UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS EMPRESARIALES

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I

ENSAYOS SOBRE LA EFICIENCIA Y EQUIDAD DE UN IMPUSTO SOBRE LA RENTA

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Irene Perrote Coste

Bajo la dirección del doctor

Rafael Salas

Madrid, 2003

ISBN: 978-84-669-2693-5

Ensayos sobre la eficiencia y equidad de un impuesto sobre la renta

Tesis Doctoral

Irene Perrote

Director: Rafael Salas

Departamento de Análisis Económico I
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid

A mis padres, in memoriam.

Índice General

Agradecimientos

En esta página quiero dejar constancia de mi agradecimiento a todas aquellas personas e instituciones que me han apoyado en la realización de este trabajo.

En primer lugar a Rafael Salas por su labor de dirección en la realización de esta tesis. Sin su colaboración y seguimiento este trabajo no hubiera sido posible.

En segundo lugar al Instituto de Estudios Fiscales y en especial a José Félix Sanz por el apoyo financiero y los medios técnicos que han puesto a mi disposición.

Asimismo, estoy en deuda con Juan Manuel Castañer y Nourdine Aliane que con su generosa ayuda me ayudaron en el tratamiento de los datos.

El apoyo de José Antonio Bartolomé y de Larry Kranich fueron fundamentales para la realización del último capítulo de la tesis. Los comentarios de José Manuel González-Páramo y de Miguel Ángel López enriquecieron notablemente esta parte de la investigación.

También deseo expresar mi agradecimiento a Juan Gabriel Rodríguez por sus numerosos comentarios y sugerencias sobre los tres primero capítulos de la tesis.

Mi gratitud también a mis compañeros del Departamento de Economía de la Universidad Europea de Madrid que, de un modo u otro, han mostrado alguna inquietud por este trabajo y me han proporcionado estímulo a lo largo del desarrollo de la tesis.

Introducción

El impuesto sobre la renta aporta, en la actualidad, un tercio de los ingresos fiscales y constituye por ello una de las principales fuentes de recursos para el sector público en las economías desarrolladas. Esto explica la enorme controversia política y científica existente entorno al mismo. El presente trabajo trata de estudiar la deseabilidad de un impuesto sobre la renta a partir de dos de los criterios básicos utilizados para analizar un tributo: los principios de eficiencia y de equidad.

En los últimos años se ha producido un renovado interés por la distribución y redistribución de la renta después de un periodo de relativo letargo. A partir del trabajo pionero de Atkinson (1970), numerosos artículos han analizado las funciones de bienestar implícitas en distintas medidas de desigualdad sentando las bases en los años setenta de lo que constituye un nuevo campo de investigación. Uno de los temas que más atención sigue suscitando hoy en día es el análisis de los efectos derivados de la aplicación de un impuesto desde el punto de vista de la equidad. Este es uno de los objetivos de este trabajo. Para ello empezamos describiendo los principales índices existentes en la literatura que miden la redistribución y la inequidad vertical y horizontal. Posteriormente proponemos una nueva metodología que resuelva algunos de los problemas que plantean estas medidas. Finalmente aplicamos este análisis a un impuesto concreto: el impuesto sobre la renta de las personas físicas español (IRPF).

La última parte del trabajo, por el contrario, se sitúa dentro de la línea de investigación de la teoría de la imposición óptima que analiza qué condiciones debe cumplir un impuesto que respete la eficiencia económica y la justicia distributiva. El trabajo de Mirlees(1971) constituye la contribución más importante a esta literatura ya que supone el punto de partida de multitud de trabajos que analizan la estructura de un impuesto óptimo que consiga el mejor compromiso entre equidad y eficiencia. El problema que analizan estos modelos consiste en determinar la estructura de un impuesto óptimo sobre la renta teniendo en cuenta el nivel de aversión a la desigualdad de la sociedad, la distribución de habilidades innatas de la población y la oferta de trabajo de los agentes de la sociedad. A partir del modelo básico muchos trabajos tratan de introducir nuevas hipótesis que lo acerquen un poco más a la realidad. Este el caso del modelo que presentamos en este trabajo donde además de un impuesto progresivo sobre la renta se incluye una deducción por vivienda.

La tesis está estructurada en cuatro capítulos que pueden considerarse como cuatro ensayos independientes aunque con enormes interrelaciones entre sí. El primer capítulo sirve de introducción a los dos siguientes capítulos, el tercer capítulo es una aplicación del segundo capítulo y el cuarto capítulo completa el análisis realizado en el primer capítulo. El denominador común a todos ellos está en la referencia continua al impuesto sobre la renta. A continuación se ofrece una breve descripción de cada uno estos capítulos.

Capítulo 1: Medición y causas de la inequidad horizontal en el I.R.P.F

Este capítulo estudia la Inequidad Horizontal (*IH*) que existe en el Impuesto sobre la Renta de la Personas Físicas (IRPF). Empezamos revisando las distintas interpretaciones del concepto de equidad horizontal (*EH*) y los principales índices propuestos en la literatura para medir la *IH*. Posteriormente contrastamos una serie de hipótesis metodológicas sobre la variable renta óptima o sobre la definición de individuos similares a utilizar y cuantificamos la *IH* con distintos índices para los años 1990 a 1995. Finalmente analizamos algunos de los factores causantes de la *IH*. Para ello realizamos un ejercicio de estática comparativa que estudia la variación porcentual de estos índices cuando eliminamos una o varias deducciones y disminuimos proporcionalmente todos los tipos para que la recaudación se mantenga constante.

Capítulo 2: Descomposición del efecto redistributivo del sistema fiscal en el componente vertical y horizontal

Ahora nos proponemos aplicar una nueva metodología para diseñar un índice de *IH* basándonos en la interpretación de la *EH* como similar tratamiento de individuos similares. Esto implica la división del conjunto de contribuyentes en intervalos de similares. Hasta ahora la elección final del tamaño del intervalo era una cuestión a juicio del investigador. Frente a los índices existentes en la literatura se propone aquí un índice que mejora la elección de individuos similares a partir de un criterio estadístico. Para ello partimos de la estimación no paramétrica de la renta después de impuestos de los individuos. La *IH* es entonces definida como la distancia entre la curva de Lorenz de la distribución de rentas estimada y observada. Esta metodología tiene la ventaja de permitirnos medir la *IH* a partir de una variedad de índices S convexos en vez de limitarnos a un índice de desigualdad en particular. Además, el índice propuesto nos permite descomponer el efecto redistributivo del sistema fiscal en el componente vertical (redistribución vertical) y en el componente horizontal (*IH*). Esta metodología generaliza las descomposiciones existentes en la literatura ya que no nos restringimos al uso de índices de desigualdad aditivamente descomponibles como en Aronson et al. (1994) o en el enfoque puro de Lambert y Ramos (1997) o de funciones de evaluación social como en Duclos y Lambert (2000). Por último, demostramos que los enfoques de Aronson et al. (1994) y de Lambert y Ramos (1997) son casos particulares de nuestra metodología.

Capítulo 3: Redistribución en el I.R.P.F.

En el tercer capítulo descomponemos el efecto redistributivo del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica siguiendo la metodología de vista en el capítulo 2. La base de datos utilizada es el panel de declarantes del Impuesto sobre la Renta de las Persona Físicas del Instituto de Estudios Fiscales para los años 1990 a 1994. Estos resultados se comparan con los que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura (Aronson et al., 1994 y Lambert y Ramos, 1997). Esta metodología nos permite realizar un ejercicio de robustez de los resultados obtenidos con respecto a un conjunto de índices alternativos.

Capítulo 4: Diseño óptimo de un impuesto lineal sobre la renta

En este capítulo generalizamos el modelo estándar de imposición lineal óptima sobre la renta para incluir un subsidio a la vivienda. Para ello partimos de un modelo dinámico de horizonte infinito como el utilizado por Turnovsky *et al* (1994) que modificamos para poder introducir objetivos de equidad. Así pues, a diferencia de este modelo, que estudia el comportamiento de un agente representativo, suponemos que los agentes se diferencian por su habilidad que vendrá representada por el salario. Después de describir la dinámica de la economía, analizamos el equilibrio en el estado estacionario. Es entonces cuando estudiamos las condiciones de optimalidad del impuesto.

Capítulo 1: Medición y causas de la inequidad horizontal en el I.R.P.F.[3]

3 Este capítulo está basado en el artículo de Perrote I. (2003)

1.1. Introducción

La equidad horizontal (*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 equidad horizontal. Esto se debe principalmente a la dificultad de encontrar a individuos exactamente iguales con respecto a su renta equivalente. Así pues, este principio debe ser interpretado de forma más laxa para medir la inequidad horizontal producida por cualquier sistema fiscal. Si identificamos igualdad económica con igualdad de renta, que exista *EH* significará que todos aquellos individuos que tienen misma renta antes de impuestos deben seguir teniendo 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 *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 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) y 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. [Véase 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, se divide la escala de rentas en intervalos pequeños y se considera similar a todos los individuos cuya renta pertenece al mismo intervalo. Después 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 capítulo 2 o Perrote *et al.*, 2001).

El objetivo fundamental de éste capítulo es medir la inequidad horizontal (*IH*) que existe en el Impuesto sobre la renta de la Personas Físicas (IRPF). Un primer objetivo es contrastar una serie de hipótesis metodológicas sobre la variable renta óptima o sobre la definición de individuos similares a utilizar. El segundo objetivo es evaluar la *IH* del IRPF por medio de distintos índices de *IH* para los años 1990 a 1995. Un tercer objetivo consiste en tratar de explicar las causas de la *IH*. Para ello se realiza un ejercicio de estática comparativa que estudia la variación porcentual de estos índices cuando eliminamos una o varias deducciones y disminuimos proporcionalmente todos los tipos para que la recaudación se mantenga constante.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente forma: en el apartado 1.2 se analizan los distintos índices utilizados en la aplicación empírica, en el apartado 1.3 se describe la metodología utilizada y en el apartado 1.4 se estudian los resultados obtenidos. Finalmente, en el apartado 1.5 se ofrecen las conclusiones del trabajo.

1.2. Medición de la inequidad horizontal

1.2.1 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 de 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 una distribución de rentas antes de impuestos e Y la distribución de rentas después de impuestos ordenada por 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.

$$IH_{A-P} = \frac{\left[G_Y(Y) - G_X(Y)\right]}{G_Y(Y)} \qquad [1.1]$$

Donde G es el índice de Gini.

Para obtener el índice de King (IH_K) tenemos que definir adicionalmente a Z como la distribución de rentas después de impuestos ordenadas por la renta antes de impuestos.

$$\begin{aligned} IH_K &= 1 - \left[\frac{\sum_i \left(y_i \exp(-\eta s_i)\right)^k}{\sum_i y_i^k}\right]^{\frac{1}{k}}, \quad \text{donde} \quad s_i = \frac{|z_i - y_i|}{\bar{Y}} \quad & k \neq 0 \\ &= 1 - \exp\left(\frac{\eta}{N}\sum_i s_i\right), & k = 0 \end{aligned} \qquad [1.2]$$

N es el número de individuos; (1-k) y η son parámetros de aversión social a la desigualdad vertical y horizontal respectivamente.

Duclos (1993) establece un índice de capacidad redistributiva que se puede descomponer en dos términos que representan la contribución a la equidad vertical (RV) y la reordenación.

$$\begin{aligned} RE &= RV - R \\ VR &= G(X) - G(Y) \end{aligned} \qquad [1.3]$$

donde G es el índice de Gini.

1.2.2 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 (1985), el cambio distributivo dentro de los individuos similares como proponen Camarero et al. (1993) o Salas (2000) o finalmente la dispersión de rentas después de impuestos como hacen Aronson et al. (1994) o Lambert y Ramos (1997). Por último, ésta medida local de *IH* es agregada para obtener un índice global. Veamos más detalladamente algunos de estos índices.

El índice de Camarero *et al* se define como una media ponderada del índice de Cowell de Entropía Generalizada (1985) para cada uno de los intervalos j de individuos similares:

$$
\begin{aligned}
IH_{C,j} &= \frac{1}{n_j c(1-c)} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\left(\frac{y_i^j}{\overline{y}^j} \right)^c \left(\frac{\overline{x}^j}{x_i^j} \right)^{c-1} - 1 \right] && \text{si } c \neq 0{,}1 \\
&= \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\frac{x_i^j}{\overline{x}^j} \log \left(\frac{\overline{y}^j}{y_i^j} \frac{x_i^j}{\overline{x}^j} \right) \right] && \text{si } c = 0 \qquad [1.4] \\
&= \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\frac{y_i^j}{\overline{y}^j} \log \left(\frac{y_i^j}{\overline{y}^j} \frac{\overline{x}^j}{x_i^j} \right) \right] && \text{si } c = 1
\end{aligned}
$$

Donde:

- c mide la sensibilidad del índice a las transferencias de renta entre 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.

- n_j es el número de individuos que hay en el intervalo j.

El índice global IH_C se define a partir de los respectivos $IH_{c,j}$ como:

$$IH_C = \sum \frac{n_j}{n} IH_{C,j} \qquad [1.5]$$

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 nj/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 Salas analiza el cambio distributivo entre individuos similares. Partimos de una partición de la escala de rentas en N grupos j=1,...,N.

El índice de *IH* del intervalo j valdría:

$$\begin{aligned} IH_{S,j} &= 1 - \left[\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\left(\frac{1-t_i^j}{1-t_M^j} \right)^{1-\gamma} \right] \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \qquad \text{si } \gamma \neq 1 \\ &= 1 - \exp\left[\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Ln\left(\frac{1-t_i^j}{1-t_M^j} \right) \right] \qquad \text{si } \gamma = 1 \end{aligned} \qquad [1.6]$$

Donde:

- t_i^j es el tipo medio efectivo del individuo i en el intervalo j

- t_M^j es el tipo medio global en el intervalo j

- γ es el parámetro de aversión a la desigualdad

- i se refiere al individuo correspondiente

- n_j es el número de individuos que hay en el intervalo j.

El índice global IH_S se obtiene ponderando cada índice $IH_{S,j}$ por la proporción de población que representa ese intervalo:

$$IH_S = \sum \frac{n_j}{n} IH_{S,j} \qquad [1.7]$$

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_{AJL}).

$$
\begin{aligned}
&RE = RV - IH_{AJL} \\
&VR = G(X) - G^{B}(Y) \\
&IH_{AJL} = \sum\nolimits_{\forall i}\left[\frac{n_i}{N}\frac{\mu_i}{\mu}G^{W,i}(Y)\right] - R
\end{aligned}
\qquad [1.8]
$$

donde G^B Y G^W son los índices de Gini entre e intra-grupos, n_i es el número de individuos que componen el grupo i, N es número total de individuos en la población, μ_i la renta media del grupo iésimo y μ es la renta media de toda la población. R es un índice de reordenación cercano al índice de Atkinson-Plotnik.

Veamos, por último, el índice de Lambert y Ramos que también 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_{LR}).

$$
\begin{aligned}
&RE = RV - IH_{LR} \\
&VR = T_0(X) - T_0^{B}(Y) \\
&IH_{LR} = \sum\nolimits_{\forall i}\left[\frac{n_i}{N}T_0^{W,i}(Y)\right]
\end{aligned}
\qquad [1.9]
$$

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

Una importante deficiencia de estos índices está en la definición de individuos similares cuando es obtenida a través de la división de la escala de rentas en un conjunto de intervalos arbitrarios. En el trabajo empírico, esta arbitrariedad es reducida por medio de un análisis de sensibilidad de los resultados a la amplitud del intervalo.

1.3 Aplicación empírica

1.3.1 Unidad de análisis, escala de equivalencia y variable renta

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 etc. 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 que se escoge a la familia como unidad de análisis 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: la escala de equivalencia. Esta suele ser función del tamaño de la familia. La renta multiplicada por la escala de equivalencia nos da la posición económica de la familia.

Un candidato natural sería 1/n, sin embargo, presenta dos deficiencias: implica que todos los individuos (incluidos los niños) tienen las mismas necesidades e ignora las economías de escala que se derivan de la vida en común, al compartir gastos.

Dos escalas que tienen en cuenta las economías de escala son la escala de la OCDE[4] para España y la escala paramétrica propuesta por Buhmann et al. (1988) y Coulter et al. (1992).

La escala de la OCDE, además, tiene en cuenta que los niños tienen menores necesidades y se define como:

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

---

4 OCDE (1982)

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

La escala de equivalencia paramétrica se define como:

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

Donde n es número de individuos que componen la familia y α un parámetro de economía de escala. Así pues, la renta equivalente será el tipo de renta utilizada dividida por la escala de equivalencia.

1.3.2 Concepto de renta

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[5] 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. 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 estudia 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 dos conceptos de renta distintos que permitirán contrastar si los resultados cambian según la variable utilizada. Esta es una elección entre opciones todas ellas imperfectas. Por otro lado es conveniente aclarar que algunas rentas[6] no aparecen en nuestro panel, bien por tratarse de rentas exentas en los ejercicios de 1988 y 1990, bien que por estar por debajo

---

[5] Sueldos, beneficios empresariales, rentas de alquileres, contribuciones empresariales a planes de pensiones, pensiones de la seguridad social, prestaciones por desempleo etc.

[6] Pensiones y subsidio del paro, por ejemplo.

del mínimo exento no deben ser declaradas. A ello habría que unir la existencia de fraude y la no valoración de los trabajos no monetarios.

La primera variable utilizada es la base imponible al ser ésta la variable que mide la renta de los individuos en el IRPF. Sin embargo, a menudo se aleja del concepto de renta amplia que sería deseable utilizar, ya que para calcularla restamos gastos así como las deducciones por aportaciones al promotor con lo cual, implícitamente, estamos suponiendo que determinadas deducciones están justificadas mientras que otras no.

Por todo ello resulta aconsejable utilizar además otro concepto de renta, en el que no aparezcan estas deducciones de la base cuya aplicación parece arbitraria. Así pues, se define la variable renta bruta que, dentro de las restricciones que impone el hecho de que en el panel del Instituto de Estudios Fiscales se han agregado numerosas variables, se adapta lo mejor posible al concepto de renta amplia.

RB= ingresos del trabajo (rentas brutas del trabajo)

+ rendimientos netos de actividades empresariales, agrarias y profesionales (ingresos netos)

+ ingresos del capital mobiliario e inmobiliario[7] (rentas brutas del capital)

+ variaciones patrimoniales[8]

1.3.3 Tramos de renta

Aquí se plantea el problema de la diversidad de tramos utilizados en los distintos trabajos empíricos de *EH*. La primera solución consiste en establecer un intervalo de renta óptimo como en Perrote *et al* (2001).

---

7 Con y sin retención.

8 Incluye las siguientes variables: Incremento patrimonial anualizado neto oneroso[8] + Resto incremento patrimonial neto oneroso[8]+ Disminución patrimonial + Incremento patrimonial "inter vivos" + Incremento patrimonial "mortis causa".

También se construyen tramos de renta siguiendo la metodología utilizada por Camarero *et al.* (1993) para poder comparar con sus resultados:

- Para las rentas inferiores a 1 millón de pesetas consideraremos intervalos de renta cada 200.000 pesetas.

- Para las rentas inferiores a 11 millones pero superiores a un millón consideraremos intervalos cada 400.000 pesetas.

- Para las rentas inferiores a los 15 millones pero superiores a 11 millones consideraremos intervalos cada 1.000.000 pesetas.

- Para las rentas inferiores a los 30 millones pero superiores a los 15 millones consideraremos intervalos cada 5.000.000 pesetas.

De este modo se obtienen 38 tramos de renta. Por último, la solución clásica consiste en utilizar centiles como intervalos de individuos similares. Como veremos luego, obtenemos resultados similares para las diferentes definiciones de individuos similares.

1.3.4 Medida compensatoria

Recordemos que uno de los objetivos del trabajo es contrastar si alguna de las deducciones que se pueden realizar en el impuesto sobre la renta de las personas físicas es responsable de la existencia de *IH* para este impuesto. Para ello se realiza un ejercicio de estática comparativa que consiste en eliminar grupos de deducciones calculando en cada caso el índice de *IH*. Si el valor del índice aumenta, podemos concluir que esta deducción realmente disminuye la *IH*. Sin embargo este ejercicio de estática comparativa sería incompleto si no aplicásemos simultáneamente una medida compensatoria que permita que la recaudación, cuando no podemos realizar una de las deducciones, siga siendo la misma. Una solución consiste en aplicar una reducción de tipos medios efectivos que mantiene constante la recaudación. Calculamos la reducción de tipos por medio de la siguiente fórmula:

$$p = \frac{\sum_{\forall j}\sum_{\forall i} CL_{ij}}{\sum_{\forall j}\sum_{\forall i}(CL_{ij}+D_{ij})}$$

donde CI_{ij} es la cuota líquida y D_{ij} es la deducción que ya no realizamos.

La renta del individuo con la compensación quedaría como:

$$RD_{ij} = R_{ij} - (CL_{ij} + D_{ij}) \times p$$

donde RD es la renta disponible y R la renta antes de impuestos.

1.3.5 Descripción de datos

La base de datos utilizada es una muestra extraída del panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales. 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[9] se introduce la posibilidad de realizar la declaración separada para familias con más de un perceptor de rentas, se opta por sumar las declaraciones de aquellos contribuyentes pertenecientes a una misma unidad fiscal que declaran separadamente. El panel de Declarantes de Renta construido en el IEF va desde el año 1982 hasta 1995. De entre todos estos ejercicios se eligieron los 6 últimos ejercicios disponibles en el momento de realización del trabajo: 1990-1995 así como el ejercicio de 1988 para poder comparar con los resultados obtenidos por Camarero, *et al.* (1993) con las declaraciones del IRPF presentadas en Vizcaya. Depuramos la muestra eliminando aquellas declaraciones que presentan errores en el cálculo de la base imponible o de las distintas deducciones. Así mismo, no incluimos en la muestra aquellas declaraciones que

9 La sentencia del Tribunal Constitucional de 20 de Febrero establece que en base al derecho a la intimidad y a la no discriminación por estado civil, la unidad contribuyente debe ser el individuo. Se admite con carácter optativo la declaración conjunta.

no van acompañadas de la declaración del cónyuge cuando ambos han decidido declarar separadamente ya que la unidad de análisis del trabajo es la familia.

1.5 Resultados

La tabla 1 (ver apéndice del capítulo) recoge la *IH* del IRPF para España para el año 1988 para distintos tipos de renta y de intervalos con el índice de Camarero *et al.* Vemos, en primer lugar, que obtenemos resultados similares a los obtenidos por Camarero *et al.*[10] con declaraciones presentadas en Vizcaya ese año. Así mismo podemos observar que cuando se utiliza la variable base imponible equivalente (BIE) como variable renta, se obtienen aproximadamente los mismos resultados que con la variable renta bruta equivalente (RBE). El resto del trabajo empírico se lleva a cabo, por este motivo, utilizando únicamente la base imponible equivalente como variable renta para simplificar el análisis. En la tabla 2 (ver apéndice del capítulo) podemos ver la *IH* del IRPF para España para los años 1990 a 1995 para distintos subconjuntos de individuos similares como el intervalo de renta óptimo, los tramos de renta o los centiles con el índice de Camarero *et al.* . Observamos que ni la definición de individuos similares, ni el valor del parámetro c (que mide la aversión a la desigualdad horizontal) modifican en gran medida los resultados.

Las tablas 3 y 4 (ver apéndice del capítulo) recogen la *IH* del IRPF para los años 1990 a 1995 para distintos índices con la base imponible como variable renta con las dos escalas de equivalencia analizadas. Hay claramente dos periodos distintos para prácticamente todos los índices. Uno primero que va de 1990 a 1992 en que la *IH* mantiene niveles moderados disminuyendo hasta alcanzar el mínimo valor del periodo analizado en el año 1992 y un segundo periodo que empieza en 1993 donde la *IH* alcanza valores más elevados que llegan a ser dos, tres o cuatro veces superiores a los del periodo anterior.

El tercer objetivo de este trabajo consiste en explicar las causas de la existencia de *IH* en el IRPF. Varios son los factores que parecen explicar la existencia de *IH*. Por una parte

---

10 Resultados obtenidos por Camarero *et al.* (1993) con datos de Vizcaya para 1988 con RBE y tramos de renta; $IH_C(c=0)*1000=0.97$, $IH_C(c=1)*1000=0.99$, con BIE y tramos de renta $IH_C(c=0)*1000=0.98$, $IH_C(c=1)*1000=0.99$

están aquellos factores cuya incidencia no puede ser medida por el índice como son el fraude fiscal y la exención de la que se benefician ciertas rentas. Por otra parte están aquellos otros factores cuyo efecto se podrá estudiar en este trabajo como son las deducciones de la base, las deducciones de la cuota íntegra y el distinto tratamiento que reciben las rentas irregulares.

En primer lugar se estudia el efecto de las deducciones de la cuota. Se comienza analizando el efecto que el conjunto de las deducciones tiene en la *EH* del IRPF. Para ello se lleva a cabo un ejercicio de estática comparativa que consiste en ver el efecto sobre el índice de *IH* si se elimina la posibilidad de realizar cualquier deducción. Además, la eliminación de todas las deducciones se compensa por medio de una reducción proporcional de todos los tipos a fin de mantener constante la recaudación (utilizando la base imponible equivalente y tramos de renta parecidos).

Como se puede ver en las tablas 5 y 6 (ver apéndice del capítulo), el sistema de deducciones en su conjunto disminuye la *IH* del impuesto para los años 1990 y 1991 mientras que produce el efecto contrario a partir del año 1992. Sin embargo, parece interesante realizar un estudio detallado del efecto que distintas deducciones tienen en la *EH*. Podría darse el caso de que algunas deducciones afecten positivamente mientras otras lo hagan negativamente.

Así pues, la segunda parte del ejercicio de estática comparativa consiste en eliminar un grupo de deducciones relacionadas. Se crean, pues, seis grupos de deducciones donde se ordenan todas las deducciones en función de su finalidad y se estudia su efecto sobre la *EH* con la misma metodología que para las deducciones totales sumadas. Los seis grupos de deducciones son: deducción por tributación conjunta (DTC), deducción variable (DV), deducciones familiares (DF), deducciones incentivadoras (DI), deducción por trabajo dependiente (DTr) y por último el resto de las deducciones no incluidas hasta ahora (Rest D). Las dos primeras sólo se aplican en 1990 y 1991 ya que con la reforma del impuesto no aparecen en el año 1992 y siguientes.

La deducción por tributación conjunta es una deducción creada igual que la deducción variable para aquellas familias, con más de un perceptor de rentas, que optan por declarar conjuntamente sus rendimientos. Permite equiparar a aquellas familias que declaran conjuntamente frente a las que lo hacen por separado. Su efecto es muy positivo en la *EH* ya que evita que familias con idéntica renta y circunstancias pero que declaran conjuntamente paguen impuestos netamente superiores a los de otras familias que tributan por separado.

En cuanto a la deducción variable, su cuantía máxima es de 850.000 pesetas. Su efecto es negativo en la *EH*.

Las deducciones familiares se agrupan en la variable DF que incluye: deducción por deficientes físicos, deducción por hijos, deducción por ascendientes y deducción por mayores de 70 años. Su efecto es muy positivo en la *EH* hasta 1992 pasando a tener un efecto negativo a partir de 1993. Esto resulta sorprendente ya que su función es precisamente graduar el impuesto en función de las circunstancias personales y familiares del contribuyente. Es posible sin embargo dar algunas explicaciones de este fenómeno. En primer lugar si comparamos las deducciones familiares de 1992 con las de 1993 vemos que a diferencia de lo que ocurrió en los años anteriores las deducciones de 1993 no fueron revisadas en función de la inflación existente en el año. Por otra parte, a partir del año 1995 el tercer y los siguientes hijos producen una mayor deducción que los dos primeros. Esta medida, sin duda encaminada a fomentar la natalidad en un país con una tasa de natalidad extremadamente baja, produce sin embargo un efecto negativo en la *EH* ya que va en sentido contrario al de cualquier escala de equivalencia basada en la idea de que en una familia con hijos se producen economías de escala tanto mayores cuanto mayor es el número de hijos.

En cuanto a las deducciones incentivadoras estas incluyen la deducción por planes de pensión, deducción por inversión empresarial, deducción por vivienda habitual, deducción por otras viviendas, deducción por primas de seguros de vida o por donaciones etc. Como podemos ver en las tabla 5, donde utilizamos la escala de equivalencia de la OCDE, las deducciones incentivadoras tienen un efecto negativo sobre la *EH* (salvo para el año 1992), van en contra del principio de *EH* del IRPF y en muchos casos distorsionan los mercados estimulando determinadas colocaciones del ahorro. En la tabla 6, donde se aplica la escala de equivalencia paramétrica el efecto negativo de las deducciones incentivadoras en la *EH* sólo se produce a partir del año 1993 aunque para los años anteriores el efecto positivo es muy débil.

La deducción por trabajo dependiente tiene un efecto claramente negativo en la *EH* del IRPF en todos los años. Su existencia se justifica en que compensa los gastos necesarios a un trabajador dependiente en la obtención de sus ingresos.

Después están el resto de las deducciones cuyo efecto es aproximadamente nulo en la *EH*.

Por último se verá si el distinto tratamiento que las rentas irregulares reciben y las deducciones de la base son fuente de *IH*. Así pues, se aplican los tipos vigentes para el año 1988 a la estimación de la renta de los individuos obtenida por medio de la renta bruta, eliminando la posibilidad de realizar las deducciones de la cuota así como el diferente tratamiento que reciben las rentas irregulares que sólo tributan al tipo medio efectivo. Los resultados de la tabla 7 (ver apéndice del capítulo) muestran que la ganancia en *EH* si se eliminase la posibilidad de realizar las deducciones de la base y el trato discriminatorio a favor de los rendimientos irregulares sería de hasta un 36.73%.

1.5 Conclusiones

En primer lugar se observa que se obtienen aproximadamente los mismos resultados en el cálculo de la *IH* para el conjunto del estado español que para la provincia de Vizcaya (utilizando mismos tramos de renta y mismo índice).

Respecto a las hipótesis metodológicas, podemos concluir que ni la elección de tramos de renta, ni la variable renta utilizada afectan a los resultados obtenidos. Tampoco influye mucho el que hayamos utilizado el índice para c=2, c=1 o para c=0.

En cuanto a la evolución de la *IH* entre los años 1990 y 1995 observamos que para la mayoría de los índices hay claramente dos periodos distintos. Uno primero que va de 1990 a 1992 en que la *IH* mantiene niveles moderados y un segundo periodo que empieza en 1993 donde la *IH* alcanza valores claramente superiores a los del periodo anterior.

Con respecto al estudio de las causas que explican la existencia de *IH* queda claro que cuando el sistema de deducciones en su conjunto reduce la *IH* este efecto se debe a las deducciones familiares y a la deducción por tributación conjunta. Sin embargo las deducciones familiares tienen un efecto negativo en la *EH* a partir de 1993 reforzando así el efecto negativo de las otras deducciones haciendo que el sistema en conjunto de deducciones tenga un efecto negativo en la *EH* a partir de ese año.

En cuanto a las otras categorías de deducciones analizadas: deducción por trabajo dependiente, deducción variable y deducciones incentivadoras, el efecto es claramente negativo sobre la equidad del IRPF. De hecho ya no se puede practicar la deducción variable. El problema del trato discriminatorio de las familias que declaraban conjuntamente frente a aquellas que lo hacían separadamente ha sido resuelto por medio de la elaboración de dos escalas de gravamen distintas eliminando así la deducción por tributación conjunta y la deducción variable. Sin embargo, las deducciones incentivadoras, pese a su efecto negativo en la *EH* del IRPF, siguen aplicándose. Su justificación se basa en la idea de proporcionar incentivos para utilizar la renta de forma meritoria (vivienda etc. o en partidas que generan beneficios externos (inversiones, donaciones etc.). Queda por demostrar si ésta es la mejor forma de incentivar este tipo de utilizaciones de renta, dado el elevado coste en términos de equidad que suponen. En algún caso, sin embargo, estas deducciones han desaparecido (véase la deducción por inversión en otras viviendas). En cuanto a la deducción por trabajo dependiente ésta se sigue aplicando hoy en día. Su existencia se justifica en que es un gasto necesario para la obtención de ingresos. En la práctica, Zubiri[11] considera que "es una compensación a las rentas del trabajo en un impuesto que ha perdido buena parte de su generalidad por el notorio grado de defraudación de las rentas del capital". Por último están las deducciones de la base y la diferente tributación que reciben las rentas irregulares respecto a las regulares. De no existir ambos la inequidad horizontal disminuiría hasta en un 36,73% manteniéndose la misma recaudación. Este resultado parece tanto más interesante cuanto que hoy en día se mantienen las deducciones de la base y el tratamiento discriminatorio a favor de las rentas irregulares.

---

[11] Véase Zubiri (1990)

1.6 Apéndice. Tablas

**Tabla 1: inequidad horizontal medida con el índice de Camarero et al.
con la escala de equivalencia de la OCDE y con distintas variables renta . Año1988.**

	Tramos de renta		Centiles
	RBE	BIE	BIE
c=0.0	0.98	0.98	1.00
c=1.0		1.01	1.04

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales (Muestra, 193205 declarantes)
RBE = Renta bruta equivalente
BIE= Base imponible equivalente

**Tabla 2 : inequidad horizontal medida con el índice de Camarero *et al.*
con la escala de equivalencia de la OCDE y con distintos tramos de renta**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
N° de hogares	4910	5161	4840	4794	5139	8287
Intervalos variables						
c=0.0	0.866	0.948	0.709	1.672	3.017	2.570
c=1.0	0.861	0.942	0.704	1.555	2.869	2.539
c=2.0	0.857	0.938	0.701	1.484	2.779	2.520
Intervalos fijos						
c=0.0	0.822	0.888	0.688	1.641	2.943	2.512
c=1.0	0.818	0.882	0.684	1.530	2.802	2.479
c=2.0	0.815	0.877	0.680	1.464	2.716	2.457
Centiles						
c=0.0	0.942	0.981	0.819	1.655	3.085	2.703
c=1.0	0.9299	0.970	0.809	1.552	2.961	2.673
c=2.0	0.9204	0.961	0.801	1.488	2.894	2.659

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

Tabla 3: inequidad horizontal medida con distintos índices (escala de equivalencia de la OCDE)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
N° de hogares	**4910**	**5161**	**4840**	**4794**	**5139**	**8287**
Indice de Atkinson-Plotnik*1000						
	1.959	**2.14**	**1.69**	**4.70**	**7.54**	**6.47**
Indice de King (K=1)						
$\eta=0.5$	**17.67**	**17.89**	**14.89**	**23.24**	**38.14**	**38.73**
$\eta=1$	**35.04**	**35.46**	**29.56**	**45.94**	**74.83**	**75.97**
$\eta=2$	**68.84**	**69.67**	**58.25**	**89.76**	**144.06**	**146.18**
Indice de Camarero *et al* *1000						
Intervalos fijos						
c=0.0	**0.822**	**0.888**	**0.688**	**1.641**	**2.943**	**2.512**
c=1.0	**0.818**	**0.882**	**0.684**	**1.530**	**2.802**	**2.479**
c=2.0	**0.815**	**0.877**	**0.680**	**1.464**	**2.716**	**2.457**
Indice de Aronson *et al*.						
Intervalos fijos						
	0.0017	**0.0017**	**0.0015**	**0.0024**	**0.0034**	**0.0030**
Indice de Lambert y Ramos*1000						
Intervalos fijos						
	0.0090	**0.0090**	**0.0073**	**0.0094**	**0.0080**	**0.0074**

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

Tabla 4: inequidad horizontal medida con distintos índices (escala de equivalencia paramétrica alpha=0.5)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Número de hogares	4910	5161	4682	4682	5139	8287
Indice de Atkinson-Plotnik * 1000						
IAP*1000	1.430	1.563	1.168	3.95	7.81	8.85
Indice de King (K=1)						
$\eta=0.5$	14.30	15.14	12.03	19.15	37.63	34.97
$\eta=1$	28.40	30.06	23.91	37.94	73.84	68.72
$\eta=2$	55.99	59.21	47.26	74.44	142.22	132.71
Indice de Camarero *et al* *1000						
intervalos variables						
c=0.0	0.5718	0.6177	0.4556	1.339	2.880	2.440
c=1.0	0.5717	0.6180	0.4540	1.225	2.760	2.420
c=2.0	0.5721	0.6191	0.4529	1.155	2.686	2.413
Indice de Aronson et al.						
intervalos fijos						
	0.0013	0.0014	0.0013	0.0022	0.0035	0.0029
Indice de Lambert y Ramos						
intervalos fijos						
	0.0078	0.0079	0.0066	0.0087	0.0079	0.0071

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

Tabla 5 : variación porcentual de la IH al eliminar las deducciones (años 1990 a 1995)

Indice de Camarero *et al* , intervalos variables y escala de equivalencia de la OCDE

	1990			1991			1992			1993			1994			1995		
Hogares	4.910			5.161			4840			4794			5139			8287		
	c=0	c=1	c=2	c=0	c=1	c=2	c=0	c=1	c=2	c=0	c=1	c=2	c=0	c=1	c=2	c=0	c=1	c=2
Indice	0.866	0.861	0.857	0.9481	0.942	0.938	0.709	0.704	0.701	1.672	1.555	1.484	3.017	2.869	2.779	2.570	2.539	2.520
D. T. C	50.30%	45.26%	42.05%	60.13%	50.29%	45.11%	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------
D. V.	-1.98%	-1.99%	-1.96%	-3.53%	-3.26%	-3.01%	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------
D. F	74.45%	48.59%	41.64%	68.69%	54.53%	47.29%	9.92%	9.91%	9.89%	-15.13%	-14.23%	-13.82%	-11.69%	-10.69%	-10.27%	-14.02%	-13.94%	-13.94%
D. I.	-2.29%	-2.18%	-2.08%	-2.13%	-2.00%	-1.89%	3.94%	3.97%	3.98%	-5.10%	-4.93%	-4.86%	-10.56%	-9.77%	-9.38%	-8.99%	-8.83%	-8.72%
D. Tr.	-15.12%	-15.82%	-16.32%	-13.47%	-15.70%	-16.60%	-32.48%	-32.55%	-32.62%	-11.48%	-9.58%	-8.49%	-26.51%	-26.65%	-25.24%	-24.47%	-24.11%	-23.87%
Rest d.	-1.59%	-1.57%	-1.56%	-1.57%	-1.55%	-1.54%	-1.37%	-1.36%	-1.34%	-1.53%	-1.40%	-1.35%	-2.35%	-2.22%	-2.17%	-13.13%	-12.99%	-12.90%
D. T. S.	61.24%	42.48%	35.02%	84.97%	62.48%	51.66%	-41.10%	-41.46%	-41.82%	-33.73%	-31.58%	-30.40%	-39.39%	-38.41%	-38.03%	-46.05%	-45.71%	-45.49%

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

D. T. C = Deducción por tributación conjunta

D. V.= Deducción variable

D. F.= Deducciones familiares

D. I.= Deducciones incentivadoras

D. Tr.= Deducción por trabajo dependiente

Rest D.= Resto de las deducciones

D. T. S.= Deducciones totales sumadas

Tabla 6 : variación porcentual de la IH al eliminar las deducciones (años 1990 a 1995)

Indice de Camarero *et al* , intervalos variables y escala de equivalencia paramétrica alpha=0.5

		1990			1991			1992			1993			1994			1995	
Hogares		**4.910**			**5.161**			**4840**			**4794**			**5139**			**8287**	
	c=0	**c=1**	**c=2**	**c=0**	**c=1**	**c=2**	**c=0**	**c=1**	**c=2**	**c=0**	**c=1**	**c=2**	**c=0**	**c=1**	**c=2**	**c=0**	**c=1**	**c=2**
Indice	0.5718	0.5717	0.5721	0.6177	0.6180	0.6191	0.4556	0.4540	0.4529	1.339	1.225	1.155	2.880	2.760	2.686	2.440	2.420	2.413
D. T. C	93.88%	84.13%	77.77%	114.33%	95.10%	84.93%	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------
D. V.	-11.47%	-11.93%	-12.27%	-13.06%	-13.04%	-13.03%	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------
D. F	136.11%	85.82%	72.65%	132.27%	104.17%	89.72%	11.33%	11.23%	11.10%	-15.69%	-15.59%	-14.06%	-11.41%	-10.61%	-10.28%	-13.92%	-13.93%	-14.00%
D. I.	2.74%	2.72%	2.72%	5.91%	5.93%	5.73%	10.55%	10.37%	10.19%	-3.07%	-2.07%	-1.56%	-9.76%	-9.48%	-9.37%	-9.20%	-9.31%	-9.41%
D. Tr.	-5.65%	-6.98%	-7.98%	-2.52%	-7.06%	-8.94%	-8.12%	-8.40%	-8.69%	-8.13%	-5.58%	-4.09%	-26.11%	-26.45%	-25.16%	-24.34%	-24.10%	-23.99%
Rest d.	-1.56%	-1.55%	-1.54%	-1.52%	-1.52%	-1.51%	-1.31%	-1.31%	-1.30%	-1.53%	-1.38%	-1.31%	-2.28%	-2.18%	-2.14%	-3.32%	-3.39%	-3.39%
D. T. S.	140.68%	103.91%	89.19%	187.72%	144.36%	123.22%	-30.73%	-31.47%	-32.19%	-32.19%	-29.54%	-28.09%	-38.85%	-38.19%	-38.00%	-46.49%	-46.34%	-46.30%

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

D. T. C = Deducción por tributación conjunta

D. V.= Deducción variable

D. F.= Deducciones familiares

D. I.= Deducciones incentivadoras

D. Tr.= Deducción por trabajo dependiente

Rest D.= Resto de las deducciones

D. T. S.= Deducciones totales sumadas

Tabla 7: variación porcentual de la IH al eliminar las deducciones de la base y el distinto tratamiento de las rentas irregulares. Año 1988. Indice de Camarero et al intervalos variables y escala de equivalencia de la OCDE

	BIE
c=0.0	-36.73%

Fuente: Panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales

BIE= Base imponible equivalente

Muestra, 193205 declarantes

Capítulo 2: Descomposición del efecto redistributivo del sistema fiscal en el componente vertical y horizontal[12]

12 Este capítulo está basado en el artículo de Perrote I., Rodríguez J.G. y Salas R. (2001)

2.1. Introducción

En el capítulo anterior definimos el concepto de *EH* y analizamos los principales índices existentes en la literatura para medir la *IH*. Ahora nos proponemos aplicar una nueva metodología para diseñar un índice de *IH* basándonos en la interpretación de la *EH* como similar tratamiento de individuos similares. Esto implica la división del conjunto de contribuyentes en intervalos de similares. Hasta ahora la elección final del tamaño del intervalo era una cuestión a juicio del investigador. Frente a los índices existentes en la literatura se propone aquí un índice que mejora la elección de individuos similares a partir de un criterio estadístico. Para ello partimos de la estimación no paramétrica de la renta después de impuestos de los individuos. La *IH* es entonces definida como la distancia entre la curva de Lorenz de la distribución de rentas estimada y observada. Esta metodología tiene la ventaja de permitirnos medir la *IH* a partir de una variedad de índices S convexos[13] en vez de limitarnos a un índice de desigualdad en particular. Además, el índice propuesto nos permite descomponer el efecto redistributivo del sistema fiscal en el componente vertical (redistribución vertical) y en el componente horizontal (*IH*). Esta metodología generaliza las descomposiciones existentes en la literatura ya que no nos restringimos al uso de índices de desigualdad aditivamente descomponibles como en Aronson et al. (1994) o en el enfoque puro de Lambert y Ramos (1997) o de funciones de evaluación social como en Duclos y Lambert (2000). Por último, demostramos que los enfoques de Aronson et al. (1994) y de Lambert y Ramos (1997) son casos particulares de nuestra metodología.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente forma. La sección 2.2 ofrece una noción gráfica de la *IH*. La sección 2.3 sugiere cómo resolver el problema de identificación de individuos similares usando métodos no paramétricos. En la sección 2.4, se define la medida de *IH* y se

---

13 Un índice es S convexo si es consistente con una función de bienestar social S-cóncava. Una función W(Y) es S-cóncava si W(AY)… W(Y) para toda matriz A biestocástica. Una matriz A es biestocástica si es una matriz cuadrada, con todos sus elementos comprendidos entre 0 y 1 y la suma por filas y por columnas de sus elementos es la unidad. Para una explicación más detallada ver por ejemplo Salas (2002).

18 Éste es el criterio habitualmente utilizado en el enfoque de los similares

derivan las propiedades normativas en términos de la curva de Lorenz. En la sección 2.5 se descompone el efecto redistributivo del sistema impositivo en su componente vertical y horizontal. La sección 2.6 demuestra que los enfoques de Aronson et al. (1994) y de Lambert y Ramos (1997) son en realidad casos particulares de nuestra metodología. La sección 2.7 contiene las conclusiones del capítulo.

2.2. Noción gráfica de la inequidad horizontal

Empecemos dando una idea intuitiva del concepto de *IH* utilizado en este trabajo. Una idea similar puede encontrarse en artículos como el de Lambert y Parker (1997) o Jenkins y Lambert (1999). Para ello, comparamos los gráficos 1 y 2 (ver apéndice del capítulo) que muestran la nube de puntos de la renta antes de impuestos (X_i) frente a la renta después de impuestos (Y_i) en dos situaciones opuestas. En el gráfico 1 representamos la renta después de impuestos para un sistema impositivo proporcional entre individuos homogéneos. Todos los individuos son tratados de la misma forma por el sistema impositivo. Existe por tanto una relación uno a uno entre la renta antes y después de impuestos.

Por el contrario en el gráfico 2 representamos la renta equivalente después de impuestos que obtenemos aplicando un sistema impositivo con deducciones o bien un sistema impositivo monótono aplicado a individuos heterogéneos.

En este caso es fácil ver cómo individuos similares de acuerdo a su renta equivalente reciben un tratamiento fiscal diferente. La relación uno a uno ya no se satisface. Así pues, la pregunta clave es si es posible encontrar una relación uno a uno entre la renta antes y después de impuestos.

Tratamos de contestar a esta cuestión utilizando una curva de regresión, como en la gráfica 3 (ver apéndice del capítulo) que nos da la renta estimada teórica después de impuestos.

Esta es la función teórica subyacente entre dichas variables. Cuanto más dispersos estén los valores de la renta después de impuestos entorno a la curva, mayor la *IH* causada por el sistema fiscal. Así pues, desviaciones de la curva teórica captan la noción de *IH* y la pendiente de dicha curva, la noción de progresividad vertical.

2.3. Soluciones no paramétricas

Dicha función puede ser aproximada por medio de la estimación paramétrica o no paramétrica. Mientras que el enfoque paramétrico supone que la curva estimada y por tanto el sistema fiscal adopta una forma especificada previamente, el enfoque no-paramétrico estima la renta después de impuestos sin partir de una forma funcional específica. Esto es claramente más realista en el caso de un sistema impositivo para el cual los tipos impositivos marginales efectivos no siguen una forma funcional específica.

El resultado de la estimación no-paramétrica es una función continua. Sean $X \in \mathbf{R}^n_{++}$ e $Y \in \mathbf{R}^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes y después de impuestos. El suavizado de los datos consiste en calcular un promedio local de la variable dependiente cerca de x. Cada valor de la variable dependiente es multiplicado por una función probabilística de pesos que depende de todo el vector $\{(X_i)\}_{i=1...n}$. Así pues la renta estimada no-paramétricamente Z se define como:

$$Z(x) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} W_{ni}(x)Y_i$$

En notación vectorial podemos expresar Z como:

$$Z = W.Y$$

Donde W es la matriz de pesos.

Las ventajas de la estimación no paramétrica frente a otros métodos de estimación son numerosas. Por un lado, no presupone una relación funcional a priori del sistema fiscal, sino que deja "que los datos hablen por sí mismos". Por otro lado, propone una nueva solución al problema de la identificación de similares propio de la medición de la *IH* que evita la obtención de los intervalos de individuos similares a través de métodos como dividir la escala de rentas[18] equivalentes antes de impuestos en un conjunto de intervalos (deciles, centiles etc.). La elección del tamaño de los individuos similares se realiza en la estimación no-paramétrica por medio de la minimización de un error global que depende de la varianza y del sesgo de la estimación. De esta forma optimizamos el intercambio entre una buena reducción de la volatilidad de la estimación (varianza de la estimación) y una buena aproximación a la curva de regresión (sesgo de la estimación). Si únicamente minimizamos el sesgo de la estimación interpolando los datos tendremos una elevada varianza y si minimizamos la varianza a través de una estimación constante tendremos un elevado sesgo y una mala especificación. ¿Qué significa esto en términos de equidad? Cuando el tamaño de los intervalos o el parámetro de suavizado h son pequeños minimizamos el sesgo pero incrementamos la probabilidad de considerar como diferentes a individuos con rentas similares. A medida que h y el tamaño de los intervalos tiende a incluir solamente un individuo todos los individuos son considerados distintos y la *IH* es nula. Por el contrario, cuando el tamaño de los intervalos o el parámetro de suavizado (h) son grandes minimizamos la varianza pero incrementamos la probabilidad de considerar como similares a individuos con rentas claramente diferentes. A medida que h y el tamaño de los intervalos tiende a infinito todos los individuos son similares y la *IH* es máxima. Sin embargo, tal y como señala Härdle (1990) siempre hay un espacio para la subjetividad en la elección del parámetro de suavizado. Por último, la estimación no-paramétrica encuentra una solución al tratamiento de los individuos en los extremos de los intervalos por medio de intervalos que pueden solaparse[19].

Existen numerosos métodos de estimación no-paramétrica en la literatura. Sin embargo, en este trabajo nos centraremos en aquellos métodos que utilizan una matriz de pesos biestocástica y que llamaremos métodos de estimación biestocásticos no paramétricos (Rodríguez y Salas, 2001). Una matriz de pesos es biestocástica si los elementos que componen sus filas y columnas son no-negativos y suman uno. Esto nos garantiza que la curva de Lorenz de la variable estimada Z_i estará por encima de la curva de Lorenz de la variable dependiente Y_i, para todo i=1,...,n (véase Dasgupta et al., 1973). Dos casos especiales de estimadores biestocásticos no paramétricos que tendrán cierta relevancia en este trabajo son el regresograma, propuesto por Tukey (1947) y el estimador biestocástico kernel (Rodríguez y Salas, 2001).

El regresograma se define como "un promedio de los valores de la variable Y cuya variable explicativa X correspondiente cae dentro de uno de los intervalos disjuntos" (Härdle, 1990, p. 67). La representación es una función escalón como la que aparece en el gráfico 4 (ver apéndice del capítulo).

Dada una partición de la escala de valores de la variable X en k intervalos B_j de mismo tamaño, la expresión analítica del regresograma es:

---

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

$$Z^R(x)=\frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i I(X_i \in B_j)}{\sum_{i=1}^{n} I(X_i \in B_j)} \quad si\ \mathrm{x} \in \mathrm{Bj}$$

Donde I es la función indicatriz, que toma el valor uno cuando $X_i \in B_j$ y cero en otro caso.

Proposición 1:

El regresograma garantiza que los pesos asignados a cada observación de la variable dependiente suman unos no sólo por filas sino también por columnas. Esto significa que la matriz de pesos que obtenemos es biestocástica.

Demostración: Sea $S=\{s_1(X), ..., s_h(X)\}$ la partición que consideramos, $U=\{n_1, ..., n_h\}$ el número de individuos dentro de cada grupo de similares, y $M=\{\mu_1,...,\mu_h\}$ las rentas medias después de impuestos de cada grupo. Bajo la estimación del regresograma, tendremos que:

$$Z_1^i=...=Z_{n_i}^i=\mu_i, \quad \forall\ i = 1, ..., h \qquad [2.1]$$

En notación vectorial, Z=BY, donde B es la siguiente matriz biestocástica n-dimensional:

$$B=\begin{pmatrix} N_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & N_2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & N_h \end{pmatrix}$$

y N_i es entonces una matriz cuadrada de dimensión n_i:

$$N_i=\begin{pmatrix} 1/n_i & \cdots & 1/n_i \\ \cdots & \ddots & \cdots \\ 1/n_i \cdots & \cdots & 1/n_i \end{pmatrix} \quad \forall i=1,...,h$$

El estimador biestocástico kernel se obtiene a partir del estimador Kernel clásico (Nadaraya-Watson) que se define como:

$$Z^{NW}(x)=\frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i K\left(\frac{X_i-x}{h}\right)}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_i-x}{h}\right)}$$

Donde K es una función kernel que puede ser una función normal, uniforme, de Epanechnikov etc. y h es el parámetro de suavizado. También podemos expresar Z^{NW} como:

$$Z^{NW}(x) = \frac{1}{n}\sum_{1}^{n} W_{ni}(x) Y_i$$

Donde los pesos W_{ni} pueden ser cualquier función de pesos probabilística[20]. Esto significa que los pesos han sido normalizados dentro de los intervalos. Aplicamos entonces un algoritmo iterativo como el de Deming-Stephan (Deming y Stephan, 1940) para obtener una matriz de pesos normalizada por filas y por columnas, esto es, una matriz de pesos biestocástica. En cada iteración el algoritmo divide todos los elementos de una fila o columna por su suma hasta conseguir una matriz normalizada por filas y por columnas.

Veamos un ejemplo. Partimos de una matriz que, como la matriz de pesos del estimador Kernel clásico W, sólo está normalizada por filas. En la primera iteración dividimos todos los elementos de cada fila por su suma. De esta forma hemos normalizado la matriz por columnas pero ahora la matriz ya no está normalizada por filas. Dividimos pues los elementos de cada fila por su suma. Ahora la matriz está normalizada por filas y por columnas. Así pues hemos obtenido una matriz biestocástica en sólo dos iteraciones:

$$\begin{array}{c}\begin{vmatrix} 0,61 & 0,39 \\ 0,33 & 0,67 \end{vmatrix} \\ \begin{matrix} 0,94 & 1,06 \end{matrix}\end{array} \rightarrow \begin{vmatrix} \frac{0,61}{0,94} & \frac{0,39}{1,06} \\ \frac{0,33}{0,94} & \frac{0,67}{1,06} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0,65 & 0,37 \\ 0,35 & 0,63 \end{vmatrix} \begin{matrix} 1,02 \\ 0,98 \end{matrix} \rightarrow \begin{vmatrix} \frac{0,65}{1,02} & \frac{0,37}{1,02} \\ \frac{0,35}{0,98} & \frac{0,63}{0,98} \end{vmatrix} = \begin{array}{c}\begin{vmatrix} 0,64 & 0,36 \\ 0,36 & 0,64 \end{vmatrix} \begin{matrix} 1 \\ 1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 & 1 \end{matrix}\end{array}$$

Así pues en la iteración t ($\forall$ t $\in$ N), los elementos de la matriz de pesos son:

- **Si t es impar,**

[20] Una función de pesos W_{ni} es probabilística si está normalizada ($\Sigma_j W_{nj}(x) = 1$) y es no-negativa.

$$\overline{W}_{ij}^{(t)} = \frac{\overline{W}_{ij}^{(t-1)}}{\overline{W}_{i+}^{(t-1)}} = \frac{W_{ij}}{\overline{W}_{i+}^{(t-1)} \times \cdots\cdots \times \overline{W}_{+j}^{(1)} \times \overline{W}_{i+}^{(0)}}.$$

$$\overline{W}_{i+}^{(t)} = \sum_{j=1}^{n} \overline{W}_{ij}^{(t)}$$

Donde

$\forall$ i=1, . . ., r; y $\forall$ t $\in$ N.

$$\overline{W}_{ij}^{(t)} = \frac{\overline{W}_{ij}^{(t-1)}}{\overline{W}_{+j}^{(t-1)}} = \frac{W_{ij}}{\overline{W}_{+j}^{(t-1)} \times \cdots\cdots \times \overline{W}_{+j}^{(1)} \times \overline{W}_{i+}^{(0)}},$$

- **Si t es par,**

Donde

$$\overline{W}_{+j}^{(t)} = \sum_{i=1}^{r} \overline{W}_{ij}^{(t)}$$

$\forall$ j=1, . . ., n; y $\forall$ t $\in$ N

El estimador biestocástico kernel es por tanto igual a:

$$Z = W^B \cdot Y,$$

Donde $W^B = \{\overline{W}_{ij}\}_{1 \leq i \leq r,\, 1 \leq j \leq n}$ es la matriz biestocástica más cercana a W.

Una vez estimada la distribución de rentas después de impuestos Z podemos definir más formalmente cómo vamos a medir la *IH* establecer qué propiedades debe cumplir un índice de *IH*.

2.4. Medición de la inequidad horizontal

Sean X, Y y Z $\in \mathbf{R}^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes de impuestos y después de impuestos observada y estimada utilizando un estimador no paramétrico, respectivamente.

Definición:

Decimos que existe *IH* siempre que la distribución de rentas después de impuestos se desvíe de la distribución de rentas estimadas. Mediremos la *IH* de un sistema impositivo como la distancia entre la curva de Lorenz de la distribución de rentas estimadas (L_Z) y la curva de Lorenz de la distribución de rentas después de impuestos observadas (L_Y) como ilustramos en el gráfico 5 (ver apéndice del capítulo).

Criterio de dominancia de segundo grado:

$$\text{Si } Z \geq_L Y, \text{ entonces } HI(X,Y) \geq 0$$

Proposición 2:

Dado X, sean Y e Y´ dos distribuciones de renta equivalente después de impuestos y Z_B, Z_B' sus distribuciones estimadas usando un estimador no paramétrico biestocástico:

$$\text{Si } Y' \geq_L Y \quad \text{y} \quad Z_B \geq_L Z'_B \;\Rightarrow\; HI(X,Y) \geq HI(X,Y')$$

La demostración se basa en el hecho de que si Y es estimada biestocásticamente $Z_B \geq_L Y$. Si además Y′ (débilmente) domina en sentido de Lorenz a Y, $Y' \geq_L Y$, y $Z_B \geq_L Z'_B$. Entonces, se verifica que:

$$Z_B \geq_L Z'_B \geq_L Y' \geq_L Y \;\Rightarrow\; HI(X,Y) \geq HI(X,Y')$$

Podemos ahora establecer el siguiente principio que establece un requisito mínimo que cualquier medida de *IH* debe satisfacer. Formalmente, dicho principio puede ser establecido como sigue:

Axioma: ***el principio de las transferencias horizontales.***

Sean X e Y $\in \mathbf{R}^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes de impuestos y después de impuestos observada. Supongamos que tenemos a dos individuos con rentas antes de impuestos idénticas pero con rentas después de impuestos tales que $Y_i \geq Y_j$. Sea Y' otra distribución de rentas después de impuestos, que podríamos haber generado a partir de Y por medio de una *transferencia que reduzca la IH (TRIH).* Esta consiste en una cantidad fija de renta ε>0 que transferimos del individuo i al j donde $Y_i' = Y_i - \varepsilon \geq Y_j' = Y_j + \varepsilon$, con lo cual la *IH* ha disminuido. Por el contrario tendremos una transferencia que incremente la *IH* cuando $Y_i' = Y_i + \varepsilon \geq Y_{j'} = Y_j - \varepsilon$.

Lema 1: ***Una distribución estimada no-paramétricamente no cambia bajo ninguna TRIH.***

Sean X, Y y Z $\in \mathbf{R}^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes de impuestos y después de impuestos observada y estimada no paramétricamente.

Considere ahora Y' $\in \mathrm{R}^n_{++}$ una distribución generada aplicando cualquier *TRIH* a Y y Z' $\in \mathrm{R}^n_{++}$ su distribución estimada, entonces Z'=Z.

La demostración se basa en el hecho de que la distribución Z no cambia porque los pesos que calculamos al estimar no-paramétricamente sólo dependen de la renta antes de impuestos y los individuos i y j tienen la misma renta antes de impuestos con lo cual las variaciones que se producen en la distribución Y después de la transferencia se compensan unas con otras. Es fácil comprobar esto:

$$Z^{'}(x) = \sum_{\substack{t=1 \\ t \neq i,j}}^{n} W_t(x) Y_t + W_i(x)\left[Y_i^{'} + Y_j^{'}\right] = Z(x)$$

Observe que en este caso la estimación no paramétrica es condición suficiente para que se cumpla el Lema 1.

Proposición 3:

Sean X, Y y $Z_B \in \mathbf{R}^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes de impuestos, después de impuestos observada y estimada utilizando un estimador biestocástico no paramétrico. Sean, además Y' y Z_B' $\in R^n_{++}$ las distribuciones de renta obtenida aplicando una *TRIH* a Y y estimada utilizando un estimador biestocástico no paramétrico.

Entonces HI(X,Y) $\geq$ HI(X,Y') para cualquier medida de *IH* que satisfaga el criterio de dominancia de segundo grado.

La demostración se basa en el hecho de que en este caso Y' (débilmente) domina en sentido de Lorenz a Y, $Y' \geq_L Y$, y Z_B'=Z_B (Lema 1). Por tanto para cualquier estimación biestocástica que satisfaga el criterio de dominancia de segundo grado se verifica que:

$$Z_B' \sim_L Z_B \geq_L Y' \geq_L Y \Rightarrow \mathrm{HI}(X,Y) \geq \mathrm{HI}(X,Y')$$

Existe un vínculo inmediato con el análisis del bienestar ya que cualquier TRIH incrementará el bienestar para una función de bienestar social creciente y S cóncava como veremos en la siguiente proposición.

Proposición 4:

Sean X, Y y $Z_B \in R^n_{++}$ las distribuciones de renta equivalente antes de impuestos, después de impuestos observada y estimada utilizando un estimador biestocástico no paramétrico. Sean, además Y' y Z_B' $\in R^n_{++}$ las distribuciones de renta observada aplicando una TRIH a Y y estimada utilizando un estimador biestocástico no paramétrico, entonces:

$$FBS(Z_B) \geq FBS(Y') \geq FBS(Y)$$

Para cualquier función de bienestar social (FBS) creciente y S cóncava.

La demostración se basa en que: $\mu_Y = \mu_{Y'} = \mu_Z$ y $Z_B \geq_L Y' \geq_L Y$. Basta con aplicar la definición de TRIH y los teoremas de Atkinson (1970) y de Dasgupta *et al.* (1973) para obtener éste resultado.

De hecho, el incremento en bienestar debido a una TRIH es enteramente inducido por el componente de *IH* dado que el componente vertical se mantiene constante. Una vez hemos visto cómo vamos a medir la *IH* podemos medir de forma análoga la redistribución vertical y efecto redistributivo total para finalmente descomponer el efecto redistributivo en la *IH* y la redistribución vertical.

2.5. Descomposición del efecto redistributivo

Sean X, Y y Z $\in R^n_{++}$ una distribución de renta equivalente antes de impuestos y sus correspondientes distribuciones de renta equivalente después de impuestos observada y estimada, respectivamente. Definimos la redistribución vertical (RV) como la distancia entre la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos (L_X) y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos estimada (L_Z) y la redistribución total (RE), como la distancia entre la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos (L_X) y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos estimada (L_Y).

Así pues definimos:

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

Donde I: $R^n_{++} \rightarrow R$ es cualquier índice S-convexo. La redistribución total puede descomponerse de la siguiente forma:

$$RE = RV - IH$$

Esta metodología parte de la literatura que descompone el efecto redistributivo del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal utilizando índices descomponibles como en Aronson et al. (1994), Lambert y Ramos (1997) y Duclos y Lambert (2000) (véase siguiente epígrafe). Sin embargo, la novedad de este trabajo consiste en generalizar dicha literatura haciéndola extensible a cualquier índice de desigualdad S convexo.

2.6. Reinterpretación de las descomposiciones clásicas

En ésta sección vamos a señalar los nexos de unión entre la metodología que hemos propuesto y las descomposiciones existentes en la literatura. En efecto, las implicaciones normativas en términos de dominancia de Lorenz que analizamos en la sección anterior aparecen también en el enfoque de reordenación de Atkinson (1980) y de Plotnick (1981) y en el enfoque de los similares de Aronson et al. (1994) y Lambert y Ramos (1997).

2.6.1 El enfoque de los similares como una modelización no paramétrica

En este epígrafe veremos cómo las principales descomposiciones de RE dentro del enfoque de los similares de Aronson et al., 1994 y de Lambert y Ramos, 1997 son en realidad una aplicación implícita de la metodología desarrollada en este capítulo.

En el caso del enfoque "puro" de Lambert y Ramos (1997) el efecto redistributivo (RE) se puede descomponer en:

VR y en HI:

$$RE_{LR} = VR - HI$$

Donde:

$$VR = T_0(X) - T_0^{B,S}(Y)$$

y

$$HI = T_0^{W,S}(Y) = \sum_{i=1}^{h} \frac{n_i}{N} T_0^{W,i}(Y)$$

$T_0^{B,S}$ y $T_0^{W,S}$ denotan el índice de Theil 0 entre e intra- grupos evaluado bajo una partición S de la escala de rentas en h subgrupos disjuntos, n_i es la población en iésimo subgrupo y N es la población total. Podemos dar una interpretación de esta metodología en términos de la distribución Z libre de *IH* de las secciones anteriores.

En realidad, la descomposición de Lambert y Ramos (1997) es equivalente a la descomposición propuesta en nuestra metodología cuando Z es estimada por medio de un modelo econométrico particular, el regresograma (Tukey, 1947) y donde los términos de redistribución son iguales a:

$$VR = I(X) - I(Z) = T_0(X) - T_0^{B,S}(Y)$$

En efecto, es fácil ver que cuando estimamos por medio del regresograma y para la desviación media logarítmica, la desigualdad de la distribución de rentas estimada es igual a la desigualdad entre grupos para cada grupo de similares siempre que la renta estimada después de impuestos sea igual a la renta media después de impuestos dentro del grupos de similares. Esto es:

$$Z_i = \mu_i \ , \ \forall i \Rightarrow T_0(Z) = T_0^{B,S}(Y)$$

Donde Z_i es la distribución estimada por medio del regresograma en el subgrupo i y μ_i es la renta media después de impuestos en el subgrupo i.

Podemos conseguir el mismo resultado si consideramos el término de *IH*:

$$\begin{aligned} IH &= I(Y) - I(Z) \\ &= T_0(Y) - T_0(Z) \\ &= T_0^{B,S}(Y) + \sum \frac{n_i}{N} T_0^{W,i}(Y) - T_0(Z) \\ &= \sum_{i=1}^{h} \frac{n_i}{N} T_0^{W,i}(Y) \qquad \text{siempre que} \quad Z_i = \mu_i, \ \forall i \Rightarrow T_0(Z) = T_0^{B,S}(Y) \end{aligned}$$

Así mismo es posible demostrar la misma relación para la descomposición de RE propuesta por Aronson et al. (1994):

$$RE_{AJL} = G(X) - G^{B,S}(Y) - \sum \frac{n_i}{N} \frac{\mu_i}{\mu} G^{W,i}(Y) - R$$

donde a diferencia de Lambert y Ramos, Aronson et al. utilizan el índice de Gini (G) para descomponer la redistribución total (RE) en el componente vertical (VR), horizontal (*IH*) y de reordenación (R).

$$RE_{LR} = VR - HI - R$$

Donde:

$$VR = G(X) - G^{B,S}(Y)$$

y

$$HI = \sum \frac{n_i}{N} \frac{\mu_i}{\mu} G^{W,i}(Y) - R$$

$G^{B,S}$ denota el índice de Gini entre grupos evaluado bajo una partición S de la escala de rentas en h subgrupos disjuntos. $G^{W,S}$ es el índice de Gini intra-grupos, n_i es la población en iésimo subgrupo y N es la población total. Podemos dar una interpretación de esta metodología en términos de la distribución Z libre de *IH* de las secciones anteriores. Así mismo la descomposición de Aronson et al. (1994) es equivalente a la descomposición propuesta en nuestra metodología cuando Z es estimada por medio de un modelo econométrico particular, el regresograma donde los términos de redistribución son iguales a:

$$VR = I(X) - I(Z) = G(X) - G^{B,S}(Y)$$

En efecto, es fácil ver que cuando estimamos por medio del regresograma y para el índice de Gini, la desigualdad de la distribución de rentas estimadas es igual a la desigualdad entre grupos para cada grupo de similares siempre que la renta estimada después de impuestos sea igual a la renta media después de impuestos dentro del grupos de similares. Esto es:

$$Z_i = \mu_i,\ \forall i \Rightarrow G(Z) = G^{B,S}(Y)$$

Donde Z_i es la distribución estimada por medio del regresograma en el subgrupo i y μ_i es la renta media después de impuestos en el subgrupo i.

Podemos conseguir el mismo resultado si consideramos el término de *IH*:

$$\begin{aligned} IH &= I(Y) - I(Z) \\ &= G(Y) - G(Z) \\ &= G^{B,S}(Y) + \sum \frac{n_i}{N}\frac{\mu_i}{\mu} G^{W,i}(Y) - R - G(Z) \\ &= \sum \frac{n_i}{N}\frac{\mu_i}{\mu} G^{W,i}(Y) - R \qquad \text{siempre que} \quad Z_i = \mu_i,\ \forall i \Rightarrow G(Z) = G^{B,S}(Y) \end{aligned}$$

Así pues podemos obtener las descomposiciones de Aronson et al., 1994 y de Lambert y Ramos, 1997 utilizando el regresograma como método de estimación no-paramétrica y los índices de desigualdad de Gini y de Theil 0, respectivamente. Aplicar el regresograma implica trabajar con una matriz de pesos biestocástica y es por tanto un estimador biestocástico no paramétrico. Ambos métodos de descomposición comparten por ello las implicaciones en términos de dominancia de Lorenz desarrolladas en la sección 2.4.

En conclusión, podemos decir que ambas descomposiciones son en realidad casos particulares de la metodología propuesta en este trabajo. Sin embargo esta metodología permite el uso de cualquier índice de desigualdad S- convexo (sin limitarse a índices que sean descomponibles aditivamente) y de cualquier estimador biestocástico no- paramétrico.

De hecho esta técnica es excesivamente simplista ya que asigna la misma renta estimada a todos los individuos pertenecientes a un mismo intervalo, véase Härdle (1990), y no permite el solapamiento de intervalos como ocurre con el estimador biestocástico kernel. En este sentido merece la pena comparar la renta estimada con estos dos métodos a partir de los gráficos 3 y 4 de este capítulo

2.6.2. Relación entre el enfoque no paramétrico y el enfoque de reordenación

Veamos ahora las similitudes con el enfoque de la reordenación. En primer lugar, este enfoque mide la redistribución vertical provocada por el sistema fiscal como la “distancia” entre la curva de concentración de la renta después de impuestos ($L_{Y,X}$) y la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos (L_X). Por el contrario, la *IH* es la distancia entre la curva de concentración de la renta después de impuestos ($L_{Y,X}$) y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos (L_Y). En la metodología vista en este capítulo el efecto redistributivo puede ser descompuesto en la redistribución vertical, que medimos como la distancia entre L_X y L_Z, y la *IH*, que medimos como la distancia entre L_Z y L_Y.

Además, en el enfoque de la reordenación, la curva de concentración de la renta después de impuestos siempre domina la curva de Lorenz de la renta después de impuestos. Análogamente, en nuestra metodología, la curva de Lorenz de la renta estimada después de impuestos (L_Z) siempre domina la curva de Lorenz de la renta después de impuestos (L_Y). Ambos métodos se basan en la existencia de una distribución libre de *IH* a partir de la cual descomponemos la el efecto redistributivo total del sistema fiscal. En nuestra metodología es la distribución Z, en el enfoque de la reordenación es una distribución sin reordenación. La diferencia fundamental existente entre ambas metodología está en el diferente concepto de EH en que cada una de ellas se basa. En este sentido, el enfoque de la reordenación puede ser criticado ya que la reordenación no es una condición necesaria para que exista *IH*.

2.7. Conclusiones

Las principales aportaciones de este capítulo han sido la propuesta de un nuevo índice para medir la *IH* y la descomposición del efecto total del sistema fiscal en la redistribución vertical y la *IH*.

El índice se basa en el diferente tratamiento de individuos similares y propone una nueva forma de definir a los individuos similares a través de la estimación no paramétrica de la renta después de impuestos. La *IH* es medida como la distancia entre la curva de Lorenz de la distribución libre de *IH* (estimada a partir de un estimador biestocástico no paramétrico) y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos observada. Este enfoque nos permite medir la *IH* a partir de una variedad de índices S convexos. Esto constituye un atractivo marco unificador. Además el índice propuesto es consistente con el *principio de las transferencias horizontales* que impone un requisito normativo mínimo que cualquier medida de *IH* debería satisfacer.

En segundo lugar, el enfoque adoptado permite descomponer el efecto total del sistema fiscal en dos elementos. El primero es la ganancia en bienestar debida a la redistribución vertical, el segundo es la inequívoca pérdida de bienestar debida a la *IH*. Es importante señalar el hecho de que dicha descomposición se consigue sin la necesidad de utilizar índices de desigualdad que sean aditivamente descomponibles como es habitual en la literatura. Esto hace que sea posible llevar a cabo, como se hace en el capítulo 3, contrastes de sensibilidad de los resultados al índice utilizado. Además se demuestra que las descomposiciones propuestas por Aronson et al. (1994) y el enfoque "puro" de Lambert y Ramos (1997) son en realidad casos particulares de la metodología propuesta en este capítulo donde el regresograma es utilizado como método particular de estimación.

2.8. Apéndice. Gráficos

Gráfico 1

Distribución de rentas antes y después de un impuesto proporcional

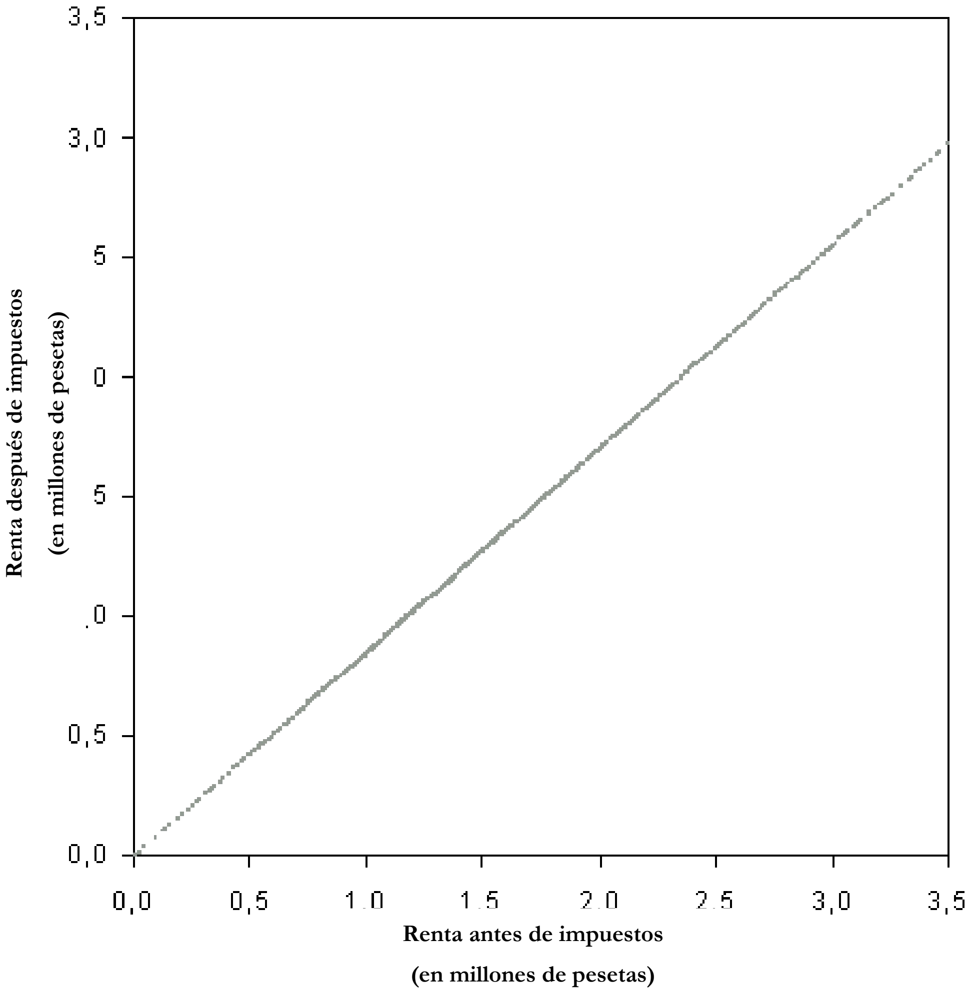


Gráfico 2

Distribución de rentas antes y después de impuestos

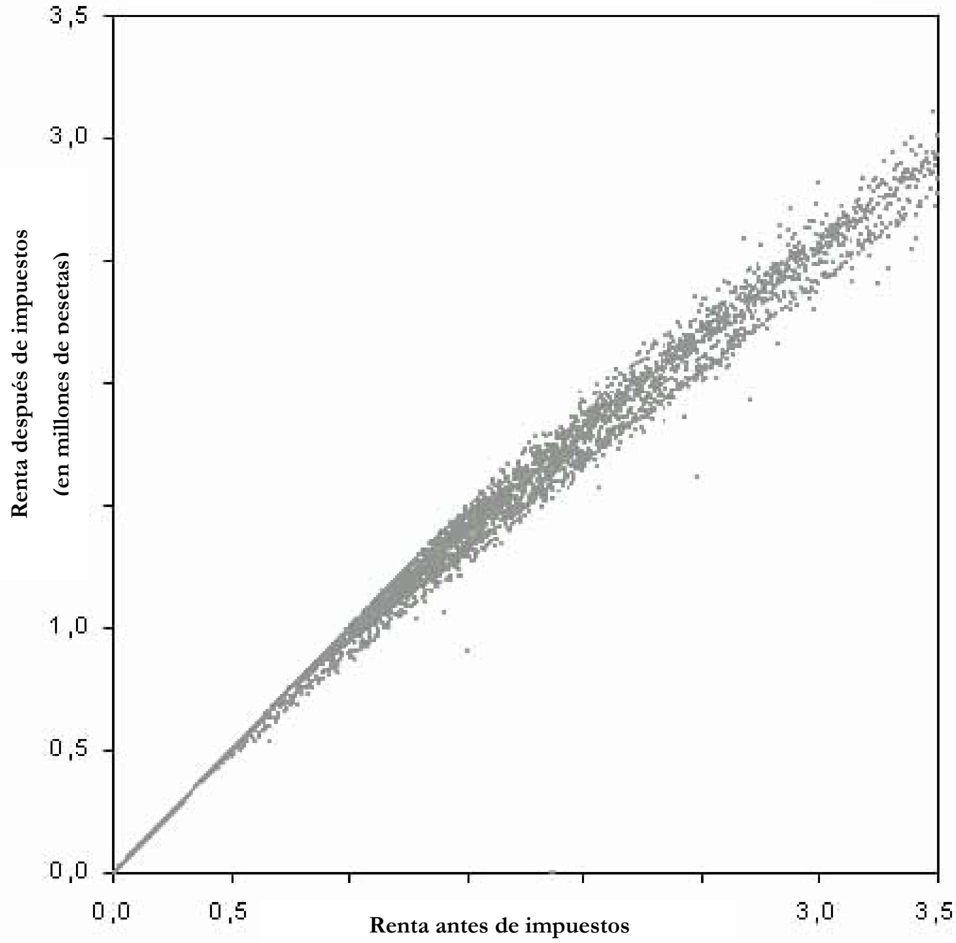


Gráfico 3

Estimación biestocástica no paramétrica

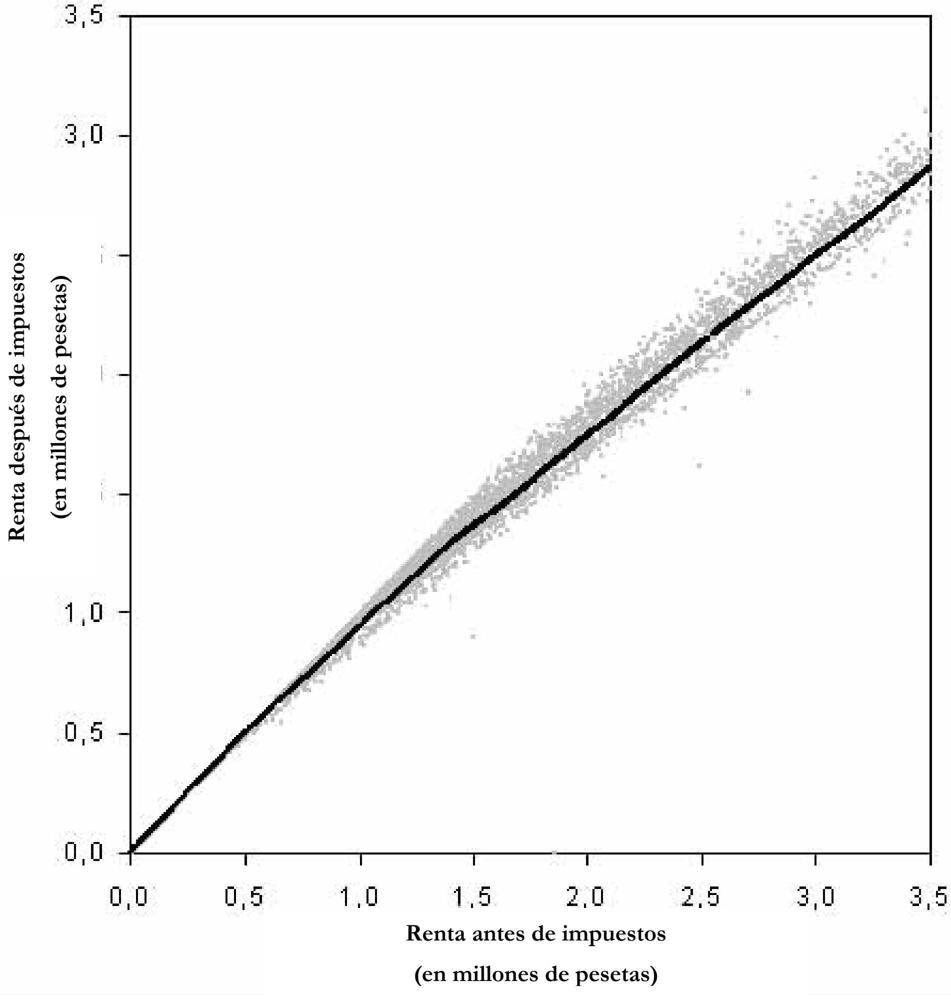


Gráfico 4

Estimación con el regresograma

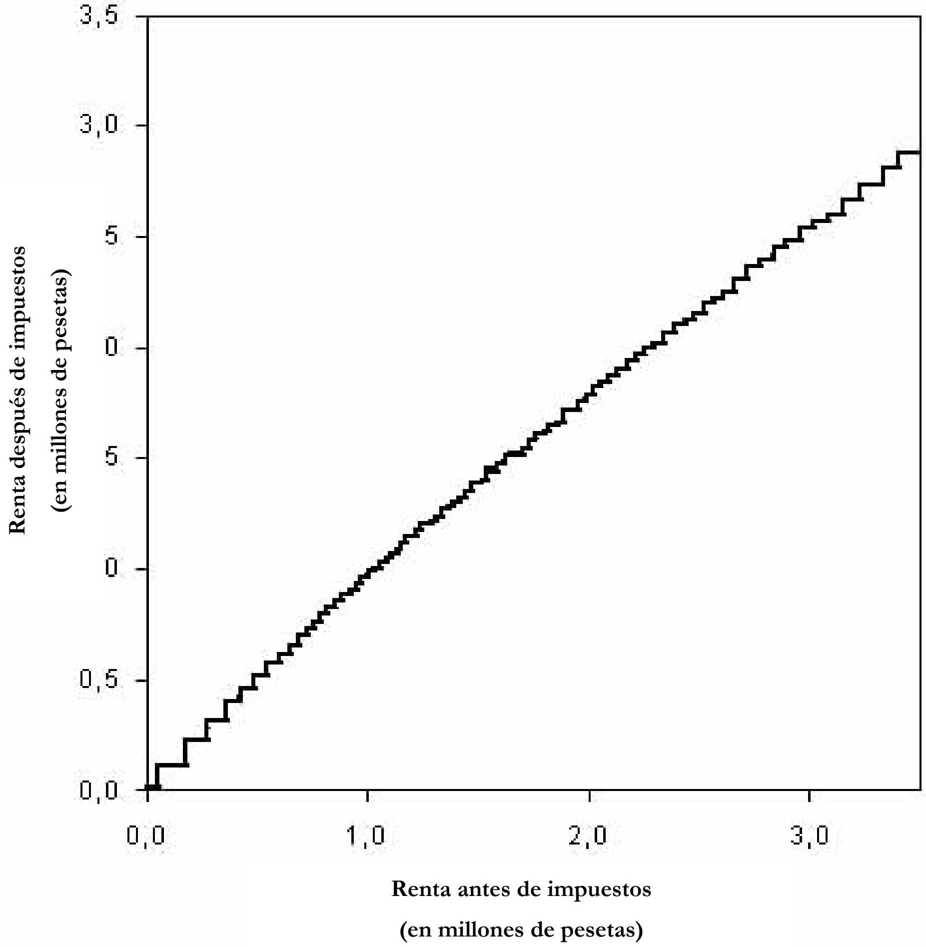
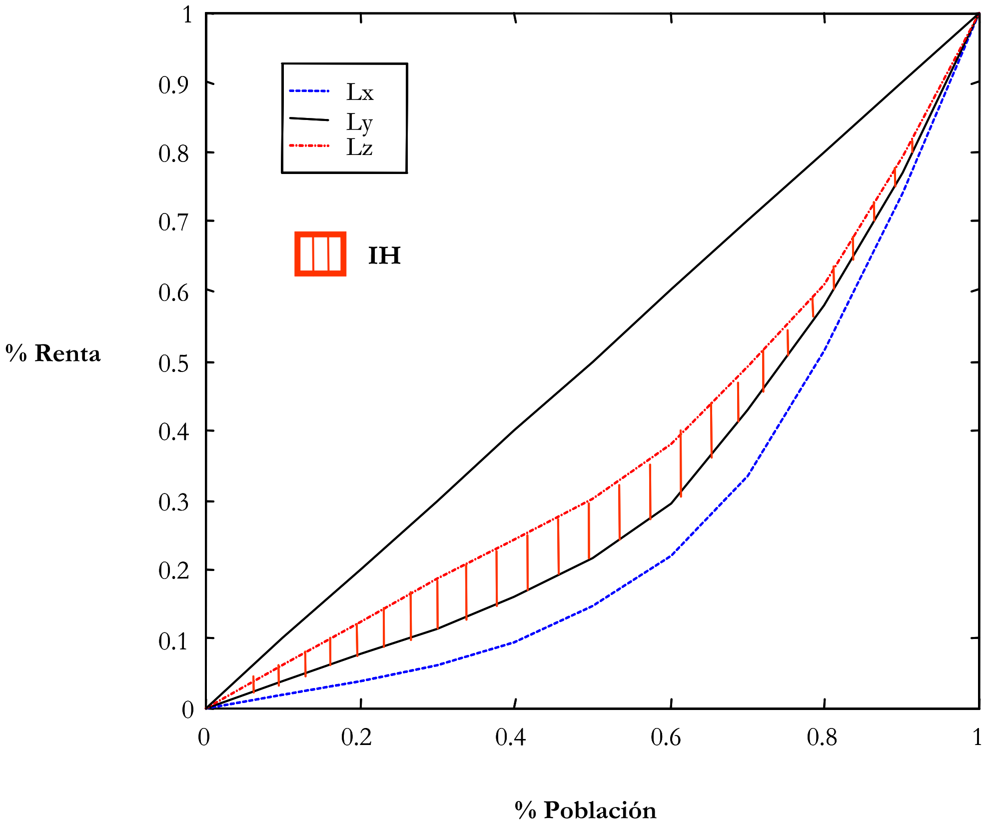


Gráfico 5

Curvas de Lorenz de las distribuciones de renta antes y después de impuestos estimada y observada



Capítulo 3: Redistribución en el I.R.P.F.[26]

26 Este capítulo está basado en el artículo de Perrote I. (2002)

3.1. Introducción

El objetivo de éste capítulo consiste en descomponer el efecto redistributivo total del IRPF en su componente vertical y horizontal siguiendo la metodología vista en el capítulo anterior. De esta forma podemos analizar la sensibilidad de los resultados al índice utilizado así como comparar estos resultados con los que se obtienen con otras descomposiciones existentes en la literatura. (Aronson et al., 1994 y Lambert y Ramos, 1997). La base de datos utilizada es el panel de declarantes del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas del Instituto de Estudios Fiscales (IRPF) para los años 1990 a 1994. Aplicar esta metodología utilizando datos sobre declaraciones disponibles, presentadas en todo el territorio nacional, puede permitirnos una mejor medición de la *IH* del IRPF y, por ello, contribuir a tomar mejores decisiones con respecto al diseño de este impuesto.

El capítulo se estructura de la siguiente forma. En la sección 3.2 se describe la metodología utilizada. En la sección 3.3 se comparan los resultados obtenidos con la metodología descrita en el capítulo anterior con aquellos que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura. En la sección 3.4 se presentan las conclusiones del trabajo.

3.2. Metodología

3.2.1. Descripción de datos y unidad de análisis

La base de datos utilizada es, de nuevo, una muestra extraída del panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales para los años 1990 a 1994. La unidad de análisis utilizada sigue siendo la familia fiscal, entendida como el conjunto de individuos que componen un hogar, perciban o no rentas. Así pues, se suman las declaraciones de aquellos contribuyentes pertenecientes a una misma unidad fiscal que declaran separadamente ya que a partir del año 1988 se introduce la posibilidad de realizar la declaración separada para familias con más de un preceptor de rentas.

3.2.2. Escala de equivalencia y variable renta

Una vez que se escoge a la familia como unidad de análisis, 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: la escala de equivalencia. Esta suele ser función del tamaño de la familia. La renta multiplicada por la escala de equivalencia nos da la posición económica de la familia.

La escala de equivalencia elegida es la escala paramétrica propuesta por Buhmann et al. (1988) y Coulter et al. (1992), mediante la cual se trasforma la renta familiar Y en la renta equivalente $Y^e = Y \cdot e$. La escala de equivalencia e se define como:

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

Donde n es el número de individuos que componen la familia y α un parámetro que refleja las economías de escala que se producen en una familia a medida que el número de individuos aumenta. La variable renta utilizada es la Base Imponible del declarante.

3.2.3. Estimación no paramétrica e inequidad horizontal y vertical

Para obtener la descomposición del efecto redistributivo total del I.R.P.F., estimamos la distribución de rentas después de impuestos con dos estimadores biestocásticos no paramétricos: el estimador biestocástico Kernel y el regresograma.

El estimador biestocástico Kernel parte del estimador Nadaraya Watson con función Kernel Epanechnikov

$$Z^{NW}(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i K\left(\frac{X_i - x}{h}\right)}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_i - x}{h}\right)}$$

Donde h es el parámetro de suavizado que minimiza el error cuadrático integrado medio y la función K es:

$$K(u) = 0,75\left(1 - u^2\right) I\left(|u| \leq 1\right)$$

Siendo I la función indicador.

Posteriormente aplicamos el algoritmo de Deming-Stephan para obtener una matriz de pesos biestocástica.

Así mismo estimamos la distribución de rentas después de impuestos con el regresograma para poder comparar con los resultados obtenidos por Lambert y Ramos (1997).

Una vez obtenida Z, la distribución de rentas estimadas libre de inequidad horizontal, con los dos estimadores biestocásticos, podemos calcular la redistribución vertical y la inequidad horizontal para un conjunto significativo de índices S convexos[27] a partir de las siguientes ecuaciones:

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

3.3. Resultados

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

En primer lugar, podemos observar que para un $\alpha=0,5$, el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Lambert y Ramos (que utilizan como base el índice de Entropía Generalizada c=0) es similar al de este trabajo. En dicho trabajo el componente horizontal era de 11,5% y el vertical de 111,5%, para 1990, con un intervalo de 100.000 pesetas. En nuestro caso para un intervalo óptimo de 130.220 pesetas y cuando el método de estimación es el regresograma (recordemos que la descomposición de Lambert y Ramos aplica implícitamente el regresograma), el componente horizontal es de 13,1% y el vertical de 113,1% (véase tabla 1).

27 Indices de Gini Generalizado con parámetro de aversión a la desigualdad v=1,5; v=2,0; v=3,0; v=5,0; Índices de Atkinson con parámetro de aversión a la desigualdad $\mathbf{e}=0,5$; $\mathbf{e}=1,0$ y $\mathbf{e}=1,5$ y por último índices de Entropía Generalizada con parámetro c=0,0; c=1,0 y c=2,0.

Si ahora comparamos los resultados obtenidos con la estimación kernel (Nadaraya-Watson reformulado) y con el regresograma vemos que los resultados no son muy diferentes entre sí. Así pues, esta metodología más general, nos permite contrastar la sensibilidad de los resultados en un doble sentido. Por una parte, nos permite realizar ejercicios de sensibilidad con respecto al índice de desigualdad y al parámetro de aversión utilizados. Por otra parte, podemos aplicar distintos métodos de estimación no paramétrica.

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

Además, observamos que siempre se obtienen mayores porcentajes atribuibles a la inequidad horizontal y a la redistribución vertical con el método Nadaraya-Watson reformulado que con el regresograma. No obstante, es difícil ofrecer una explicación teórica de este hecho ya que no hemos encontrado ninguna relación de dominancia entre ambas distribuciones estimadas o matriz biestocástica que las relacione.

Comparando los resultados que aparecen en las tablas 6 y 7 (ver apéndice del capítulo), para los años 1990 a 1994 obtenidos con distintos índices, podemos decir que, en general, los índices de *IH* experimentan una bajada entre los años 1990 y 1991, y una recuperación continuada desde el año 1992 al año 1994. Una evolución similar se observó en el primer capítulo cuando calculamos la *IH* con los mismos datos para los mismo años pero utilizando otros índices. Sin embargo, no hay una pauta de conducta homogénea de todos los índices. En concreto, en 1992, dependiendo del índice utilizado, la *IH* aumenta (casos del Gini v=1,5 hasta v=3) o disminuye (casos del Gini v=5 y todos los índices de entropía generalizada analizados). Por tanto, no se puede afirmar que se produzca una evolución robusta e inequívoca de la desigualdad horizontal en el período considerado. Esto pone de manifiesto la importancia de utilizar una metodología basada en las curvas de Lorenz que evita llegar a conclusiones erróneas sobre la evolución de *IH* a partir de los resultados obtenidos con un único índice descomponible. Sabemos que la *IH* entre dos años aumenta con cualquier índice de desigualdad S-convexo cuando las curvas de Lorenz de la renta después de impuestos observada y estimada (L_Y y L_Z respectivamente) se alejan una de otra. Por el contrario, la *IH* disminuye cuando las curvas L_Y y L_Z se acercan. En el resto de los casos, sin embargo, no se puede decir nada concluyente, y el resultado obtenido dependerá crucialmente del índice particular utilizado.

De hecho, los resultados existentes en la literatura para la evolución de la desigualdad horizontal entre 1990 y 1991 no son robustos. Por un lado, reproducimos el resultado del incremento de la desigualdad horizontal de Lambert y Ramos (1997) para ese periodo, a través del regresograma, y encontramos que tanto para el índice de Entropía (c=0) como para el Gini (v=2) la desigualdad horizontal experimenta un aumento entre 1990 y 1991. Por otro lado, nuestra generalización permite contrastar que para otros índices de desigualdad igualmente válidos, la evolución de la desigualdad horizontal entre dichos años es la contraria. Por ejemplo, se produce un descenso de la desigualdad horizontal (ver índice de Atkinson para ε=1,5). Este resultado implica que la curva de Lorenz de las distribuciones estimadas libres de desigualdad horizontal se cortan para esos dos años, hecho que no es tenido en consideración por otras metodologías.

Por último, si analizamos la sensibilidad de los resultados a la escala de equivalencia utilizada[29], vemos que para todos los índices la relación entre la desigualdad de la renta antes y después de impuestos (observada y estimada) y el parámetro α tiene la habitual forma de U obtenida en otros estudios (Álvarez *et al.*, 2002 y Oliver *et al.*, 2001).

3.4. Conclusiones

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

En primer lugar observamos que el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Aronson et al. o Lambert y Ramos es similar al de este trabajo. En segundo lugar, los resultados obtenidos con la estimación kernel reformulada y con el regresograma muestran la robustez de los resultados puesto que podemos utilizar distintos

29 Se dispone de los resultados obtenidos para las distintas escalas de equivalencia.

métodos de estimación no paramétrica, índices de desigualdad y parámetros de aversión. En tercer lugar, tanto el componente de la *IH* como la RV son crecientes con la aversión a la desigualdad. En el caso de los índices de Entropía Generalizada la *IH* y la RV disminuyen siempre con el parámetro c, en el rango analizado. Por último, para todos los índices la *IH* aumenta para 1993 y no muestra una tendencia clara entre los años 1990 a 1992.

Finalmente, debemos decir que hemos adoptado un enfoque clásico unidimensional de la medición de la desigualdad, en el que la renta equivalente es el único atributo considerado. En la literatura reciente comienza a aparecer un enfoque multidimensional del bienestar que sin duda también permitirá extensiones interesantes de este análisis en un futuro.

3.5. Apéndice. Tablas

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

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

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5039 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 130,220 pesetas en la estimación kernel (N-W) reformulado y en el regresograma.
Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a)-(b).
Los valores del regresograma para el Gini (v=2) y Entropía (c=0) correspomnden a los índices propuestos por Aronson at al. y al efecto 'puro' de Lambert y Ramos, respectivamente.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Capítulo 4: Diseño óptimo de un impuesto lineal sobre la renta

Introducción

En el capítulo 1 analizamos cómo se ve afectada la *EH* del IRPF cuando eliminamos la posibilidad de que los individuos apliquen una deducción por vivienda. El resultado al que se llegó para la mayoría de los años, coincidente por otra parte con lo obtenido por otros autores como Camarero *et al* (1993), es que la deducción por vivienda junto con otras deducciones incentivadoras reducen la *EH*. Sin embargo, en este análisis se supone implícitamente que los individuos toman las mismas decisiones de trabajo y de gasto en vivienda independientemente de si el estado decide incluir o no una deducción por vivienda. El objetivo fundamental de este capítulo es completar este estudio eliminando dicho supuesto. El modelo que proponemos incluye cuestiones de eficiencia además de las de equidad consideradas hasta ahora. Así pues, el objetivo fundamental de este capítulo es analizar el diseño óptimo de un impuesto lineal sobre la renta que incluya un subsidio a la vivienda y que tenga en cuenta la reacción de los contribuyentes cuando el estado modifica la estructura del impuesto.

La deducción por vivienda, hoy en día aplicable en el IRPF, ha sido criticada por numerosos autores que defienden su eliminación. Así Zubiri (1990) ve escasa ganancia en términos de eficiencia en ella dado que este subsidio es completamente transferido de compradores a vendedores a través de incrementos de precios. Así mismo considera esta deducción no induce la compra de un bien de primera necesidad, como es la vivienda, dado que es una protección discriminatoria contra aquellos que menor renta tienen y consecuentemente más ayuda necesitan. Por otra parte, López (1996) muestra con un modelo dinámico que a largo plazo las deducciones por vivienda han contribuido junto a otros factores al incremento del precio de la vivienda durante la década de los 80 en España.

Si analizamos la literatura existente sobre el diseño óptimo de un impuesto sobre la renta observamos fundamentalmente dos enfoques distintos. Por un lado, está la teoría de la imposición óptima que formaliza el diseño de un sistema impositivo que maximice el bienestar social [veáse Mirlees (1971), Sheshinski (1972), Atkinson (1973), Atkinson y Stiglitz (1980) y Slemrod (1994)]. Por desgracia estos modelos, que tienen la virtud de trabajar con agentes heterogéneos, representan una economía enormemente simplificada.

Por otro lado, están aquellos autores que analizan en un modelo dinámico el efecto de diversos cambios en la estructura impositiva del impuesto en la economía. Entre estos autores podríamos citar a Poterba (1984) que estudia el efecto de la inflación en el coste efectivo de la vivienda. Turnovsky y Okuyama (1994), por su parte, analizan por medio de un modelo de horizonte infinito con agente representativo el efecto del tratamiento fiscal favorable a la vivienda en el stock de vivienda.

En este trabajo, partimos de un modelo dinámico de horizonte infinito como el utilizado por Turnovsky *et al* (1994) que modificamos para poder introducir objetivos de equidad. Así pues, a diferencia de este modelo, que estudia el comportamiento de un agente representativo, suponemos que los agentes se diferencian por su habilidad que vendrá representada por el salario. Después de describir la dinámica de la economía, analizamos el equilibrio en el estado estacionario. Es entonces cuando estudiamos las condiciones de optimalidad de un impuesto sobre la renta lineal que además incorpora un subsidio a la vivienda.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente forma. En la sección 4.2 describimos la estructura de la economía y analizamos el equilibrio en el estado estacionario. En la sección 4.3 establecemos el diseño óptimo de un impuesto lineal sobre la renta con subsidio a la vivienda. La última sección ofrece las conclusiones del trabajo.

4.1. El modelo

4.1.1. Estructura de la economía

El lado de la producción es tan sencillo como es posible. El trabajo sirve para producir un bien llamado bien numerario que puede ser usado para consumo o como stock de vivienda para producir servicios de vivienda. Todo el stock de vivienda es residencial y ocupado por su propietario. La economía está compuesta por individuos que viven infinitos periodos y que son iguales en todos los sentidos excepto en su habilidad que representamos por medio de w. La función de utilidad de estos individuos tiene las propiedades habituales de concavidad. En un primer paso los individuos deciden el número de horas que quieren trabajar, su consumo del bien numerario, su consumo de los servicios de vivienda, su tasa de acumulación de stock de vivienda y su tasa de acumulación de bonos del estado. Todo ello con la finalidad de maximizar su utilidad sujeto a su restricción presupuestaria.

Cada individuo maximiza:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t, H_t) \quad U_c > 0, U_L < 0, U_H > 0, \qquad [4.1]$$

donde:

- C es el consumo per cápita del bien numerario.
- L es la oferta de trabajo per cápita.
- H es el consumo de servicios de vivienda per cápita.
- β es la tasa de preferencia temporal del consumidor.

Sujeto a:

$$\begin{gathered} P_t H_t + b_{t+1} + C_t + (1-\delta)(h_{t+1} - h_t) = \left[wL_t + r_{h_t} h_t + r_t b_t \right](1-\tau) + G_t + b_{t,} \\ C_t \geq 0, \quad L_t \geq 0 \end{gathered} \qquad [4.2]$$

y las condiciones iniciales

$$b(0) = b_0 \quad h(0) = h_0, \qquad [4.3]$$

donde:

- P es el precio imputado de los servicios de vivienda expresado en términos del bien numerario,
- b es el stock per cápita de bonos del gobierno expresado en términos del bien numerario,
- δ es la tasa de subsidio a la vivienda,

- h es el stock de vivienda per cápita,
- w es la habilidad de cada individuo,
- r_h es la rentabilidad real del stock de vivienda,
- r es el tipo de interés de los bonos,
- τ es el tipo impositivo marginal,
- G es la renta mínima garantizada.

La ecuación [4.2] establece que cada individuo gasta su renta después de impuestos obtenida del trabajo, de los bonos, del stock de vivienda y de la renta mínima garantizada en: servicios de vivienda, consumo, acumulación de stock de bonos y acumulación de stock de vivienda. Así pues, resolvemos el problema de optimización intertemporal definido en las ecuaciones [4.1] a [4.3] y obtenemos las siguientes condiciones de optimalidad:

$$U_C = \lambda, \qquad [4.4]$$

$$U_L + w(1 - \tau)U_C = 0, \qquad [4.5]$$

$$\frac{U_H}{U_C} = P \qquad [4.6]$$

$$r_{h_t} = r_r(1 - \delta) \qquad [4.7]$$

Donde **l**, la variable de co-estado asociada a la ecuación de acumulación [4.2] es la utilidad marginal de la renta medida en términos del bien numerario. La ecuación [4.4] iguala la utilidad marginal del consumo del bien numerario a la utilidad marginal de la riqueza. La ecuación [4.5] define la oferta de trabajo donde w es la habilidad del individuo. Existe un salario crítico w_0 tal que:

$$L_t > 0 \text{ cuando } w > w_0 \qquad [4.8]$$

$$L_t = 0 \; cuando \; w \leq w_0 \qquad [4.9]$$

La ecuación [4.6] define el precio de los servicios de vivienda como la tasa marginal de sustitución entre servicios de vivienda y consumo. La ecuación [4.7] iguala la tasa de retorno del stock de vivienda a la tasa de interés de los bonos teniendo en cuenta la tasa de subsidio a la vivienda.

Suponemos que H y h están proporcionalmente relacionados por medio de: $H_t = \mathbf{a} h_t$ entonces P y r_h están relacionados por $\mathbf{a} P_t = r_{ht}$ Así la renta marginal de los servicios de vivienda es igual al coste marginal de los servicios de vivienda. Sin pérdida de generalidad tomamos $\mathbf{a}=1$ y por tanto:

$$H_t = h_t \quad P_t = r_{h_t} \quad P_t H_t = r_{h_t} h_t \qquad [4.10]$$

Adicionalmente, debe cumplirse la siguiente condición de transversalidad:

$$\lim_{t\to\infty} \beta^t U_c h_{t+1} = \lim_{t\to\infty} \beta^t U_c b_{t+1} = 0 \qquad [4.11]$$

En el lado de la producción suponemos precios constantes y ausencia de beneficios. Los ingresos o recaudación por individuo del gobierno son R_0. Entonces la restricción de producción es:

$$\int_w^\infty C_t dF + R_0 + \int_w^\infty (h_{t+1} - h_t) dF = \int_{w_0}^\infty w L_t dF, \qquad [4.12]$$

Suponemos que: $\int_w^\infty dF = 1$. Utilizando la ecuación [4.2], la restricción puede escrita como:

$$R_0 + G + \int_w^\infty [\delta(h_{t+1} - h_t) + r_t b_t] dF = \int_w^\infty [\tau(wL_t + r_{h_t} h_t + r_t b_t) + (b_{t+1} - b_t)] dF \qquad [4.13]$$

que es la restricción del gobierno habitual donde los ingresos de los impuestos y de los bonos deben ser iguales a los gastos.

Si suponemos un presupuesto continuamente equilibrado:

$$b_{t+1} = b_t \qquad [4.14]$$

La restricción del gobierno se convierte en:

$$R_0 + G + \int_w^{\infty} [\delta(h_{t+1} - h_t) + r_t b_t] dF = \tau \int_w^{\infty} [(wL_t + r_{h_t} h_t + r_t b_t)] dF \qquad [4.15]$$

4.1.2. Equilibrio macroeconómico y estado estacionario

El equilibrio macroeconómico

Consistirá en un conjunto de ecuaciones que se dan en todos los instantes del tiempo y que conjuntamente determinan el valor de C_t, H_t, L_t, h_{t+1}, P_t, r_t, r_{ht} y λ_t.

$$U_C = \lambda_t \qquad [4.16]$$

$$U_L + w(1-\tau)U_C = 0 \qquad [4.17]$$

$$\frac{U_H}{U_C} = P_t \qquad [4.18]$$

$$r_{h_t} = r_t(1-\delta) \qquad [4.19]$$

$$-\lambda_t + \beta\lambda_{t+1}[1 + r_{t+1}(1-\tau)] = 0 \qquad [4.20]$$

$$P_t H_t + C_t + (1-\delta)(h_{t+1} - h_t) = [w L_t + r_{h_t} h_t + r_t b](1-\tau) + G \qquad [4.21]$$

$$P_t = r_{h_t} \qquad [4.22]$$

$$H_t = h_t \qquad [4.23]$$

El equilibrio estacionario:

Este equilibrio se alcanza cuando: $\lambda_t = \lambda_{t+1}$ y $h_t = h_{t+1}$ e implica las siguientes relaciones:

$$\tilde{r} = \frac{(1-\beta)}{\beta}\frac{1}{(1-\tau)} \qquad [4.24]$$

$$\tilde{r}_h = \tilde{r}(1-\delta) \qquad [4.25]$$

$$U_L + w(1-\tau)U_C = 0 \qquad [4.26]$$

$$\frac{U_H}{U_C} = \tilde{P} \qquad [4.27]$$

$$\tilde{P}\tilde{H} + \tilde{C} = [w\tilde{L} + \tilde{r}_h\tilde{h} + \tilde{r}b](1-\tau) + G \qquad [4.28]$$

$$\tilde{P} = \tilde{r}_h \qquad [4.29]$$

$$\tilde{H} = \tilde{h} \qquad [4.30]$$

$$\tilde{U}_C = \tilde{\lambda} \qquad [4.31]$$

Las ecuaciones del equilibrio de largo plazo [4.24] hasta [4.31] definen los valores de: $\tilde{C}, \tilde{H}, \tilde{L}, \tilde{h}, \tilde{P}, \tilde{r}, \tilde{r}_h, \tilde{\lambda}$. Podemos resolver el sistema de forma recursiva. En primer lugar la ecuación [4.24] determina el valor de $\tilde{r}$ en términos de β y de τ. Un incremento en el tipo marginal incrementa la tasa de retorno de los bonos del gobierno. La ecuación [4.25] fija el valor de $\tilde{r}_h$ en términos de β, τ y δ. Una vez que $\tilde{r}_h$ es obtenido, la ecuación [4.29] determina $\tilde{P}$. Un tipo impositivo más alto eleva la tasa de rentabilidad del stock de vivienda per cápita. Las ecuaciones [4.26], [4.27] y [4.28] pueden ser resueltas conjuntamente para determinar el valor $\tilde{C}, \tilde{H}, \tilde{L}$. Sustituyendo $\tilde{C}$ en [4.31] podemos deducir el valor de $\tilde{\lambda}$. Conociendo $\tilde{H}$, tenemos el valor de $\tilde{h}$ a partir de [4.30].

4.2. El maximizador social

En esta sección estudiamos cómo un gobierno decide la estructura de un impuesto lineal progresivo en esta economía. Dicha estructura incluye una renta mínima garantizada, un tipo impositivo marginal y una tasa de subvención a la vivienda. Así pues, estamos generalizando el modelo estándar de imposición óptima lineal sobre la renta para incluir la decisión de fijar una tasa de subsidio a la vivienda así como el efecto que el tipo impositivo puede tener en la tasa de retorno en términos reales de los bonos del gobierno y en la tasa de retorno real del stock vivienda per cápita.

Suponemos que el gobierno maximiza una función de bienestar social:

$$\int_{w}^{\infty} \tilde{\Psi}(V)dF \tag{4.32}$$

donde V es la función indirecta de utilidad, sujeto a:

$$R_0 + G + \tilde{r}\int_{w}^{\infty} bdF = \tau\int_{w}^{\infty}[w\tilde{L} + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H} + \tilde{r}b]dF \tag{4.33}$$

Formando el Lagrangiano:

$$L = \int_{w}^{\infty}[\tilde{\Psi}(V) + \mu(\tau[w\tilde{L} + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H} + \tilde{r}b] - R_0 - G - \tilde{r}b)]dF \tag{4.34}$$

Podemos derivar las condiciones de primer orden con respecto a G, t y δ.

$$\int_{w}^{\infty}\left[\tilde{\Psi}'\frac{\partial V}{\partial G} + \mu\left(\tau\left[w\frac{\partial L}{\partial G} + \tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial G}\right] - 1\right)\right]dF = 0 \tag{4.35}$$

$$\int_{w}^{\infty}\left[\tilde{\Psi}'\frac{\partial V}{\partial \tau} + \mu\left(\left[w\tilde{L} + \tilde{r}b + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}\right] + \tau\left[w\frac{\partial L}{\partial \tau} + \tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial \tau}\right] + \tau\frac{\partial r}{\partial \tau}\left[b + (1-\delta)\tilde{H}\right] - b\frac{\partial r}{\partial \tau}\right)\right]dF = 0 \tag{4.36}$$

$$\int_{w}^{\infty}\left[\tilde{\Psi}'\frac{\partial V}{\partial \delta}+\mu\left(\tau\left[w\frac{\partial L}{\partial \delta}+\tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial \delta}-r\tilde{H}\right]\right)\right]dF=0 \qquad [4.37]$$

Simplificamos estas expresiones teniendo en cuenta que:

$$\frac{\partial V}{\partial G}=\frac{\partial V}{\partial M}\frac{\partial M}{\partial G}=\gamma \qquad [4.38]$$

$$\frac{\partial V}{\partial G}=\frac{\partial V}{\partial M}\frac{\partial M}{\partial G}=\gamma \qquad [4.39]$$

$$\frac{\partial L}{\partial G}=\frac{\partial L}{\partial M} \qquad [4.40]$$

$$\frac{\partial H}{\partial G}=\frac{\partial H}{\partial M} \qquad [4.41]$$

Utilizamos así mismo la identidad de Roy.

$$-\frac{\frac{\partial V}{\partial \tau}}{\frac{\partial V}{\partial M}}=w\tilde{L}+\tilde{r}\tilde{b}+\tilde{r}\left(1-\delta\right)\tilde{H} \qquad [4.42]$$

Definimos Z como: $Z=w\tilde{L}+\tilde{r}\tilde{b}+\tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}$ con lo cual:

$$-\frac{\partial V}{\partial \tau}=\gamma Z \qquad [4.43]$$

$$-\frac{\frac{\partial V}{\partial \tau(1-\delta)\tilde{r}}}{\frac{\partial V}{\partial M}}=H \qquad [4.44]$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial V}{\partial \delta}=\frac{\partial V}{\partial \tau(1-\delta)\tilde{r}}\frac{\partial \tau\left(1-\delta\right)\tilde{r}}{\partial \delta}=\tau\tilde{r}\gamma H \qquad [4.45]$$

Y las ecuaciones de Slutsky:

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = - wS_{LL} - Z\frac{\partial L}{\partial M} \qquad [4.46]$$

$$\frac{\partial H}{\partial \tau} = \tilde{r}(1 - \delta)S_{HH} - Z\frac{\partial H}{\partial M} \qquad [4.47]$$

Donde S_{LL}, S_{HH} son los términos de sustitución. S_{LL} es la respuesta compensada del trabajo al salario neto y S_{HH} es la respuesta compensada de la demanda de vivienda a las variaciones en su precio neto. Ambas ecuaciones nos permiten reordenar [4.35], [4.36] y [4.38] de la siguiente forma:

$$\int_{w}^{\infty}\left[\tilde{\Psi}'\frac{\gamma}{\mu} + \tau\left[w\frac{\partial L}{\partial M} + \tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial M}\right] - 1\right]dF = 0 \qquad [4.48]$$

$$\int_{w}^{\infty}\left[\left(\tilde{\Psi}'\frac{\gamma}{\mu}+1\right)Z+\tau\left[w\left(-wS_{LL}\frac{\partial L}{\partial \tau}-\frac{\partial L}{\partial M}\right)+\tilde{r}(1-\delta)\left(\tilde{r}(1-\delta)S_{HH}-Z\frac{\partial H}{\partial M}\right)+\frac{\partial r}{\partial \tau}\tilde{b}+(1-\delta)\tilde{H}\right]-\tilde{b}\frac{\partial r}{\partial \tau}\right]dF=0 \qquad [4.49]$$

$$\int_{w}^{\infty}\left[\tilde{\Psi}'\frac{\gamma}{\mu}\tau\tilde{r}\tilde{H} + \tau\left(w\frac{\partial L}{\partial \delta} + \tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial \delta} - r\tilde{H}\right)\right]dF = 0 \qquad [4.50]$$

Definamos ahora B como la valoración social marginal de la renta medida en términos de la renta del gobierno. B mide el beneficio de transferir una unidad monetaria a las familias teniendo en cuenta el impuesto marginal que se paga por esa unidad adicional.

$$B = \tilde{\Psi}'\frac{\gamma}{\mu} + \tau\left[w\frac{\partial L}{\partial M} + \tilde{r}(1 - \delta)\frac{\partial H}{\partial M}\right] \qquad [4.51]$$

Usando esta condición así como las ecuaciones [4.48], [4.49] y [4.50] caracterizamos la política impositiva óptima como:

$$\int_{w}^{\infty}[B-1]dF = 0 \qquad [4.52]$$

$$\overline{B} = 1 \qquad [4.53]$$

Donde $\overline{B}$ es el valor medio de B.

$$\int_w^\infty \left[(B-1)Z + \tau \left(\frac{w\tilde{L}}{1-\tau}\varepsilon_{LL} - \frac{\tilde{r}(1-\delta)}{1-\tau}\tilde{H}\varepsilon_{HH} - \frac{\tilde{r}}{1-\tau}\varepsilon_{r\tau}\left(\tilde{b} + (1-\delta)\tilde{H}\right)\right) + \tilde{b}\frac{\partial r}{\partial \tau} \right] dF = 0 \qquad [4.54]$$

Donde ε_{LL} es la elasticidad compensada del trabajo con respecto al salario $\left(\varepsilon_{LL} = S_{LL} \frac{(1-\tau)w}{L} \right)$, ε_{HH} es la elasticidad compensada de la vivienda con respecto a su precio $\left(\varepsilon_{HH} = S_{HH} \frac{r(1-\delta)(1-\tau)}{H} \right)$ y $\varepsilon_{r\tau}$ es la elasticidad del tipo de interés con respecto al tipo impositivo $\left(\varepsilon_{r\tau} = \frac{\partial r}{\partial(\tau)} \frac{(1-\tau)}{r} \right)$

Esto es igual a:

$$\frac{\tau}{1-\tau} = \frac{-COV(Z,B) - \int_w^\infty \left[\tilde{b}\frac{\partial r}{\partial \tau} \right] dF}{\int_w^\infty \left[w\tilde{L}\varepsilon_{LL} - \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}\varepsilon_{HH} - \tilde{r}\left(b + (1-\delta)\tilde{H}\right)\varepsilon_{r\tau} \right] dF} \qquad [4.55]$$

Y a:

$$\int_w^\infty \left[\tilde{\Psi}'\frac{\gamma}{\mu}\tau\tilde{r}\tilde{H} + \tau\tilde{r}(1-\delta)\frac{\partial H}{\partial \delta} \right] dF = \tau \int_w^\infty \left(r\tilde{H} - w\frac{\partial L}{\partial \delta} \right) dF \qquad [4.56]$$

¿Cómo podemos interpretar esta tres condiciones ([4.53], [4.55] y [4.56])?

- La primera condición, la ecuación [4.53], establece la renta garantizada óptima y puede ser interpretada como en el modelo de Atkinson-Stiglitz (1980). Nos dice que la renta mínima garantizada debe ser tal que la valoración social de la renta (B) sea, en promedio, igual a su coste. Siendo dicho coste igual a una unidad.

- La segunda condición, la ecuación [4.55], establece el tipo impositivo óptimo y puede ser comparada con la expresión hallada en el modelo de Atkinson-Stiglitz (1980):

$$\frac{\tau}{1-\tau} = \frac{-COV(w\tilde{L}, B)}{\int_{w}^{\infty}[w\tilde{L}\varepsilon_{LL}]dF} \qquad [4.57]$$

Veamos qué diferencias tienen ambos modelos.

- En nuestro modelo $\mathrm{COV}(w\tilde{L} + \tilde{r}\tilde{b} + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}, B)$ *sustituye* $\mathrm{COV}(w\tilde{L}, B)$ debido a que $w\tilde{L} + \tilde{r}\tilde{b} + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}$ y no $w\tilde{L}$ es la renta antes de impuestos puesto que hemos introducido los bonos del gobierno así como la vivienda en el modelo original. Podemos interpretar esta covarianza como una medida marginal de desigualdad. Cuanto mayor sea la aversión a la desigualdad, mayor será el tipo marginal. Cuando no haya aversión a la desigualdad $\mathrm{COV}(w\tilde{L} + \tilde{r}\tilde{b} + \tilde{r}(1-\delta)\tilde{H}, B)$ será cero y el tipo impositivo será, así mismo, igual a cero.

- El segundo término que aparece en el numerador de la ecuación [4.55] es nuevo. Puede ser interpretado como el desincentivo que el gobierno tiene a incrementar el tipo impositivo marginal cuando el tipo de interés depende del tipo impositivo como ocurre en nuestro modelo. Cuando el gobierno eleva el tipo impositivo, el tipo de interés aumenta y la deuda del gobierno aumenta.

- El denominador también cambia con respecto al modelo Atkinson-Stiglitz (1980). En este modelo es la elasticidad compensada del trabajo ponderada por la renta salarial. En nuestro modelo, también se incluye la elasticidad compensada de la vivienda ponderada por el gasto en vivienda así como la elasticidad del tipo de interés ponderada por el gasto en bonos del gobierno y en vivienda.

    - La elasticidad compensada de la vivienda tiende a reducir el tipo marginal óptimo. En efecto, un incremento en el tipo marginal eleva el precio de la vivienda reduciendo la inversión en vivienda y la renta del gobierno.

- Por otra parte, la elasticidad del tipo de interés tiende a incrementar el tipo marginal. Esto es debido al hecho de que un incremento en el tipo impositivo incrementará el tipo de interés así como la recaudación del gobierno.

Así pues, ésta ecuación nos muestra que la decisión sobre la progresividad óptima tiene que tener en cuenta efectos de eficiencia otros que el efecto en la oferta de trabajo. Un incremento en el tipo impositivo probablemente tendrá consecuencias en el tipo de interés que no podemos ignorar.

- Finalmente, la tercera condición, que aparece en la ecuación [4.56], nos dice que el valor óptimo de la deducción δ es tal que el beneficio social marginal de incrementar la tasa de subsidio a la vivienda debe ser igual a su coste marginal. El beneficio marginal aparece en el lado izquierdo y está compuesto de dos elementos. El primero es el incremento que se produce en la utilidad del consumidor debido a la reducción del precio de la vivienda. El segundo es el ingreso extra que el gobierno obtiene debido a que los individuos elevan su stock de vivienda per cápita, y pagan más impuestos por ello. El coste marginal también se compone de dos elementos. La reducción en la recaudación del gobierno debido a que el rendimiento de la vivienda se ha reducido y la reducción en el ingreso del gobierno debido a que la oferta de trabajo es menor.

4.3. Conclusiones

En este capítulo hemos analizado como debería ser un impuesto óptimo con un subsidio a la vivienda. La motivación existente para realizar este análisis reside en la enorme controversia existente hoy en día en España sobre la necesidad de algún tipo de subsidio a la vivienda en el impuesto sobre la renta. La novedad del análisis realizado en este capítulo reside en la introducción de efectos dinámicos hasta ahora ausentes en la mayoría de los modelos de imposición lineal óptima sobre la renta. ¿Así pues, qué aporta este capítulo? Respecto a los modelos dinámicos de equilibrio general introduce la existencia de agentes heterogéneos. Respecto a los modelos de imposición óptima introduce la existencia de una dinámica.

La discusión ha sugerido que cuando consideramos una economía más compleja surgen nuevos efectos de eficiencia al incrementar el tipo impositivo o la tasa de subvención a la vivienda que deberíamos tener en cuenta. En concreto, está el coste de eficiencia en términos de mayor coste de la deuda del gobierno, el coste de eficiencia en términos de reducción de consumo de vivienda y la ganancia de eficiencia al elevar la rentabilidad de los bonos y de la vivienda. Obviamente la importancia de todos estos efectos depende de sus elasticidades compensadas pero a priori no podemos desdeñarlos.

Finalmente, es evidente, que el análisis se basa en numerosos supuestos restrictivos. Así, hemos considerado un bien numerario que puede ser utilizado para consumo o alternativamente como stock de vivienda para producir servicios de vivienda. Una forma posible de mejorar el modelo consistiría en introducir dos bienes distintos en la economía, un bien compuesto que podríamos llamar bien general y la vivienda y dos sectores productivos: el sector que produce el bien general y el sector inmobiliario. Esto nos permitiría ver el efecto de un subsidio a la vivienda en el precio de los servicios de vivienda, dado que este es una de los efectos más cuestionados de este subsidio.

Conclusiones

A lo largo de la tesis se han ido presentando las principales conclusiones a las que hemos llegado en cada uno de los capítulos. En este apartado pretendemos realizar una síntesis muy esquemática de los principales resultados y aportaciones así como enunciar algunas de las múltiples cuestiones que quedan abiertas y que no renunciamos a abordar en el futuro.

El objetivo del primer capítulo era medir la inequidad horizontal existente en el IRPF y analizar sus causas. Las principales conclusiones obtenidas se pueden resumir de la siguiente manera:

- En primer lugar se observa que se obtienen aproximadamente los mismos resultados en el cálculo de la *IH* para el conjunto del estado español que para la provincia de Vizcaya (utilizando mismos tramos de renta y mismo índice).

- Respecto a las hipótesis metodológicas, podemos concluir que ni la elección de tramos de renta, ni la variable renta utilizada afectan a los resultados obtenidos. Tampoco influye mucho el que hayamos utilizado el índice para c=2, c=1 o para c=0.

- En cuanto a la evolución de la *IH* entre los años 1990 y 1995 observamos que para la mayoría de los índices hay claramente dos periodos distintos. Uno primero que va de 1990 a 1992 en que la *IH* mantiene niveles moderados y un segundo periodo que empieza en 1993 donde la *IH* alcanza valores claramente superiores a los del periodo anterior.

- Con respecto al estudio de las causas que explican la existencia de *IH* queda claro que cuando el sistema de deducciones en su conjunto reduce la *IH* este efecto se debe a las deducciones familiares y a la deducción por tributación conjunta. Sin embargo las deducciones familiares tienen un efecto negativo en la *EH* a partir de 1993 reforzando así el efecto negativo de las otras deducciones haciendo que el sistema en conjunto de deducciones tenga un efecto negativo en la *EH* a partir de ese año.

- En cuanto a las otras categorías de deducciones analizadas: deducción por trabajo dependiente, deducción variable y deducciones incentivadoras, el efecto es claramente negativo sobre la equidad del IRPF. De hecho ya no se puede practicar la deducción variable. El problema del trato discriminatorio de las familias que declaraban conjuntamente frente a aquellas que lo hacían separadamente ha sido resuelto por medio de la elaboración de dos escalas de gravamen distintas eliminando así la deducción por tributación conjunta y la deducción variable. Sin embargo, las deducciones incentivadoras, pese a su efecto negativo en la *EH* del IRPF, siguen aplicándose. Su justificación se basa en la idea de proporcionar incentivos para utilizar la renta de forma meritoria (vivienda etc. o en partidas que generan beneficios externos (inversiones, donaciones etc.). Queda por demostrar si ésta es la mejor forma de incentivar este tipo de utilizaciones de renta, dado el elevado coste en términos de equidad que suponen. En cuanto a la deducción por trabajo dependiente ésta se sigue aplicando hoy en día. Su existencia se justifica en que es un gasto necesario para la obtención de ingresos.

- Por último están las deducciones de la base y la diferente tributación que reciben las rentas irregulares respecto a las regulares. De no existir ambos la inequidad horizontal disminuiría hasta en un 36,73% manteniéndose la misma recaudación. Este resultado parece tanto más interesante cuanto que hoy en día se mantienen las deducciones de la base y el tratamiento discriminatorio a favor de las rentas irregulares.

En el segundo capítulo propusimos un nuevo índice para medir la *IH* y la descomposición del efecto total del sistema fiscal en el componente vertical y horizontal. Las principales aportaciones de este capítulo han sido:

- Un índice basado en el diferente tratamiento de individuos similares que propone una nueva forma de definir a los individuos similares a través de la estimación no paramétrica de la renta después de impuestos. La *IH* es medida como la distancia entre la curva de Lorenz de la distribución libre de *IH* (estimada a partir de un estimador biestocástico no paramétrico) y la curva de Lorenz de la renta después de impuestos observada. Este enfoque nos permite medir la *IH* a partir de una variedad de índices S convexos. Esto constituye un atractivo marco unificador. Además el índice propuesto es consistente con el *principio de las transferencias horizontales* que impone un requisito normativo mínimo que cualquier medida de *IH* debería satisfacer.

- En segundo lugar, el enfoque adoptado permite descomponer el efecto total del sistema fiscal en dos elementos. El primero es la ganancia en bienestar debida a la redistribución vertical, el segundo es la inequívoca pérdida de bienestar debida a la *IH*. Es importante señalar el hecho de que dicha descomposición se consigue sin la necesidad de utilizar índices de desigualdad que sean aditivamente descomponibles como es habitual en la literatura. Esto hace que sea posible llevar a cabo, como se hace en el capítulo 3, contrastes de sensibilidad de los resultados al índice utilizado.

- Además se demuestra que las descomposiciones propuestas por Aronson et al. (1994) y el enfoque "puro" de Lambert y Ramos (1997) son en realidad casos particulares de la metodología propuesta en este capítulo donde el regresograma es utilizado como método particular de estimación.

En el tercer capítulo, nuestro objetivo era descomponer el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas español en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica para los años 1990 a 1994. Los resultados más importantes de este capítulo son los siguientes:

- En primer lugar observamos que el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Aronson et al. o Lambert y Ramos es similar al de este trabajo.

- En segundo lugar, los resultados obtenidos con la estimación kernel reformulada y con el regresograma muestran la robustez de los resultados puesto que podemos utilizar distintos métodos de estimación no paramétrica, índices de desigualdad y parámetros de aversión.

- En tercer lugar, tanto el componente de la *IH* como la RV son crecientes con la aversión a la desigualdad. En el caso de los índices de Entropía Generalizada la *IH* y la RV disminuyen siempre con el parámetro c, en el rango analizado. Por último, para todos los índices la *IH* aumenta para 1993 y no muestra una tendencia clara entre los años 1990 a 1992.

- Finalmente, debemos decir que hemos adoptado un enfoque clásico unidimensional de la medición de la desigualdad, en el que la renta equivalente es el único atributo considerado. En la literatura reciente comienza a aparecer un enfoque multidimensional del bienestar que sin duda también permitirá extensiones interesantes de este análisis en un futuro.

En último capítulo hemos analizado como debería ser un impuesto óptimo con un subsidio a la vivienda. La motivación existente para realizar este análisis reside en la enorme controversia existente hoy en día en España sobre la necesidad de algún tipo de subsidio a la vivienda en el impuesto sobre la renta. La novedad del análisis realizado en este capítulo reside en la introducción de efectos dinámicos hasta ahora ausentes en la mayoría de los modelos de imposición lineal óptima sobre la renta. ¿Así pues, qué aporta este capítulo?

- Respecto a los modelos dinámicos de equilibrio general introduce la existencia de agentes heterogéneos.

- Respecto a los modelos de imposición óptima introduce la existencia de una dinámica.

- La discusión ha sugerido que cuando consideramos una economía más compleja surgen nuevos efectos de eficiencia al incrementar el tipo impositivo o la tasa de subvención a la vivienda que deberíamos tener en cuenta. En concreto, está el coste de eficiencia en términos de mayor coste de la deuda del gobierno, el coste de eficiencia en términos de reducción de consumo de vivienda y la ganancia de eficiencia al elevar la rentabilidad de los bonos y de la vivienda. Obviamente la importancia de todos estos efectos depende de sus elasticidades compensadas pero a priori no podemos desdeñarlos.

- Finalmente, es evidente, que el análisis se basa en numerosos supuestos restrictivos. Así, hemos considerado un bien numerario que puede ser utilizado para consumo o alternativamente como stock de vivienda para producir servicios de vivienda.

- Una forma posible de mejorar el modelo consistiría en introducir dos bienes distintos en la economía, un bien compuesto que podríamos llamar bien general y la vivienda y dos sectores productivos: el sector que produce el bien general y el sector inmobiliario. Esto nos permitiría ver el efecto de un subsidio a la vivienda en el precio de los servicios de vivienda, dado que este es una de los efectos más cuestionados de este subsidio.

Bibliografía

ÁLVAREZ, S., PRIETO, J. y SALAS, R. (2002), "The evolution of Income Inequality in the European Union". *Papeles de Trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales, 10/02,

ARONSON, R., JOHNSON P. y P. J. LAMBERT (1994), "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment in the U.K.". *Economic Journal,* 104, 262-270.

ATKINSON, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.

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

ATKINSON, A. B. y STIGLIT J. E. (1980), *Lectures on public economics* (McGraw-Hill, New York).

BERLIANT, M. C., y P. STRAUSS (1983), "Measuring the Distribution of Personal Income Taxes", in *What role for the Government? Lessons from Policy Research*. Zeckhauser, R., Leebaert, D. (Eds.), Duke University Press, Durham N.C.

BUHMANN, B., RAINWATER, L. SCHMAUS, G. y T. SMEEDING (1988), "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database", *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

CAMARERO R., HERRERO O. y I. ZUBIRI (1993), "Medición de la inequidad horizontal: teoría y una aplicación al caso de Vizcaya". *Investigaciones Económicas*, XVII (2), 333-362.

COULTER, F.A., COWELL, F.A. y S.P. JENKINS (1992), "Difference in Needs and Assessment of Income Distributions". *Bulletin of Economic Research*, 44, 77-124.

COWELL, F.A. y. VICTORIA-FESER, M.-P (1996), "Poverty Measurement with contaminated Data: a Robust Approach", European Economic Review, 40, 1761-1771.

DASGUPTA P., SEN A. y D. STARRET (1973), "Notes on the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory* 6, 180-187.

DAVIDSON R., y DUCLOS J.-Y (2000), "Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality", *Econometrica*, 68, 1435-1464.

DEMING, W.E. y. STEPHAN, F.F (1940), "On a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal tables are known", *The Annals of Mathematical Statistics*, 11, 427-444.

DUCLOS J. Y. (1993), "Progressivity, Redistribution and Equity, with applications to the British Tax and Benefit System". Public Finance, 48, 350-365.

DUCLOS, J. Y. y LAMBERT P. (2000), "A Normative and Statistical Approach to Measuring Classical Horizontal Inequity". *The Canadian Journal of Economics*, 33, 87-113.

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.

JENKINS, S.P. (1988), "Empirical Measurement of Horizontal Inequity". *Journal of Public Economics*. 37, 305-329.

JENKINS, S.P. y LAMBERT P. (1999), "Horizontal Inequity measurement: a basic reassessment" in Silber J. (Eds) *Handbook on Income Inequality Measurement*. Kluwer Academic Publishers.

KAKWANI N. (1984), "On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect with Applications to Horizontal and Vertical Equity". *Advances in Econometrics*, 3, 149-168.

KING M. (1983), "An index of inequality: with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility". *Econometrica*, 51, 99-115.

LAMBERT P. y PARKER S.C. (1997), "Testing for Horizontal Inequity Econometrically". *Working Paper Series* Institute for fiscal Studies 97/18.

LAMBERT P. y RAMOS X. (1997), "Vertical redistribution and horizontal inequity". *International Tax and Public Finance*, 4, 25-37.

LAMBERT P. y RAMOS X. (1997), “Vertical redistribution and horizontal inequity”. *International Tax and Public Finance*, 4, 25-37.

LÓPEZ GARCÍA, M-A. (1996), Precios de la vivienda e incentivos fiscales a la vivienda en propiedad en España, *Revista de Economía Aplicada*.

OLIVER, J., RAMOS, X., y RAYMOND, J.L. (2001), "La mejora en la distribución de la renta en España, 1985-1996: un análisis de robustez", en J.M. Labeaga y M. Mercader-Prats (Eds.), *Proceedings del Workshop Fighting Poverty and Inequality Through Tax-Benefit Reform: Empirical Approaches*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

PAZOS M., RABADÁN I. y SALAS R. (1995), “La desigualdad horizontal en el impuesto sobre la renta de las personas físicas”. *Revista de Economía Aplicada*, 9, 5-20.

PERROTE I., RODRÍGUEZ J.G. y SALAS R. (2001), “A Non-parametric Decomposition of Redistribution into Vertical and Horizontal Components”. *Papeles de Trabajo* del Instituto de Estudios Fiscales, 10/01.

PERROTE I. (2002), “Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal. Una aplicación al I.R.P.F.” *Papeles de Trabajo* del Instituto de Estudios Fiscales, 11/02.

PERROTE I. (2003), “Medición de la inequidad horizontal: una aplicación al IRPF” en *Redistribución y bienestar a través de la imposición sobre la renta personal* del Instituto de Estudios Fiscales (en prensa).

PLOTNICK R. (1981), “A Measure of Horizontal Inequity”. *The Review of Economics and* Statistics, 63, 283-288.

RAMOS X y LAMBERT P. (2002), “Horizontal Equity in Income Tax Treatment: a Reconciliation”. *Research on Economic Inequality* .

RODRÍGUEZ J.G. y SALAS R. (2001), “A Bi-stochastic Nonparametric Estimator”. Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo, 30/01, versión electrónica en www.minhac.es/ief/Publicaciones/papelest/papeles.htm

SLEMROD, J. (1994), Fixing the leak in Okun’s bucket. Optimal tax progressivity when avoidance can be controlled, *Journal of Public Economics* ; 55, 41-51.

SALAS, R. (2002), “Horizontal inequality and Vertical Redistribution in a Social Welfare Framework, *Public Finance*, 53, 2, 229-242.

SALAS, R. (2001), “La medición de la desigualdad”, *Papeles de Economía Española*, 88.

SPADARO, A. (2002), "Redistribución e incentivos a la oferta de trabajo: Desarrollos recientes de la teoría de la imposición óptima de la renta", *Hacienda Pública Española/ Revista de Economía Pública,* 160, 147-173.

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

TURNOVSKY, S. J. y OKUYAMA, T. (1994), "Taxes, housing and capital accumulation in a two- sector growing economy", *Journal of Public Economics* 53; 245-267.

ZUBIRI, I. (1990), "La reforma del I.R.P.F. los elementos del debate", *De Economía Pública* 8, 22-59.

Cosas por incluir o modificar

- Todo la tesis
    1. Resolver el problema de la numeración de los subíndices
- Introducción
    1. Releer y completar la parte relativa a la relevancia de medir la desigualdad horizontal
- Capítulo 1:
    1. conseguir el artículo de Duclos de 1993 de Public Finance e incluir el índice de Duclos
    2. Releer todo
- Capítulo 2:
    1. Explicar qué ocurriría si todos individuos tuviesen la misma renta
    2. Releer todo
- Capítulo 3
    1. Verificar lo de las siglas IRPF o I.R.P.F.
    2. Releer todo
    3. Problema con la página 79
- Capítulo 4
    1. Releer todo
    2. Cambiar la ecuación 4.2 quitar lo de L sea menor que 1
- Conclusiones
    1. Releer
    2. Incluir nuevas ampliaciones posibles
- Bibliografía
    1. Verificar Salas 2002