proponen Camarero *et al.* (1993) o Salas (2002) o finalmente la dispersión de rentas después de impuestos como hacen Aronson *et al.* (1994) o Lambert y Ramos (1997). Por último, esta medida local de  $IH$  es agregada para obtener un índice global. Veamos más detalladamente algunos de estos índices.

El índice de Camarero *et al.* (1993) se define como una media ponderada del índice de Entropía Generalizada de Cowell (1980) para cada uno de los intervalos  $j$  de individuos similares:

$$\begin{aligned}
 IH_{C,j} &= \frac{1}{n_j c(1-c)} \sum_{i=1}^{n_j} \left[ \left( \frac{y_i^j}{\bar{y}^j} \right)^c \left( \frac{\bar{x}^j}{x_i^j} \right)^{c-1} - 1 \right] \quad \text{si } c \neq 0, 1 \\
 &= \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[ \frac{x_i^j}{\bar{x}^j} \log \left( \frac{\bar{y}^j x_i^j}{y_i^j \bar{x}^j} \right) \right] \quad \text{si } c = 0 \quad [3] \\
 &= \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[ \frac{y_i^j}{\bar{y}^j} \log \left( \frac{y_i^j \bar{x}^j}{\bar{y}^j x_i^j} \right) \right] \quad \text{si } c = 1
 \end{aligned}$$

donde:

- $c$  mide la sensibilidad del índice a las transferencias de renta entre dos individuos; cuanto mayor sea  $c$  mayor será el valor obtenido para el índice.
- $j$  se refiere al intervalo correspondiente.
- $i$  se refiere al individuo correspondiente.
- $x$  es la renta equivalente antes de impuestos.
- $y$  es la renta equivalente después de impuestos.
- $\bar{x}$  es la renta media equivalente antes de impuestos.
- $\bar{y}$  es la renta media equivalente después de impuestos.
- $n_j$  es el número de individuos que hay en el intervalo  $j$ .

Lo habitual en la literatura consiste en escoger un conjunto de valores alternativos del parámetro  $c$  y analizar la sensibilidad de los resultados al parámetro utilizado. Parece razonable evitar medidas que sean excesivamente sensibles a una transferencia marginal de renta entre dos individuos. Esto ocurre cuando  $c$  es muy grande, por lo que utilizaremos valores de  $c$  no muy alejados de cero.

Finalmente, el índice global  $IH_C$  se define a partir de los respectivos  $IH_{C,j}$  como:

$$IH_C = \sum_{j=1}^N \frac{n_j}{n} IH_{C,j} \quad [4]$$

donde  $N$  es el número de intervalos de individuos similares

Así pues, se considera que la inequidad de toda la sociedad es una media ponderada de la inequidad existente en cada uno de los intervalos. La ponderación utilizada es  $n_j/n$  ya que no hay razón para considerar más importante la desigualdad que soportan los individuos de rentas bajas que la que soportan otros con rentas más elevadas.

El índice de  $IH$  de Aronson *et al.* se obtiene a partir de la descomposición del efecto redistributivo total del sistema fiscal ( $RE$ ) en la redistribución vertical ( $RV$ ) y la inequidad horizontal ( $IH_{A,H}$ ), donde  $RE$  mide la reducción que se produce en el nivel de desigualdad cuando

comparamos la distribución de rentas antes y después de impuestos, y  $RV$  mide la capacidad redistributiva del impuesto cuando no existe  $IH$ :

$$\begin{aligned}
 RE &= RV - IH_{AJL} \\
 VR &= G(X) - G^B(Y) \\
 IH_{AJL} &= \sum_{\forall i} \left[ \frac{n_i}{N} \frac{\mu_i}{\mu} G^{W,i}(Y) \right] - R \quad [5]
 \end{aligned}$$

donde  $G^B$  y  $G^W$  son los índices de Gini entre e intragrupos, respectivamente;  $n_i$  es el número de individuos que componen el grupo  $i$ ;  $N$  es número total de individuos en la población,  $\mu_i$  la renta media del grupo  $i$ -ésimo y  $\mu$  es la renta media de toda la población.  $R$  es un índice de reordenación cercano al índice de Atkinson-Plotnik.

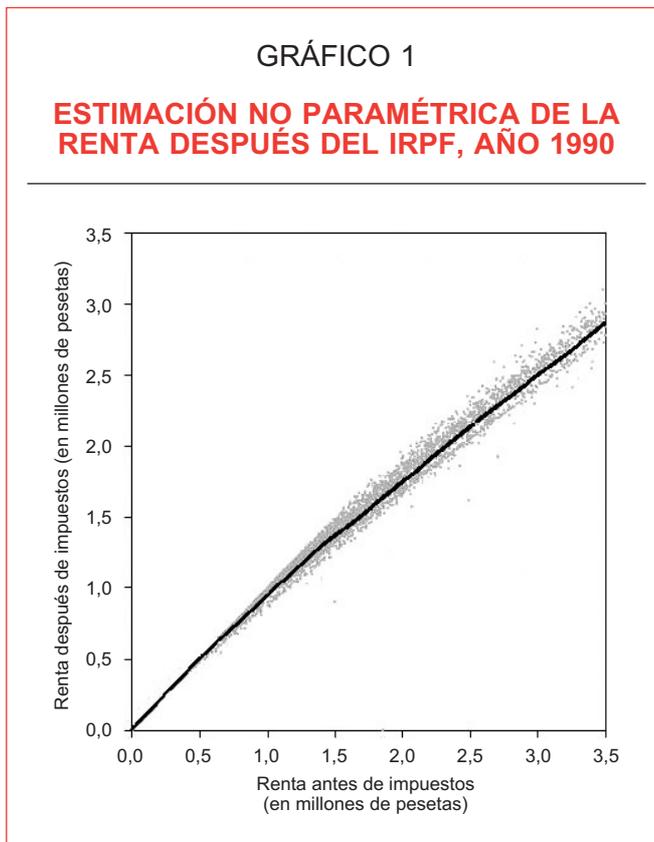
El índice de Lambert y Ramos también se obtiene a partir de la descomposición de  $RE$  en  $RV$  e inequidad horizontal ( $IH_{LR}$ ):

$$\begin{aligned}
 RE &= RV - IH_{LR} \\
 VR &= T_0(X) - T_0^B(Y) \\
 IH_{LR} &= \sum_{\forall i} \left[ \frac{n_i}{N} T_0^{W,i}(Y) \right] \quad [6]
 \end{aligned}$$

donde:

- $T_0^B$  y  $T_0^{W,i}$  son los índices de Theil-0 entre e intragrupos respectivamente
- $n_i$  es el número de individuos que componen el grupo  $i$
- $N$  es la población total.

Veamos, por último, la metodología propuesta por Rodríguez *et al.* (2005) para calcular la  $IH$  con una variedad de índices alternativos. Empezamos dando una idea intuitiva de la  $IH$ . Para ello representamos las rentas equivalentes (véase sección 3) antes y después de impuestos en una misma figura. El resultado es una nube de puntos como se aprecia en el Gráfico 1 con datos para el caso español correspondientes a 1990.



¿Qué relación existe entre ambas variables? Para contestar a esta pregunta ajustamos una curva a esta nube de puntos. Cuanto más dispersa sea la nube de puntos en torno 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 la 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.

Sean  $X$ ,  $Y$  las distribuciones observadas de rentas antes y después de impuestos, respectivamente, y sea  $Z$  la distribución de la renta después de impuestos estimada utilizando el regresograma; véase Härdle (1990). Podemos demostrar entonces que la curva de Lorenz de  $Z$  domina a la curva de Lorenz de  $Y$ ; véase Rodríguez *et al.* (2005).

Por tanto, podemos medir la  $IH$  como la distancia entre las curvas de Lorenz de  $Z$  e  $Y$ , por ejemplo, de la siguiente manera:

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

La estimación de la  $IH$  puede hacer así uso de cualquier índice de desigualdad  $I(\cdot)$  consistente con la curva de Lorenz, lo que garantiza que la  $IH$  es siempre positiva o cero. Precisamente el valor cero coincide con la ausencia de  $IH$ , puesto que la dispersión en torno a la curva de regresión es nula. Cualquier valor positivo indica presencia de  $IH$ , puesto que al menos dos individuos con rentas equivalentes antes de impuestos similares son tratados diferencialmente por el impuesto. Una característica importante que debe cumplir una medida de desigualdad horizontal es que no debe tomar valores negativos, lo que está garantizado en nuestra metodología por ser el estimador utilizado biestocástico. Por otra parte, el uso de la clase general de índices (véanse Atkinson, 1970 y Dasgupta *et al.*, 1973) nos permite contrastar la robustez de los resultados respecto a distintos índices de desigualdad. En concreto, utilizaremos los índices de desigualdad de Atkinson, Gini y Theil.

Además, es posible demostrar cómo las principales descomposiciones del efecto redistributivo dentro del enfoque de Aronson *et al.* (1994) y de Lambert y Ramos (1997), que vimos anteriormente, son en realidad una aplicación implícita de la metodología que acabamos de describir; véase Rodríguez *et al.* (2005). Así pues, los índices de  $IH$  de Aronson *et al.* (1994) y de Lambert y Ramos (1997) pueden también obtenerse estimando  $Z$  con el regresograma y aplicando respectivamente el índice de Gini con parámetro de aversión a la desigualdad 2 y el índice de Theil con parámetro de aversión a la desigualdad 0.

### 3. Aplicación empírica

Las dos alternativas existentes para la unidad de análisis son el individuo y la familia. Optaremos por la familia

puesto que es la unidad básica de decisión económica. Es evidente que las decisiones de consumo, trabajo, ahorro, etcétera de los distintos miembros de la familia son interdependientes. Así pues, familias con igualdad de rentas deberían pagar, en igualdad de condiciones, impuestos iguales, independientemente de si el total de la renta es obtenido por uno o por varios miembros de la familia.

Una vez escogida la familia como unidad de análisis, hay que tener en cuenta que las rentas de familias de tamaños diferentes no son directamente comparables, ya que obviamente familias mayores tienen más necesidades y con una misma renta pueden alcanzar niveles de bienestar menores. Para solventar este problema se establece un factor de ajuste de la renta familiar que refleje las diferencias en necesidad según el tamaño de la familia. Ésta es la llamada escala de equivalencia, que suele ser función del tamaño de la familia; de manera que la renta multiplicada por la escala de equivalencia nos da la posición económica de la familia.

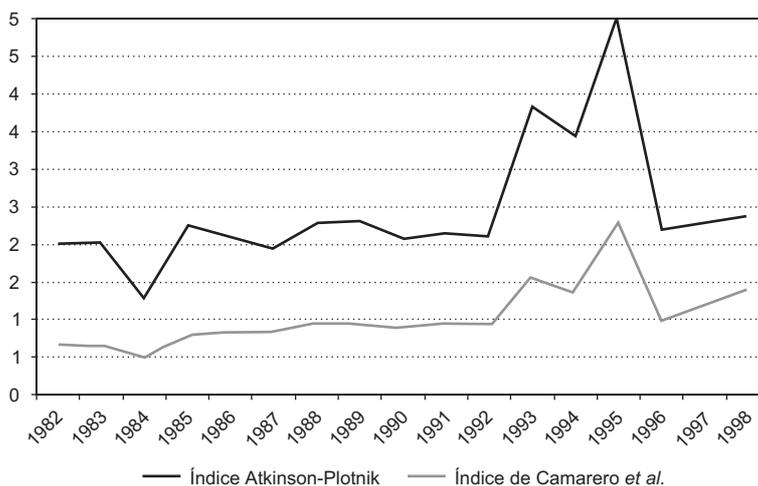
En este artículo se utiliza la escala de equivalencia de la OCDE (1982) para España que tiene en cuenta que los niños tienen menores necesidades y se define como:

$$e(n_1, n_2) = \frac{1}{1 + 0,7(n_1 - 1) + 0,5n_2}$$

donde  $n_1$  es el número de adultos y  $n_2$  el número de menores.

Existe cierto consenso en la literatura sobre la utilización de la renta amplia como concepto de renta económica del individuo. Esta se define como el valor monetario del incremento neto de la capacidad de consumir de un individuo durante un período. Es por tanto igual a la suma de aquellos ingresos de tipo monetario o de otro tipo (por ejemplo, en especie) que aumentan nuestra capacidad de consumo. Este concepto requiere la inclusión de todas las rentas, independientemente de si este consumo tiene lugar realmente o no. Sin embargo, aplicar este concepto de renta implica ciertas dificultades. De hecho, no existe consenso sobre qué variable recoge mejor el concepto de renta amplia. Cada autor utiliza distintas variables y estu-

**GRÁFICO 2**  
**INEQUIDAD HORIZONTAL, 1982-1998**  
**(Índices de Atkinson-Plotnik y de Camarero *et al.*)**



FUENTE: ATKINSON y CAMARERO *et al.*

dia la sensibilidad de los resultados obtenidos a la variable elegida. En el caso de este trabajo la elección viene condicionada por las variables disponibles en nuestra base de datos que posteriormente se comentará: las diferentes partidas incluidas en la declaración del IRPF. Así pues, se ha optado por la base imponible al ser ésta la variable que mide la renta de los individuos en el IRPF.

En cuanto a la selección de los individuos similares se establece un intervalo de renta óptimo como en Perrote *et al.* (2003) a partir de la estimación no paramétrica.

La base de datos utilizada es el panel de declarantes del IRPF elaborado en el Instituto de Estudios Fiscales, para los años 1982 a 1998. Las unidades básicas del panel son familias escogidas de entre el conjunto de aquellas que han presentado declaración de la renta en un año dado. El panel se obtiene observando las mismas unidades muestrales a lo largo del tiempo. Dado que a partir del año 1988 se introduce la posibilidad de realizar la declaración separada para familias con más de un perceptor de rentas, se opta por sumar las decla-

raciones de aquellos contribuyentes pertenecientes a una misma unidad fiscal que declaran separadamente.

#### 4. Resultados

En el Cuadro 1 y en los Gráficos 2, 3 y 4 podemos ver la *IH* del IRPF para los años 1982 a 1998, para la escala de equivalencia de la OCDE, utilizando los índices de Atkinson-Plotnik, King, Camarero *et al.*, Aronson *et al.*, Lambert y Ramos y por último, la metodología propuesta por Rodríguez *et al.* (2005) para calcular la *IH* con el índice de Atkinson<sup>1</sup>. En el Gráfico 5, representamos la variación porcentual de la *IH* entre un año y el siguiente, para la misma serie de años y para una selección de índices.

<sup>1</sup> Ya vimos en la sección 2 que obtenemos los mismos resultados con la metodología propuesta por Rodríguez *et al.* (2005) con los índices de Gini con parámetro de aversión a la desigualdad 2 y de Theil con parámetro de aversión a la desigualdad 0, que con los índices de Aronson *et al.* y Lambert y Ramos.

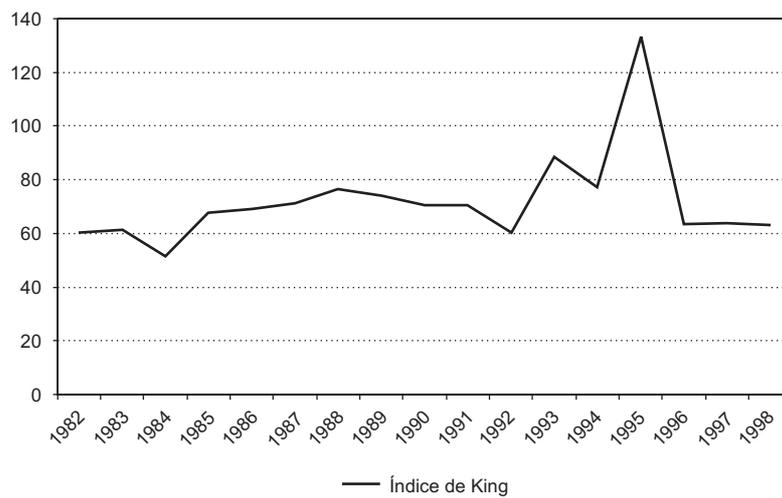
**CUADRO 1**  
**INEQUIDAD HORIZONTAL MEDIDA CON DISTINTOS ÍNDICES**  
**(ESCALA DE EQUIVALENCIA DE LA OCDE) AÑOS 1982 A 1998**

	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Tamaño muestra	123.599	130.500	134.957	145.664	165.303	173.979	193.444	208.808	235.646	251.197	277.733	287.291	313.116	325.039	310.859	308.736	308.558
I. Atkinson-Plotnik * 1000	1,9959	2,0180	1,2671	2,2458	2,1143	1,9486	2,2845	2,3103	2,0729	2,1512	2,1055	3,8405	3,4365	5,0384	2,1860	2,3043	2,3706
I. King (k = 1)	15,3875	15,7065	13,1640	17,3980	17,6910	18,3050	19,6700	19,0000	18,1175	18,1080	15,4510	22,9304	19,8680	35,0770	16,2240	16,3770	16,1733
$\eta = 0,5$	30,5382	31,1662	26,1540	34,4930	35,0690	36,2750	38,9520	37,6380	35,9067	35,8880	30,6630	45,3351	39,3410	68,9240	32,1840	32,4850	32,0851
$\eta = 1$	60,1438	61,3611	51,6240	67,7970	68,9090	71,2340	76,3870	73,8600	70,5241	70,4880	60,3850	88,6149	77,1340	133,1000	63,3330	63,9150	63,1407
$\eta = 2$																	
I. Camarero <i>et al.</i> * 1000	0,6699	0,6483	0,4901	0,7996	0,8416	0,8332	0,9510	0,9478	0,8989	0,9477	0,9307	1,5813	1,3506	2,3067	0,9769	1,1593	1,4051
c = 0,0	0,6724	0,6448	0,4926	0,7973	0,8301	0,8320	0,9138	0,9385	0,8902	0,9296	0,8266	1,4519	1,2229	2,1684	0,8522	0,9721	1,1147
c = 1,0	0,6763	0,6445	0,4956	0,7967	0,8274	0,8332	0,9001	0,9326	0,8849	0,9198	0,7785	1,3930	1,1682	2,1193	0,8042	0,8952	0,9871
c = 2,0																	
I. de Aronson <i>et al.</i>	0,0007	0,0007	0,0006	0,0010	0,0010	0,0009	0,0011	0,0011	0,0010	0,0010	0,0009	0,0015	0,0013	0,0020	0,0010	0,0010	0,0010
I. Lambert y Ramos * 1000	0,0019	0,0009	0,0014	0,0018	0,0024	0,0029	0,0031	0,0034	0,0042	0,0048	0,0037	0,0045	0,0036	0,0051	0,0034	0,0036	0,0041
IH estimada con regresograma	0,00043	0,0004	0,00039	0,00055	0,0006	0,00067	0,00071	0,00073	0,00074	0,00078	0,00068	0,00099	0,00084	0,00161	0,00068	0,00073	0,00082
Índice de Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )																	

FUENTE: Elaboración propia a partir del Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales.

GRÁFICO 3

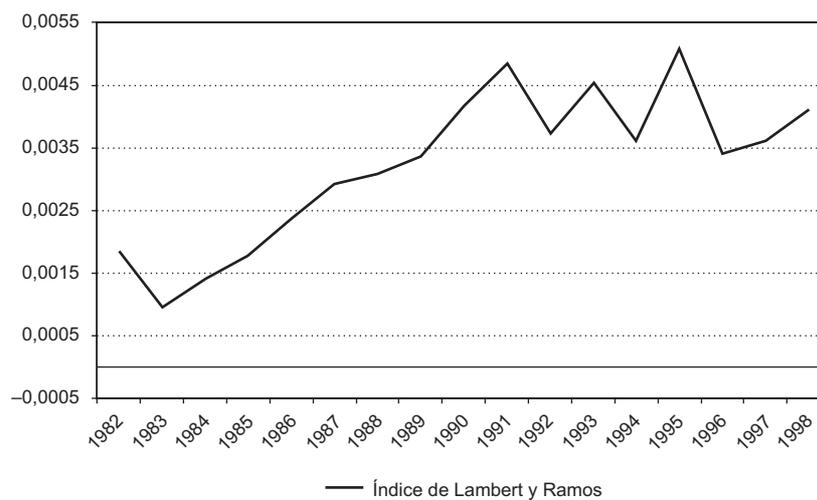
**INEQUIDAD HORIZONTAL, 1982-1998  
(Índice de King)**



FUENTE: KING.

GRÁFICO 4

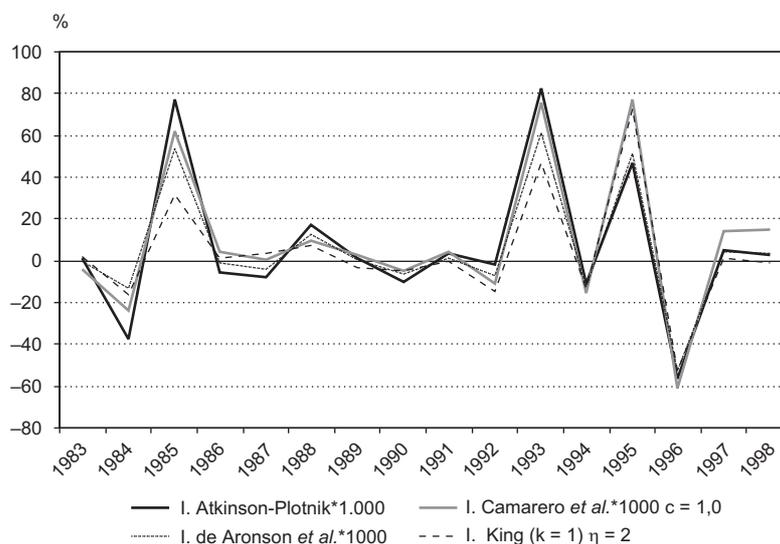
**INEQUIDAD HORIZONTAL, 1982-1998  
(Índice de Lambert y Ramos)**



FUENTE: LAMBERT Y RAMOS.

GRÁFICO 5

## VARIACIÓN PORCENTUAL DE LA INEQUIDAD HORIZONTAL, 1982-1998



FUENTE: Elaboración propia.

Pueden distinguirse cuatro períodos distintos para prácticamente todos los índices. Uno primero que va de 1982 a 1985 en que la *IH* primero disminuye, alcanzando el valor más bajo de toda la serie temporal analizada en 1984, y luego se recupera al año siguiente. El segundo período iría de 1986 a 1992 y en él la *IH* mantiene niveles moderados y una cierta estabilidad. El tercer período empieza en 1993 y en él la *IH* alcanza los valores más elevados de todo el período, llegando éstos a ser dos, tres o cuatro veces superiores a los del período anterior. El último período va de 1996 hasta 1998 y en él la *IH* vuelve a los valores del primer período.

Entre los factores que podrían explicar esta evolución destacamos los siguientes. En primer lugar, cambios en la normativa fiscal vigente que afecten a las deducciones de la cuota o de la base, distintos de las deducciones por hijos o por ascendientes, tendrán efectos en la cuota líquida que pagan dos familias de misma renta y

misma composición generando así *IH*. En el caso de deducciones por inversiones es de esperar que el efecto sea mayor a medio plazo ya que genera incentivos a invertir en el futuro en determinados activos para beneficiarse de dichas deducciones.

En segundo lugar, si las deducciones por hijos o ascendientes son excesivamente bajas o disminuyen en términos reales debido a la inflación y, por ello, no corrigen adecuadamente la diferencia de capacidad de pago de dos familias con misma renta bruta pero distinto tamaño, éstas también pueden generar *IH*.

Asimismo, la diferenciación de tipos aplicados a fuentes de renta distintas como es el caso de los incrementos patrimoniales y las rentas irregulares que tributan a tipos distintos al de los rendimientos del trabajo, por ejemplo, es otra causa más de *IH* ya que permite que individuos con misma renta y mismas circunstancias personales terminen pagando impuestos distintos.

CUADRO 2

**INEQUIDAD HORIZONTAL MEDIDA  
CON EL ÍNDICE DE ARONSON *ET AL.*  
EN 12 PAÍSES DE LA OCDE**

País/año	IH	% sobre redistribución
Dinamarca (1987)	0,0076	23,80
Finlandia (1990)	0,0029	6,70
Francia (1989)	0,0026	16,60
Alemania (1988)	0,0024	8,50
Irlanda (1987)	0,0037	8,20
Italia (1991)	0,0005	2,00
Países Bajos (1992)	0,0016	4,90
España (1987-1993)	0,0011	2,50
Suecia (1990)	0,0037	9,30
Suiza (1992)	0,0036	20,70
Reino Unido (1993)	0,0025	7,10
EE UU (1987)	0,0010	2,60

FUENTE: Elaboración propia a partir del Panel de declarantes del IRPF del IEF para España y WAGSTAFF *et al.* (1999) para el resto de los países.

CUADRO 3

**INEQUIDAD HORIZONTAL EN ESPAÑA**

Año	IH	% sobre redistribución
1982	0,0008	3,09
1983	0,0007	2,62
1984	0,0006	1,94
1985	0,0010	2,92
1986	0,0010	2,79
1987	0,0009	2,36
1988	0,0011	2,64
1989	0,0011	2,53
1990	0,0010	2,27
1991	0,0010	2,28
1992	0,0009	1,97
1993	0,0015	3,46
1994	0,0014	3,15
1995	0,0020	7,58
1996	0,0010	2,03
1997	0,0010	2,03
1998	0,0010	2,01
<b>Media</b>	<b>0,0180</b>	<b>2,67</b>

FUENTE: Elaboración propia a partir del Panel de declarantes del IRPF del IEF.

## 5. Comparación con otros países de la OCDE

En el Cuadro 2 aparecen los resultados obtenidos por Wagstaff *et al.* (1999) para la *IH* medida con el índice de Aronson *et al.* para 11 países de la OCDE con datos correspondientes a finales de los ochenta y principios de los noventa, así como un valor medio de los resultados que hemos obtenido en este trabajo para España en este mismo intervalo temporal (1987-1993). De esta forma podemos comparar la *IH* media existente en España durante un período de tiempo de siete años con la de los países de nuestro entorno.

Como se puede ver en el Cuadro 2, España sería junto con Italia y EE UU, uno de los países de la OCDE con menor nivel de *IH*. Podemos pensar que esto se debe a los años elegidos; sin embargo, si examinamos en el Cuadro 3 los valores obtenidos para toda la serie disponible para España (1982-1998) queda claro que, incluso en el año de mayor *IH*, que corresponde al año 1995, seguimos siendo uno de los países con menor nivel de *IH*.

Esto tampoco debe llevarnos a pensar que no queda nada por hacer ya que a partir del Cuadro 3 podemos concluir que la capacidad redistributiva del IRPF podría en promedio haber sido un 2,67 por 100 mayor, cada año, durante el período 1982-1998, de no haber existido *IH*.

## 6. Conclusiones

La principal aportación de este trabajo ha sido cuantificar la *IH* del IRPF español con los principales índices propuestos en la literatura para los años 1982 a 1998.

En segundo lugar, los resultados obtenidos con el regresograma muestran la robustez de la metodología adoptada puesto que podemos utilizar distintos índices de desigualdad.

En cuanto a la evolución de la *IH* entre los años 1982 y 1998 observamos que para la mayoría de los índices hay claramente cuatro períodos distintos. Uno primero que va de 1982 a 1985, en el que la *IH* primero disminuye en 1984 alcanzando el valor más bajo de toda la serie temporal analizada y luego se recupera al año siguiente. El segundo período iría de 1986 a 1992 y en él la *IH* mantiene niveles moderados y una cierta estabilidad. El tercer período empieza en 1993 y en él la *IH* alcanza valores más elevados que llegan a ser dos, tres o cuatro veces superiores a los del período anterior. El último período va de 1996 hasta 1998 y en él la *IH* vuelve a los valores del primer período. Finalmente, España sería, junto con Italia y EE UU, uno de los países de la OCDE con menor nivel de *IH*, con independencia del año que consideremos.

Entre los factores que podrían explicar esta evolución, hemos señalado que las variaciones en las deducciones de la cuota o de la base y la diferenciación de tipos en fuentes de renta distintas, que las diferentes reformas del IRPF han ido incorporando, han podido provocar incrementos considerables en la *IH* como los que se produjeron en los años 1985, 1993 y 1995.

Así pues, parece que, de cara a la reducción de la *IH*, cabría replantearse la existencia de las deducciones incentivadoras<sup>2</sup> cuyo objetivo teórico es estimular determinadas inversiones y que sólo generan un incremento de la *IH* sin ningún beneficio en términos de eficiencia. Si la deducción hace rentable una inversión que de otra forma no lo habría sido, ¿qué sentido tiene incentivarla? En el caso de la deducción por adquisición de vivienda habitual, se puede argumentar que se trata de un bien necesario. Sin embargo, es posible objetar que la adquisición no es la única forma de tenencia de vivienda, y que además la ayuda fiscal es tanto mayor cuanto mayor es la renta del contribuyente y el precio de la vivien-

da. En cuanto a la deducción por seguros de vida y la deducción por rendimientos netos del trabajo tampoco existe una clara justificación para su existencia y, sin embargo, es una fuente más de *IH*. Por el contrario, en el caso de las deducciones familiares, sería deseable ampliar estas cuantías hasta conseguir que dos familias de misma renta equivalente paguen mismos impuestos. Por último, respecto a las variaciones patrimoniales, parece clara la necesidad de que tributen al mismo tipo que el resto de los rendimientos.

### Referencias bibliográficas

- [1] ARONSON, R.; JOHNSON, P. y LAMBERT, P. J. (1994): «Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment in the U.K.», *Economic Journal*, volumen 104, páginas 262-270.
- [2] ATKINSON, A. B. (1970): «On the Measurement of Inequality», *Journal of Economic Theory*, volumen 2, páginas 244-263.
- [3] ATKINSON, A. B. (1980): «Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden», en AARON, H. J. y BOSKIN, M. J. (eds.): *The Economics of Taxation*, The Brookings Institution, Washington, DC, páginas 244-263.
- [4] BERLIANT, M. C. y STRAUSS, R. P. (1983): «Measuring the Distribution of Personal Taxes», en ZECKHAUSER, R. J. y LEEBAERT, D. (eds.): *What Role for Government? Lessons from Policy Research*, Duke University Press, Durham, NC, páginas 97-115.
- [5] CAMARERO, R.; HERRERO, O. y ZUBIRI, I. (1993): «Medición de la inequidad horizontal: teoría y una aplicación al caso de Vizcaya», *Investigaciones Económicas*, volumen 17, páginas 333-362.
- [6] COWELL, F. A. (1980): «Generalized Entropy and the Measurement of Distributional Change», *European Economic Review*, volumen 13, páginas 147-159.
- [7] DASGUPTA, P.; SEN, A. y STARRETT, D. (1973): «Notes on the Measurement of Inequality», *Journal of Economic Theory*, volumen 6, páginas 180-187.
- [8] DUCLOS, J. Y. (1993): «Progressivity, Redistribution and Equity, with Applications to 1985 Britain», *Public Finance*, volumen 48, páginas 350-365.
- [9] FELDSTEIN, M. (1976): «On the Theory of Tax Reform», *Journal of Public Economics*, volumen 6, páginas 77-104.
- [10] HÄRDLE, W. (1990): *Applied Nonparametric Regression*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [11] KING, M. (1983): «An Index of Inequality: With Applications to Horizontal Equity and Social Mobility», *Econometrica*, volumen 51, páginas 99-115.

<sup>2</sup> Como la deducción por aportación a planes de pensiones, por adquisición de vivienda habitual, por adquisición de otras viviendas, por adquisición de valores mobiliarios, etcétera.

[12] LAMBERT, P. y RAMOS, X. (1997): «Vertical Redistribution and Horizontal Inequity», *International Tax and Public Finance*, volumen 4, páginas 25-37.

[13] OCDE (1982): *Indicadores Sociales*, Lista OCDE, OCDE, Paris.

[14] 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*, número 9, páginas 5-20.

[15] PERROTE, I.; RODRÍGUEZ, J. G. y SALAS, R. (2003): «La inequidad horizontal y la redistribución vertical en el impuesto sobre la renta de las personas físicas: un análisis de robustez», *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, número 166, páginas 46-60.

[16] PLOTNICK, R. (1981): «A Measure of Horizontal Inequity», *Review of Economics and Statistics*, volumen 63, páginas 283-288.

[17] RODRÍGUEZ, J. G.; SALAS, R. y PERROTE, I. (2005): «Partial Horizontal Inequity Orderings: A Non-Parametric Approach», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, volumen 67, páginas 347-368.

[18] SALAS, R. (2002): «Horizontal Inequality and Vertical Redistribution in a Social Welfare Framework», *Public Finance*, volumen 53, páginas 229-242.

[19] WAGSTAFF, A. *et al.* (1999): «Redistributive Effect, Progressivity and Differential Tax Treatment: Personal Income Taxes in Twelve OECD Countries», *Journal of Public Economics*, volumen 72, páginas 73-98.