

LA DESIGUALDAD HORIZONTAL EN EL IMPUESTO SOBRE LA RENTA DE LAS PERSONAS FÍSICAS

MARÍA PAZOS
ISABEL RABADÁN
Instituto de Estudios Fiscales

RAFAEL SALAS
Universidad Complutense de Madrid

El objetivo de este trabajo ha sido evaluar la desigualdad horizontal del IRPF en España entre 1982 y 1990 a través de una serie de índices que se han propuesto en la literatura. Hemos optado por incluir el cálculo de un índice nuevo, propuesto por Salas (1995), que permite la evaluación de la desigualdad horizontal como cambio distributivo, y que puede introducirse en una Función de Bienestar Social. Se observa un cierto paralelismo en la medición de la desigualdad horizontal, con independencia del índice utilizado. Al mismo tiempo, hemos observado que no hay que buscar las razones de la variación de la desigualdad horizontal en la evolución del sistema fiscal, y en particular en la evolución del sistema de las deducciones. Más bien afloran causas exógenas al propio sistema, relacionadas concretamente con la composición de la renta de las familias.

Palabras clave: desigualdad horizontal, impuesto personal sobre la renta, distribución de la renta.

El objetivo de este trabajo es evaluar la equidad horizontal (EH) del IRPF en España en los últimos años a través de una serie de índices que se han manejado a este respecto en la literatura y también a partir de un índice nuevo propuesto. Un objetivo paralelo de este trabajo es discutir acerca de la conveniencia o deseabilidad de la utilización de cada índice concreto. Para ello, se hace necesario un repaso de las propiedades positivas y negativas de cada tipo de índice.

El principio de equidad horizontal requiere que “los similares sean tratados fiscalmente de manera similar”, Feldstein (1976). En la realidad, no obstante, los individuos con rentas y circunstancias idénticas pueden estar gravados diferentemente porque sus rentas provienen de diferentes fuentes, porque consumen diferentes bienes, porque viven en zonas rurales y no urbanas, etc., Atkinson (1980). En esencia, la desigualdad horizontal se produce porque el sistema fiscal no grava uniformemente las rentas equivalentes de los hogares.

A lo largo de este trabajo, distinguiremos dos tipos de índices: unos que relacionan el concepto de EH con el mantenimiento de la ordenación de la distribución inicial de la renta y otros que relacionan la inequidad horizontal con el cambio distributivo entre intervalos de individuos que se pueden considerar como similares. Ambos enfoques tienen características comunes que los relacionan, pero esencialmente se trata de dos enfoques claramente diferenciados, que a continuación pasamos a analizar.

Esta clasificación de índices presenta varios puntos de coincidencia con la de Camarero, Herrero y Zubiri (1993) que proponen tres conceptos de la equidad horizontal: la EH como mantenimiento de la ordenación inicial, la EH como tratamiento similar de contribuyentes similares y la EH como distancia al óptimo. Por último, Jenkins (1988) propone un enfoque denominado “simetría parcial” como un compromiso entre los dos primeros enfoques, donde se mide la EH en cada grupo de hogares con las mismas características relevantes.

1. EL CONCEPTO DE EQUIDAD HORIZONTAL COMO MANTENIMIENTO DE LA ORDENACIÓN INICIAL

Los hogares con rentas y circunstancias familiares idénticas están gravados diferentemente por varios motivos: bien porque sus rentas provienen de diferentes fuentes y éstas tributan de diferente manera, o bien porque se aplica un sistema de deducciones diferenciadas. En el caso más general, en el que consideramos hogares con rentas equivalentes similares, aunque tengan rentas monetarias y características familiares distintas, estos hogares pueden estar tratados fiscalmente de una forma diferenciada, porque sus rentas monetarias (sobre las que generalmente se aplica el sistema fiscal) y/o sus deducciones son diferentes. Normalmente el sistema de deducciones, que –en parte– está pensado para corregir las desigualdades horizontales generadas por el gravamen de las rentas monetarias (y que implícitamente recogen las escalas de equivalencia del Sector Público), puede que no corrija exactamente la desigualdad horizontal que existe desde el punto de vista de las escalas de equivalencia del investigador.

En cualquiera de los casos anteriores, cuando se realiza un tratamiento diferenciado de los similares (desde el punto de vista de sus rentas equivalentes), se produce un cierto grado de desigualdad horizontal, según la definición de Feldstein.

Un posible efecto en que se materializa este fenómeno en la práctica es en que se produce un cambio en la ordenación de los hogares, al pasar de estar ordenados por la renta equivalente antes del impuesto a estarlo por la renta equivalente después de impuestos. La única explicación de este fenómeno debe encontrarse en la existencia de desigualdad horizontal en el sistema. Ésta es la razón de que algunos autores utilicen índices de cambios en la ordenación de la distribución de la renta equivalente para medir la desigualdad horizontal del sistema fiscal.

1.1. Familia de índices de King (1983)

La familia de índices de King utiliza el índice de reordenación basado en términos del “Scaled Order Statistics”, s_i , definido como:

$$s_i = |z_i - y_i| / y_{media} \quad [1]$$

donde z_i e y_i son los elementos de los vectores Z e Y correspondientes a la renta después de impuestos, ordenada de menor a mayor por las rentas después y antes de impuestos, respectivamente. El índice de desigualdad horizontal de King se define como:

$$I_{kg} = 1 - [\sum [y_i \exp(-\eta s_i)]^k / \sum y_i^k]^{1/k} \quad [2]$$

si k es diferente de 0 y adopta el valor:

$$I_{kg} = 1 - \exp((-\eta/n) \sum s_i) \quad [3]$$

si k es igual a 0, donde η y $(1-k)$ son parámetros que miden la aversión social a la desigualdad horizontal y a la desigualdad vertical respectivamente y n es el número total de individuos. Estos índices tienen la ventaja de que pueden integrarse, en un marco de bienestar social, junto con un índice de desigualdad vertical, en la determinación de un índice de desigualdad global.

1.2. *Indices de Atkinson (1980), Plotnick (1981) y de Duclos (1993)*

El índice de capacidad redistributiva Reynolds-Smolensky reformulado RS^* se define como diferencia de los índices de Gini de las rentas antes de impuestos X y después de impuestos Y , ordenados por estas mismas variables:

$$RS^* = G_x(X) - G_y(Y) \tag{4}$$

Este índice puede descomponerse en:

$$RS^* = G_x(X) - G_x(Y) - R = RS - R \tag{5}$$

Donde $G_x(Y)$ es el índice de concentración de Y ordenada por X y donde el primer término de la expresión de la derecha, RS , coincide con el índice de Reynolds-Smolensky clásico, que mide el efecto redistributivo de X a Y si no varía el orden (interpretado como un índice de la equidad vertical del sistema fiscal). El segundo término, R , indica el efecto de reordenación (desigualdad horizontal) y corresponde según Atkinson (1980) [véase también Duclos (1993)] al sesgo de sobrevaloración en RS debido a la reordenación entre X e Y .

En esta línea, Plotnick (1981) desarrolla una medida de desigualdad horizontal basada en la reordenación que se produce a través de la política redistributiva: “the Preordered Inequity Index” (PII), índice sensible a cambios en la ordenación producidos por la redistribución y sensible a la magnitud de diferencias en renta que acompañan estos cambios en la ordenación.

El PII corresponde al área entre la curva de Lorenz preordenada (curva de Lorenz que reordena las rentas después del sistema fiscal según el orden que existía antes del sistema fiscal) y la curva de Lorenz para rentas después del sistema fiscal, dividida por el área máxima que podría haber entre dichas curvas, es decir, por el índice de Gini después de impuestos:

$$PII = (G_y(Y) - G_x(Y)) / (G_y(Y)) \tag{6}$$

La medida PII contiene juicios de valor: da más peso a la desigualdad ocurrida entre unidades con alto rango antes del sistema fiscal que a la desigualdad entre unidades de rango menor. El índice PII de Plotnick corresponde a este segundo término R normalizado por el índice de Gini después de impuestos.

En un marco más general se encuentra el enfoque de Duclos (1993) que define la clase de índices de capacidad redistributiva “Aggregate Invariant Redistribution” AIR^* ¹, en la cual se encuentra el RS^* que consigue descomponer en la suma de dos términos que representan respectivamente el cambio en la equidad vertical y la desigualdad horizontal.

(1) Son índices simétricos y relativos (homogéneos de grado cero) con respecto a las rentas, que cumplen el principio de transferencias de Pigou-Dalton.

2. MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD HORIZONTAL (DH) COMO CAMBIO DISTRIBUTIVO ENTRE INDIVIDUOS SIMILARES

Aronson, Johnson y Lambert (1994) y Lambert (1994) critican la esencia del enfoque anterior, pues afirma que, aunque sólo a través de la desigualdad horizontal se produce la reordenación, la desigualdad horizontal no lleva necesariamente a la reordenación. Dentro de este enfoque, la reordenación es una condición suficiente y no necesaria de la desigualdad horizontal. De producirse la reordenación, ésta es sólo una consecuencia de la desigualdad horizontal, y sería inexacto medir la desigualdad horizontal por un índice que computa la magnitud de parte de sus efectos, como son las medidas de reordenación.

Alternativamente estos autores proponen una medida de desigualdad horizontal basada en la descomposición siguiente del índice de capacidad redistributiva reconsiderado, RS^* :

$$RS^* = [G_x - G_y^B] - \sum \alpha_x G_y^W - R \quad [7]$$

El término entre paréntesis mide la contribución vertical al índice RS^* , donde G_y^B es el índice de Gini intergrupos clásico de la renta después de impuestos. El segundo término mide el mero efecto de desigualdad horizontal como una suma ponderada (por la renta de cada grupo) de coeficientes de Gini internos G_y^W , de los grupos de individuos iguales (parten del supuesto de que la población se compone de hogares que son idénticos). El término residual R representa la reordenación que ocurre como consecuencia del tratamiento desigual. R es el índice de reordenación de Plotnick y Atkinson².

En resumen, estos autores critican la medición de desigualdad horizontal basada en el cambio de orden y proponen una medida basada en la desigualdad de trato fiscal entre individuos inicialmente iguales.

El término que denominan contribución vertical a la capacidad redistributiva no lo es tanto, sino que más bien es un término que indica la reducción de desigualdad intergrupos en el caso en que los grupos escogidos inicialmente tengan una desigualdad interna nula. El término de desigualdad horizontal es en realidad un término que indica la desigualdad intragrupos después de impuestos. Solamente en el caso de que los subgrupos escogidos tengan inicialmente una desigualdad interna nula, tales índices de capacidad redistributiva y de desigualdad horizontal son aceptables. Por otra parte, no se entiende el descarte ni la interpretación que dan al índice de reordenación³.

El mayor problema es que cuando se aplica el índice en la práctica, los grupos no se componen de hogares perfectamente idénticos (admiten la posibilidad de que sean

(2) Véase Lasheras, Rabadán y Salas (1994) para algunas propiedades de estos índices. El índice intergrupos se define como el índice de Gini calculado como si todos los individuos de cada grupo tuvieran la renta media del grupo. Los α corresponden a la proporción de renta de cada grupo sobre el total. R equivale a la variación del índice de solapamiento de Pyatt.

(3) Lambert y Ramos (1995) descomponen, con la misma idea de fondo, la reducción de otro índice de desigualdad, la desviación media logarítmica J , donde desaparece el término de reordenación y las ponderaciones son poblacionales.

“similares”). En consecuencia, su cómputo es inconsistente con el supuesto de partida⁴.

Un enfoque que recoge la idea de fondo de estos autores es el de medir la desigualdad horizontal sobre grupos de individuos más o menos similares, no como desigualdad intragrupos de las rentas después de impuestos sino como cambio distributivo. Destacamos los siguientes trabajos dentro de este enfoque:

2.1. Índices de Berliant y Strauss (1985) y Camarero, Herrero y Zubiri (1993)

Berliant y Strauss (1985) han abierto una nueva línea que consiste en medir la desigualdad horizontal como diferencias entre tipos medios efectivos de individuos con rentas similares.

En esta misma línea, Camarero, Herrero y Zubiri (1993) utilizan índices de cambio distributivo, dentro de intervalos de individuos similares, correspondientes a los índices propuestos por Cowell (1985). Cowell (1977, 1980 y 1985) parte de la teoría de la información subyacente a la derivación de las medidas de desigualdad de Theil para generar una medida de cambio distributivo basada en unos axiomas deseables.

Estos índices de cambio distributivo son, en esencia, índices de divergencias sobre los cambios proporcionales de renta. En consecuencia, no sólo miden las posibles alteraciones en la ordenación de los individuos según su renta, sino que miden también los cambios relativos en la estructura de la distribución. Los índices de cambio distributivo de Cowell para un intervalo j se definen como:

$$I_{C,\alpha}^j(x^j, y^j) = (1/n_j \alpha (1-\alpha)) \sum_{i=1}^{n_j} [(y_i^j / y_{media}^j)^\alpha (x_{media}^j / x_i^j)^{1-\alpha} - 1] \quad [8]$$

si α es diferente de 0 y de 1.

$$I_{C,0}^j(y^j, x^j) = (1/n_j) \sum_{i=1}^{n_j} (x_i^j / x_{media}^j) \log[(y_{media}^j / y_i^j)(x_i^j / x_{media}^j)] \quad [9]$$

si α es igual a 0.

$$I_{C,1}^j(y^j, x^j) = (1/n_j) \sum_{i=1}^{n_j} (y_i^j / y_{media}^j) \log[(y_i^j / y_{media}^j)(x_{media}^j / x_i^j)] \quad [10]$$

si α es igual a 1. El parámetro α indica la sensibilidad del índice a las transferencias de renta entre individuos, los subíndices i hacen referencia a los individuos y los superíndices j a los intervalos, siendo n_j es el número de individuos en el tramo j ⁵.

En la ecuación (9) se percibe que este índice de cambio distributivo no es igual a un índice de variación de desigualdad, definido como la diferencia de dos índices de desigualdad de Theil antes y después de impuestos. Sólo coinciden cuando el impuesto es proporcional, caso en que ambos índices valdrían cero. La diferencia estriba en

(4) El índice que proponemos en la sección 2.2 no parte de este supuesto restrictivo y permite un cálculo más adecuado, que generaliza esta idea y converge como caso particular a un índice de desigualdad intragrupos de las rentas después de impuestos, en el caso que no hubiera desigualdad interna en los grupos de partida. Por otra parte, Lambert y Ramos (1995) reconocen este problema y sugieren, para corregirlo, el cómputo de un índice de desigualdad pseudo-horizontal entre “similares”, que creemos adolece de ser un índice de reducción de desigualdad intragrupos de la renta después de impuestos, en vez de cambio distributivo.

(5) Si y^j fuera la distribución igualitaria, $I(\cdot)$ mediría el cambio distributivo necesario para alcanzar la igualdad. De hecho, $I_{C,0}^j(\cdot)$ converge entonces al índice de Theil clásico.

las formas diferentes de medir la divergencia de la proporcionalidad. Los índices de variación de desigualdad ponderan positiva o negativamente la progresividad o regresividad del impuesto respectivamente. Los índices de cambio distributivo ponderan positivamente cualquier cambio relativo que se produzca del tipo que sea. Estos últimos son más convenientes para medir la desigualdad horizontal, como un índice de separación o de agravios comparativos con respecto al *statu quo*.

Camarero, Herrero y Zubiri (1993) definen la desigualdad horizontal global como:

$$I_{z,\alpha} = \sum_{j=1}^N \alpha^j I_{C,\alpha}^j \quad [11]$$

donde α^j es la importancia que se atribuye a la desigualdad horizontal que soportan los individuos del grupo j , siendo $\sum \alpha^j = 1$ y N el número total de grupos. Por la propia naturaleza del concepto de EH no hay razones para considerar más importante la desigualdad horizontal que soportan las rentas más bajas. Entonces, el peso que se debe asignar a la desigualdad horizontal de cada grupo de similares debe ser proporcional al número de individuos en el tramo j ; $\alpha^j = n_j/n$.

2.2. Índice alternativo

Proponemos el uso de índices de cambios distributivos en intervalos de similares y , en línea con Camarero, Herrero y Zubiri (1993), proponemos índices de cambio distributivos relativos (invariantes ante variaciones relativas de renta). Ellos optan por una familia de índices propuestos por Cowell (1985) y nosotros proponemos el uso del índice de Atkinson de uno menos los tipos medios de los individuos en un mismo intervalo.

La razón de usar dicho índice de desigualdad es que nos permite la deducción del índice a partir de un marco de bienestar general, en el que se tienen en cuenta consideraciones sobre la eficiencia, la equidad vertical y horizontal simultáneamente (así como distintos grados de aversiones a las desigualdades vertical y horizontal).

Partimos de una función de bienestar social individualista, simétrica, creciente y cóncava en el vector de rentas y_i y de $1-d_i^j$, siendo j el número de grupos $j=1, \dots, N$, véase Salas (1995):

$$W = W(y_1, y_2, \dots, y_n; 1-d_1^1, \dots, 1-d_n^1; \dots; 1-d_1^N, \dots, 1-d_n^N) \quad [12]$$

donde d_i^j son:

$$1-d_i^j = \frac{1-t_i^j}{1-t_M^j} \quad [13]$$

d_i^j son interpretables como componentes individuales del cambio distributivo del intervalo j , siendo t_i^j el tipo medio efectivo del individuo i en el intervalo j , y t_M^j el tipo medio efectivo global en el intervalo j . Un índice intragrupos de $1-t_i^j$ consistente con $W(\cdot)$, que suponemos homotética en la renta y en $1-d_i^j$, recoge adecuadamente la desigualdad horizontal definida en Salas (1995).

Si $W(\cdot)$, además, es aditivamente separable en los individuos y si suponemos que la concavidad a $1-d$ adopta una elasticidad constante $1-\gamma$ ($\gamma > 0$ define, a su vez, el grado de aversión a la desigualdad horizontal en los intervalos), en el caso de que γ sea distinto de uno, el índice de equidad horizontal del intervalo j valdría:

$$I_{h,\gamma}^j = 1 - \left[\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\frac{1-t_i^j}{1-t_M^j} \right]^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad [14]$$

y en el caso de que γ fuera igual a uno:

$$I_{h,1}^j = 1 - \exp\left[\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Ln\left[\frac{1-t_i^j}{1-t_M^j} \right] \right] \quad [15]$$

La agregación para todos los intervalos de estos índices de desigualdad horizontal se puede hacer de tal forma que sea consistente con la comparación intergrupos de la propia función de bienestar social. En cuyo caso, si γ es distinto de cero, el índice de equidad horizontal agregado valdría:

$$I_{h,\gamma} = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^N n_j [1 - I_{h,\gamma}^j]^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad [16]$$

y en el caso de que γ fuera igual a uno:

$$I_{h,1} = 1 - \exp\left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^N n_j Ln[1 - I_{h,1}^j] \right] \quad [17]$$

En el trabajo empírico, también hemos utilizado la agregación propuesta por Camarero *et al.* (1993), ponderando aritméticamente por la población:

$$I_{h,\gamma} = \sum_{j=1}^N \alpha^j I_{h,\gamma}^j \quad [18]$$

Una ventaja de este índice es que permitiría evaluar el efecto de las políticas que persigan una mayor equidad horizontal y ponerlo en relación con las posibles pérdidas de equidad vertical o de eficiencia, ya que el bienestar social en este contexto se va a poder expresar como:

$$W = Y_M (1 - I_v)(1 - I_h)$$

3. APLICACIÓN: LA EQUIDAD HORIZONTAL DEL IRPF EN ESPAÑA

3.1. Bases de datos y escalas de equivalencia

Utilizamos la base de datos del “panel expandido” del IRPF, consistente en muestras aleatorias simples anuales de las declaraciones del IRPF entre los años 1982 y 1990. En los años 1988 y posteriores, las declaraciones separadas de los cónyuges están sumadas para constituir una sola observación.

Duclos (1993) afirma que el mayor problema en el análisis de la EH es la determinación correcta de la renta. Camarero, Herrero y Zubiri (1993) mencionan algunos factores que limitan el análisis de la EH partiendo de una base de datos fiscales, como son el fraude fiscal, la ausencia de obligación de presentar declaraciones para las rentas bajas, etc.

Utilizamos la base imponible⁶ como la renta monetaria de los hogares, la que dividimos por la siguiente escala de equivalencia, que es la mas próxima a la de la OCDE⁷ que se puede obtener con los datos disponibles:

$$E = 1 + 0,7A_1 + 0,5A_2 + 0,7A_3 \quad [20]$$

donde A_1 vale uno en el caso de que exista cónyuge y cero en caso contrario, A_2 es igual al número de hijos y A_3 es igual al número de ascendientes sin ingresos que conviven en el hogar. Como variable de impuesto, hemos tomado la cuota líquida que figura en la declaración.

Dado que algunas declaraciones tienen bases imponibles negativas, éstas se han modificado a una peseta después de comprobar que este cambio, o la supresión de estas observaciones, no produce diferencias significativas en los índices. La razón es eliminar argumentos no positivos en los logaritmos, a la vez que se conserva la mayor información posible, así como la homogeneidad de criterio en todos los índices.

3.2. Resultados

En el cuadro 1 y en el gráfico 1 se ofrecen los índices calculados con los porcentajes de variación respecto al período anterior.

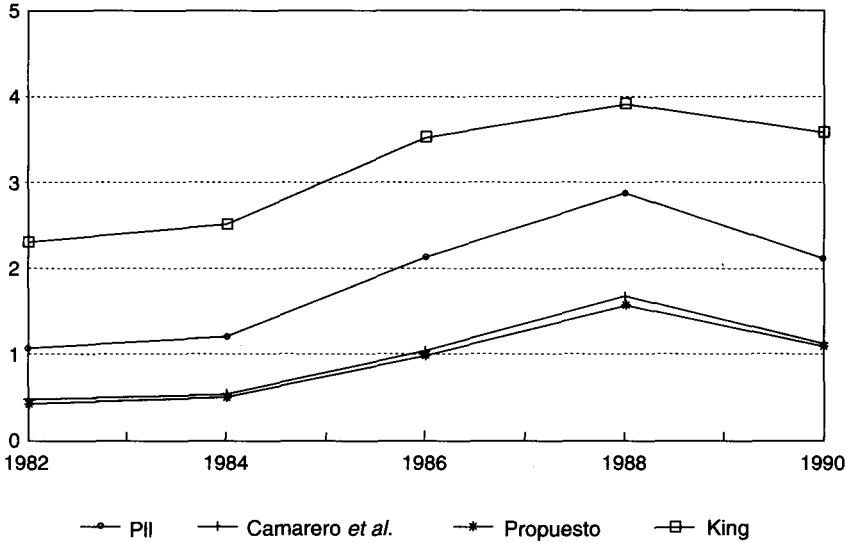
Cuadro 1: EVOLUCIÓN DE ALGUNOS ÍNDICES DE DESIGUALDAD HORIZONTAL EN EL PERÍODO 1982-1990

	1982	1984	1986	1988	1990
$I_{Kg} * 1000$	23.015	25.871	35.052	38.996	35.751
(% Δ)		(12,41)	(35,49)	(11,25)	(-8,32)
$PII * 1000$	1.070	1.198	2.124	2.875	2.111
(% Δ)		(11,96)	(77,30)	(35,36)	(-26,57)
$I_{z,0} * 1000$	0.4622	0.5297	1.0258	1.6685	1.1018
(% Δ)		(14,60)	(93,66)	(62,65)	(-33,96)
$I_{h,1} * 1000$					
Ecuac. (18)	0.4370	0.5026	1.0053	1.5764	1.1217
(% Δ)		(15,01)	(100,02)	(56,81)	(-28,84)
$I_{h,1} * 1000$					
Ecuac. (17)	0.4371	0.5028	1.0061	1.5786	1.1226
Tamaño de la muestra	123599	132693	165069	181390	210457

(6) Hay que señalar que esta variable no coincide exactamente con la renta de las familias. Es el resultado de aplicar determinadas deducciones "en la base del impuesto", que también producen, presumiblemente, desigualdad horizontal. La desigualdad horizontal aquí calculada es pues una cota inferior de la desigualdad total en el IRPF.

(7) La escala de la OCDE adopta el valor uno para el primer adulto del hogar más 0,7 para los demás, más 0,5 para cada hijo (menor de 14 años) del hogar.

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DE LA DH



I_{K_g} es el índice de King para $k=0$, $\eta=1$ (ecuación 3). En la segunda fila se encuentra el *Preordered Inequity Index* (PII). Por último, los índices agregados (sobre centilas) de cambio distributivo son: el de Camarero et al.(1993) $I_{z,0}$ (ecuación 11) y los de la dispersión de los tipos impositivos entre similares $I_{h,1}$ con $\gamma=1$ (ecuaciones 17 y 18).

Todos los índices calculados ofrecen variaciones en el mismo sentido de un año a otro. Todos van creciendo entre 1984 y 1988, para después disminuir otra vez en 1990. Podemos decir que en 1988 se produce un mayor “desorden” en cuanto al comportamiento horizontal de la imposición fiscal, pues todos los índices así lo indican. En 1990 la desigualdad horizontal vuelve a bajar casi a los niveles de 1986.

El proceso de evolución señalado se observa tanto en los índices que sólo recogen la desigualdad horizontal que comporta el cambio de orden (el de King y el PII), como en los índices de cambio distributivo.

Antes de pasar al análisis de los posibles factores que pesan en los valores de los índices calculados, merece la pena destacar un ejercicio de sensibilidad de estos índices para distintas particiones. En efecto, los índices de cambio distributivo ofrecen, como era previsible, una cierta sensibilidad a la elección de los intervalos de rentas similares, disminuyendo cuando aumenta el número de intervalos. Se observa sin embargo una cierta convergencia, ya que esta disminución es cada vez más pequeña. Aquí se ha optado por construir estos intervalos según cuantiles de renta de diversos órdenes, para optar finalmente por los centiles. El cuadro 2 muestra las variaciones

del índice de cambio distributivo de Cowell cuando cambia el número de intervalos. Estos intervalos son los cuantiles de orden 10, 100 y 1000, respectivamente.

En el cuadro 3 se presentan igualmente los índices propuestos $I_{h,1}$ para las mismas particiones, presentando la misma variación respecto al orden de los cuantiles y confirmando su relativa estabilidad.

3.3. *Análisis de las causas de la desigualdad horizontal*

Una vez observada la evolución general de los índices de desigualdad horizontal, parece pertinente preguntarse qué factores del sistema fiscal contribuyen a producir la desigualdad horizontal, y particularmente a hacer de 1988 el año donde ésta es mayor.

Habiendo partido de la base imponible como variable renta, podemos aislar los posibles factores derivados de los pasos que sigue el cálculo del IRPF y de nuestra consideración particular del tamaño familiar mediante la aplicación de la escala de equivalencia.

3.3.1. Influencia del tamaño familiar (escalas de equivalencia)

El sistema fiscal considera el tamaño familiar, como también lo consideramos nosotros al utilizar rentas equivalentes. Con ello, estamos estableciendo implícitamente el supuesto de que un Sistema Fiscal equitativo horizontalmente debería establecer un sistema de deducciones por hijos, etc. que compensase las distintas necesidades debidas a diferentes tamaños familiares. Sin embargo, el sistema de deducciones podría no coincidir, y de hecho no coincide con nuestras consideraciones, y por ello dar lugar a índices de desigualdad horizontal positivos.

No solamente hay que considerar aquí las deducciones familiares establecidas por el sistema fiscal como tales, sino el efecto indirecto que el tamaño familiar puede

Cuadro 2: ÍNDICES $I_{z,0}$ (*1000) PARA DISTINTAS PARTICIONES

Nº Cuantiles	1986	1988	1990
10	1,4	2,05	1,6
100	1,0	1,7	1,1
1000	1,0	1,6	1,1

Cuadro 3: ÍNDICES $I_{h,1}$ (*1000) PARA DISTINTAS PARTICIONES

Nº Cuantiles	1986	1988	1990
10	1,0970	1,7096	1,2782
100	1,0053	1,5764	1,1217
1000	0,9770	1,5355	1,0880

ocasionar sobre el comportamiento de las familias frente a actividades económicas que producen deducciones diferentes.

En el cuadro 4 se muestran los índices de desigualdad horizontal sin escalas de equivalencia, y en los gráficos 2, 3 y 4 se compara cada índice con su correspondiente con escala de equivalencia.

Se observa que la evolución de los índices con y sin aplicación de la escala de equivalencia es la misma, manteniéndose el máximo en 1988. Con esto queda descartado que sea la escala de equivalencia el factor causante de la evolución de la desigualdad horizontal en este período. Como era previsible, en un período tan corto no es probable que se hubieran producido cambios en la estructura de población tan importantes como para generar este efecto. Los valores de los índices también son similares, siendo menores con escalas de equivalencia para 1982 y 1984, y mayores a partir de 1986. También queda así descartado que este factor sea un determinante importante del nivel de desigualdad horizontal. En resumen, la estimación de los índices con la escala de equivalencia de la OCDE y sin ninguna escala de equivalencia revela la evolución ante cambios de este tipo.

Para un análisis exhaustivo de este factor habría que, por un lado, aplicar distintas escalas de equivalencia y, por otro, comparar nuestra escala con la del fisco, es decir, aislando de los demás componentes las deducciones familiares y demográficas. Sin embargo, no hemos continuado en esa dirección ya que, si la diferencia con y sin escalas de equivalencia no es muy grande, es de prever que tampoco lo será entre unas escalas y otras.

3.3.2. Efectos de las deducciones y de la aplicación de la tarifa

Con el fin de localizar qué factor o factores del sistema fiscal producen principalmente los valores positivos de los índices de desigualdad horizontal obtenidos, se puede descomponer el paso de la renta antes a la renta después de impuestos en dos grandes bloques. En efecto, según el sistema fiscal español, el cálculo de la cuota líquida a partir de la BI se produce en dos fases: primero se aplica la tarifa a la BI, obteniéndose la cuota íntegra. Después se aplican las deducciones a la cuota íntegra para llegar a la cuota líquida, según se ilustra en el siguiente diagrama:

$$BI \rightarrow \rightarrow \rightarrow (BI-CI) \rightarrow \rightarrow \rightarrow (BI-CL)$$

Si calculamos los índices de DH para el primer paso (utilizando la CI y por tanto ignorando las deducciones) y los comparamos con los calculados para el camino com-

Cuadro 4: EVOLUCIÓN DE ALGUNOS ÍNDICES DE DESIGUALDAD HORIZONTAL EN EL PERÍODO 1982-1990 (SIN ESCALAS DE EQUIVALENCIA)

	1982	1984	1986	1988	1990
$I_0 * 1000$	27,189	27,014	28,513	36,472	35,539
$I_{z,0} * 1000$	0,665	0,685	0,726	1,502	0,936
$I_{h,1} * 1000$	0,644	0,661	0,709	1,380	0,952
Tamaño de la muestra	123599	132693	165069	181390	210457

Gráfico 2: DH CON Y SIN ESCALAS DE EQUIV. (I. KING)

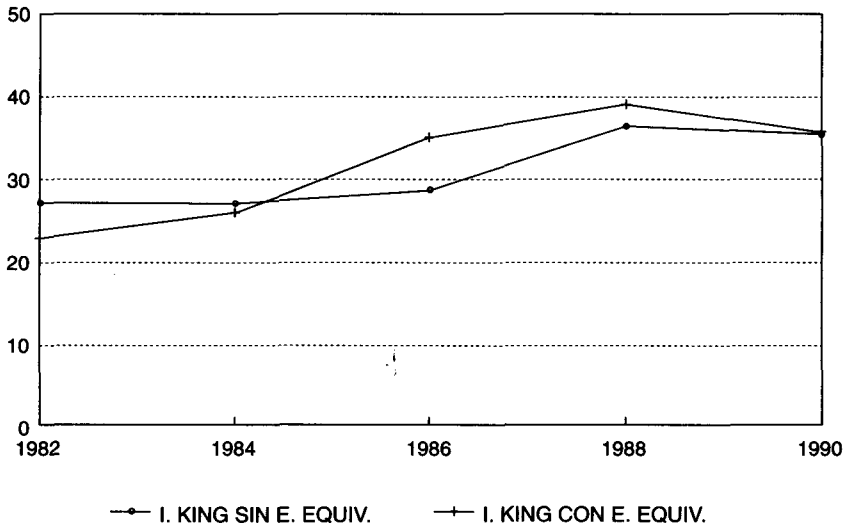


Gráfico 3: DH CON Y SIN ESCALAS DE EQUIV. (I. CAMARERO ET AL.)

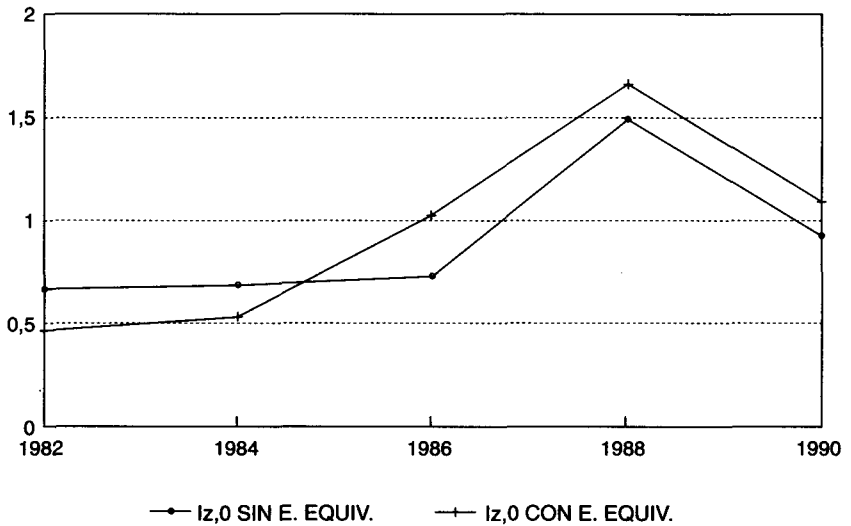
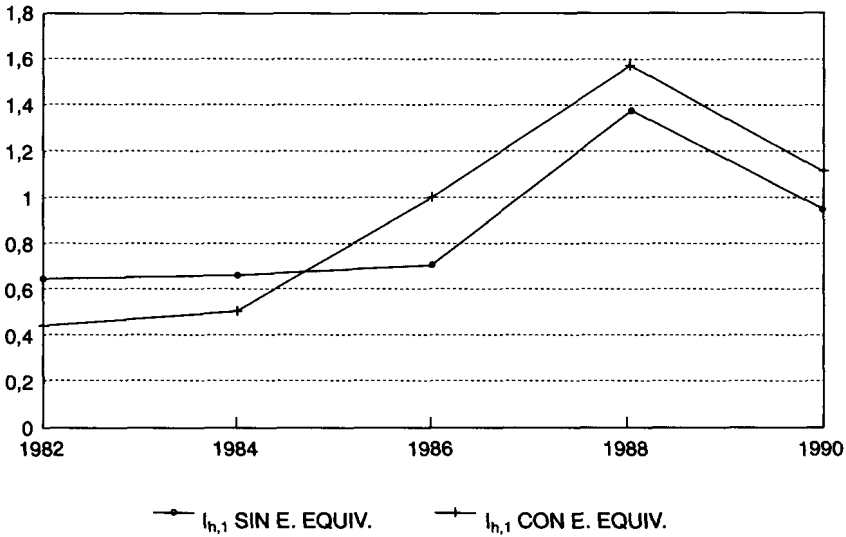


Gráfico 4: DH CON Y SIN ESCALAS DE EQUIV. (I. PROPUESTO)



pleto (utilizando la CL), podremos ver cuál de los dos pasos es más importante, es decir, si la DH se produce en su mayor parte ya por la aplicación de la tarifa o son, posteriormente, las deducciones las que introducen las diferencias de tratamiento observadas.

En principio no se suele atribuir a la primera fase descrita un efecto de desigualdad horizontal⁸, ya que la tarifa se supone monótona con respecto a la renta y por tanto no produce desorden en la distribución. Sin embargo, en nuestro caso esto no es así, debido a que nuestra variable de partida, la BI, no se somete toda ella a la tarifa general. La BI se descompone en tres componentes, aplicándose la tarifa general solamente a las rentas regulares, y los tipos medios de cada contribuyente y ciertos tipos mínimos a determinadas partidas como los incrementos de patrimonio y otras rentas irregulares. Además, a partir de 1988, aunque la tarifa general continúa siendo única hasta 1992, los matrimonios pueden tributar separadamente, mientras que nosotros tenemos sus declaraciones sumadas. Por tanto, se pueden producir reordenaciones también en esta primera fase. Hemos realizado la operación descrita para 1986, 1988 y 1990.

En los cuadros 5 y 6 se presentan los resultados del índice propuesto correspondientes a la desigualdad horizontal total (CL) y al primer paso que ignora las deducciones (CI) en dos casos alternativos: con escala de equivalencia (cuadro 5) y sin escala de equivalencia (cuadro 6).

(8) Salvo en la medida en que los índices de cambio distributivo recogen también la dispersión de los tipos entre similares producida por la progresividad.

Cuadro 5: ÍNDICE PROPUESTO CON ESCALAS DE EQUIVALENCIA

	1986	1988	1990
CL	1,0053	1,5764	1,1217
CI	1,4566	10,4700	1,7120

Cuadro 6: ÍNDICE PROPUESTO SIN ESCALAS DE EQUIVALENCIA

	1986	1988	1990
CL	0,7090	1,3794	0,9525
CI	0,7089	9,4490	0,6310

La primera conclusión a destacar es que las deducciones no cambian la evolución de la desigualdad horizontal, como se observa en el cuadro 5. Esto descarta a las deducciones como un factor decisivo para explicar dicha evolución en este período. Tampoco en cuanto a los valores absolutos hay grandes diferencias excepto en el caso de 1988, que se analizará más abajo. Ello no quiere decir que cada una de las deducciones no produzca DH que pudiera compensarse entre unas y otras (por ejemplo, la deducción por vivienda podría aumentar la DH y las familiares disminuirla). Para comprobarlo habría que estudiarlas separadamente, lo que excede de los límites de este trabajo, pudiendo afirmar únicamente que el efecto global de todas ellas no es comparativamente muy importante.

De este mismo cuadro se desprende el resultado de que, en general, la desigualdad horizontal medida con escalas de equivalencia disminuye con la aplicación de las deducciones, lo que significa que el sistema de deducciones tiende a equiparar las desigualdades en las rentas equivalentes de los hogares producidas por otros elementos del sistema fiscal. Comparando los cuadros 5 y 6, vemos que los valores de los índices con escalas de equivalencia son mayores que los del cuadro 6, lo que era de esperar, pues nuestra escala concede un peso mayor al tamaño familiar que no llega a compensarse con las deducciones. Con todo, los resultados no cambian sustancialmente al tener en cuenta las escalas de equivalencia, lo que confirma las conclusiones del apartado anterior.

Si hemos descartado las escalas de equivalencia y el sistema de deducciones como factores de la evolución de la desigualdad horizontal, ¿cuál ha sido entonces la causa explicativa determinante? La segunda fila del cuadro 6 (sin deducciones) ofrece valores positivos importantes, lo que indica que la propia aplicación de la tarifa (primera fase descrita) es la principal causa de la desigualdad horizontal observada, y en particular del máximo del índice en 1988. Como se señala anteriormente, ello puede deberse a la distinta composición de las bases imposables entre sus componentes regulares e irregulares, lo que da lugar a un tipo distinto para BI idénticas. La prueba es

que para 1988 se obtiene un valor del índice propuesto de 0,235 cuando se suprimen los contribuyentes con componentes de su base imponible sujetos a tipos distintos de los de la tarifa general (esencialmente rendimientos irregulares e incrementos o disminuciones de patrimonio): el desorden introducido por las rentas irregulares desaparece al suprimir esos casos.

Hay que tener en cuenta, sin embargo, que las rentas irregulares se gravan a tipos más bajos porque no son rentas generadas en el año correspondiente sino a lo largo de un período mayor. Por ello, esta conclusión tiene un valor puramente descriptivo, ya que para valorar la inequidad horizontal en el tratamiento de estas rentas habría que considerar un contexto dinámico, de renta de ciclo vital.

4. CONCLUSIONES

Mientras que la desigualdad vertical hace referencia a la dispersión existente entre hogares heterogéneos, la desigualdad horizontal se refiere al grado de agravio comparativo entre hogares homogéneos.

El objetivo de este trabajo ha sido evaluar la desigualdad horizontal del IRPF en España, a través de una serie de índices que se han propuesto en la literatura. Asimismo, hemos analizado las propiedades de los diferentes índices.

Hemos optado por incluir el cálculo de un índice nuevo, propuesto por Salas (1995), que permite la evaluación de la desigualdad horizontal como cambio distributivo, y que puede introducirse en una función de bienestar social, junto con nociones de eficiencia y equidad vertical. Hemos observado un cierto paralelismo en la medición de la desigualdad horizontal en el período analizado con cada uno de los índices computados.

Al mismo tiempo, hemos observado que parece que no hay que buscar las razones de la variación de la desigualdad horizontal en el período en la evolución del sistema fiscal, y en particular en la evolución del sistema de las deducciones. Más bien afloran causas exógenas al propio sistema, y concretamente la composición de la renta de las familias. Las causas de este fenómeno pueden a su vez buscarse en las condiciones económicas y los comportamientos de las familias frente a ellas. En 1988 podemos detectar que, debido a la fase expansiva del ciclo, las realizaciones de plusvalías pudieron aumentar espectacularmente la componente irregular, produciendo esta distorsión.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aronson, R., Johnson, P. y P.J. Lambert (1994): "Redistribution Effect and Inequal Income Tax Treatment in the U.K.", *Economic Journal*, vol. 104, págs. 262-270.
- Atkinson, A.B. (1980): "Horizontal equity and the distribution of the tax burden", *The Economics of Taxation* (eds. H.J. Aaron and M.J. Boskins). Washington D.C.: Bookings.
- Berliant, M.C. and R.P. Strauss (1985): "The Vertical and Horizontal Equity Characteristics of the Federal Individual Income Tax", *Horizontal Equity, Uncertainty and Economic Well-being* (eds. David and Smeeding). Chicago: University of Chicago Press.
- Camarero, R., Herrero O. e I. Zubiri (1993): "La medición de la inequidad horizontal: teoría y una aplicación al caso de Vizcaya", *Investigaciones Económicas*, Vol. 17, págs. 333-362.
- Cowell, F.A. (1977): *Measuring Inequality*, Philip Allan Publishers Lmted., Oxford.

- Cowell, F.A. (1980): "Generalised Entropy and the Measurement of Distributional Change", *European Economic Review*, Vol.13, págs. 147-159.
- Cowell, F.A. (1985): "Measures of Distributional Change: An Axiomatic Approach", *Review of Economic Studies*, Vol.52, págs. 135-151.
- Ducios, J.Y. (1993): "Progressivity, Redistribution and Equity, with Application to 1985 Britain", *Public Finance*, Vol.48, págs. 350-365.
- Feldstein, M. (1976): "On the theory of Tax Reform", *Journal of Public Economics*, Vol. 6, págs. 77-104.
- Jenkins, S.P. (1988): "Empirical Measurement of Horizontal Inequality", *Journal of Public Economics*, Vol. 37, págs. 305-329.
- King, M. (1983): "An index of inequality: With Applications to Horizontal Equity and Social Mobility", *Econometrica*, Vol. 51, págs. 99-115.
- Lambert, P.J. (1994): "La medición de la progresividad con diferencias de tratamiento fiscal", *Hacienda Pública Española*, 129-1/1994.
- Lambert, P.J. y X. Ramos (1995): "Vertical Redistribution and Horizontal Inequity", mimeo.
- Lasheras, M.A., Rabadán, I. y R. Salas (1994): "Efectos redistributivos del IRPF entre Comunidades Autónomas", *Hacienda Pública Española*, Vol. 129, págs. 105-118.
- Plotnick, R. (1981): "A Measure of Horizontal Inequity", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, págs. 283-288.
- Salas, R. (1995): "Desigualdad horizontal y vertical en un marco de bienestar social", mimeo.

Fecha de recepción del original: Marzo, 1995
Versión final: Abril, 1996

ABSTRACT

The objective of this paper is to evaluate the horizontal inequality of the Spanish Personal Income Tax System between 1982 and 1990, through a series of indices which have been proposed in the recent literature. Furthermore we introduce a new index, developed by Salas (1995), which allows us to evaluate the horizontal inequality as a distributional change and which can be deduced from a social welfare framework. We find that the different measures of horizontal inequality show the same temporal evolution. Furthermore, we conclude that the variation of the horizontal inequality seem to be better explained by the composition of family incomes rather than the variation of the Tax System.

Keywords: horizontal inequality, personal income tax, income distribution.