Evasión fiscal y desigualdad.*

M Jesús Freire-Serén† y Judith Panadés i Martí‡

Octubre 2004

Resumen

La mayoría de sistemas impositivos existentes en la actualidad son de carácter progresivo. En este ccontexto, es un resultado conocido que la renta neta de impuestos está más igualitariamente distribuida que la renta antes de impuestos de acuerdo con el criterio de dominancia de Lorenz. El objetivo de este artículo es investigar cual es la distorsión que el fenómeno de la evasión fiscal introduce sobre la distribución de la renta después de impuestos. Tomando un modelo estandar de evasión fiscal, se obtienen unos resultados que apuntan hacia el hecho de que la evasión fiscal podría reducir el efecto redistributivo de la progresividad del impuesto sobre la renta.

Código de clasificación del JEL: E62, H26.

Palabras Clave: Evasión fiscal, Desigualdad, Progresividad.

---

* Agradecemos la financiación concedida por el Ministerio de Ciencia y Tecnología y el FEDER a través de los proyectos BEC2002-01995 y SEC2003-00306 respectivamente. Judith Panadés también agradece las financiación recibida por la Generalitat de Catalunya a través del programa de Barcelona Economics (CREA). Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación más amplio financiado por la Fundación Ramón Areces. Agradecemos los comentarios y sugerencias de J. Alonso-Carrera. Los errores que persistan son de nuestra exclusiva responsabilidad.

† Universidade de Vigo.

‡ Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica. Universitat Autònoma de Barcelona. Correspondencia: Judith Panadés i Martí. Departament d'Economia i Història Econòmica. Edifici B. Universitat Autònoma de Barcelona. 08193 Bellaterra (Barcelona). Tel: (34) 93 581 18 02. Fax: (34) 93 581 20 12. E-mail: judith.panades@uab.es

1. Introducción

La mayoría de sistemas impositivos existentes en la actualidad son de carácter progresivo. Existen diferentes definiciones de progresividad pero la más comúnmente utilizada es aquella que requiere que el tipo medio sea una función creciente de la renta. En este caso es un resultado conocido que la renta neta de impuestos está más igualitariamente distribuida que la renta antes de impuestos segun el criterio de Lorenz. El objetivo de este artículo es analizar cual es la distorsión, en términos de desigualdad de la renta, que introduce en la progresividad inicial del impuesto el hecho de que los contribuyentes decidan no declarar toda su renta en el momento de efectuar el pago de sus impuestos. Para ello vamos a tomar el modelo standard de evasión fiscal propuesto por Allingham y Sandmo (1972) con la estructura de multas introducida por Yitzhaki (1974). Según este planteamiento, los individuos deciden voluntariamente la parte de su renta a declarar, sopesando por una parte los beneficios obtenidos por el hecho de pagar sólo los impuestos asociados a la renta declarada y por otra las pérdidas en las que pueden incurrir si este comportamiento fraudulento es descubierto y, por lo tanto, sancionado.

Algunos autores tales como Yitzhaki (1987) y Goerke (2003) han examinado la relación existente entre la evasión fiscal y la progresividad obteniendo que un mayor nivel de progresividad tiende a desincentivar el grado de evasión, pero pocos autores han analizado el impacto de una mayor evasión sobre la distribución de la renta. A nivel teórico podemos citar el análisis efectuado por Kakwani (1980) que tomando el modelo original de Allingham y Sandmo (1972), considerando una estructura impositiva proporcional, realizó un breve análisis sobre el comportamiento de la función de distribución de la renta real y la renta evadida. Los resultados que obtuvo muestran que la renta real esta distribuida más igualitariamente (segun el criterio de Lorenz) que la renta declarada si la aversión relativa al riesgo es una función creciente de la renta. A nivel empírico cabe citar el trabajo de Bishop et al. (2000) donde usando datos del programa TCMP (Taxpayer Compliance Measurement Program) investigaron el impacto redistributivo del fraude fiscal. Sus resultados apuntan hacia el hecho de que un mayor cumplimiento fiscal de los contribuyentes mejora el papel redistributivo del sistema impositivo.

Nuestro objetivo es investigar a nivel teórico cual es la distorsión que el fenómeno de la evasión fiscal genera sobre la progresividad de la función impositiva en términos de la distribución de la renta neta y por lo tanto comprobar si nuestros resultados teóricos casan con los obtenidos por la mayoría de trabajos empíricos.

Nos preguntamos también si ante la existencia de evasión, es correcto utilizar los datos de renta declarada neta para valorar la progresividad de un impuesto. Para respoder a estas y otras cuestiones, comparamos las distribuciones de la renta real neta, la renta esperada neta y la renta declarada neta, y obtenemos que las respuestas dependen del tipo de aversión que tengan los contribuyentes. Por último, para ilustrar y contrastar estos resultados teóricos, presentamos un ejercicio empírico obtenido a partir de los datos del IRPF español.

Este artículo se organiza como sigue. En la Sección 2 se analiza el comportamiento de los individuos evasores cuando la función impositiva es progresiva. La Sección 3 incluye algunos resultados preliminares sobre dominancia en el sentido de Lorenz. En la sección 4 se analiza a nivel teórico el impacto de la evasión fiscal en la distribución de la renta. La Sección 5 presenta los resultados obtenidos en una simulación empírica efectuada para el caso español. El artículo finaliza con una sección de conclusiones y líneas de investigación futuras.

2. El Modelo

Consideremos el modelo standard de evasión fiscal propuesto por Allingham y Sandmo (1972) según el cual los individuos declaran la cantidad de renta $x \in [0, y]$ que maximiza su utilidad esperada. La función impositiva es igual a $T(.)$ donde $T(0) = 0$, $T' > 0$ y $T'' > 0$. La probabilidad de ser inspeccionados es constante e igual a p. La inspección permite al gobierno conocer perfectamente cual es la renta real y de un individuo. Así pues, los individuos reducen la cantidad de impuestos a pagar en $T(y) - T(x)$ cuando no son inspeccionados. Por otro lado, si un individuo es inspeccionado debe hacer frente al pago de una multa proporcional a los impuestos evadidos $\pi > 1$ (véase al respecto la formulación de Yitzhaki, 1974). Vamos a suponer que declarar una cantidad de renta superior a la real no proporciona ganancia alguna.[1] Por otra parte, declarar una cantidad de renta negativa no presupone recibir una subvención del gobierno ya que para éste una renta declarada negativa es equivalente a una renta igual a cero. En otras palabras el sistema fiscal no incluye ningún tipo de subvención para compensar pérdidas. Estas características del sistema fiscal implican que la cantidad óptima de renta declarada nunca es menor que cero ni mayor que y. En consecuencia, la renta neta I de un individuo que declara la cantidad x de renta y que posee una renta real

[1] Cuando un individuo declara una renta x mayor que su renta real y, sólo recupera su exceso de declaración cuando éste es investigado.

y es igual a:

$$I = \begin{cases} y - T(x), & \text{si el individuo no es inspeccionado,} \\ \\ y - T(x) - \pi\,(T(y) - T(x)) & \text{si el individuo es inspeccionado.} \end{cases}$$

Supondremos que los parámetros que definen la política de inspección, p y π están dados exógenamente.

Cada contribuyente escoge la cantidad de renta que quiere declarar x buscando maximizar su utilidad esperada

$$E\left[U\left(I\right)\right] = (1-p)U\left[y - T(x)\right] + pU\left[y - T(x) - \pi\left(T(y) - T(x)\right)\right]. \tag{2.1}$$

donde la función de utilidad $U(I)$ es dos veces diferenciable y estrictamente cóncava, $U' > 0$ y $U'' < 0$.

La condición de primer orden para la maximización de (2.1) es:

$$-(1-p)U'\left[y - T(x)\right]T'(x) + pU'\left[y - T(x) - \pi\left(T(y) - T(x)\right)\right]T'(x)(\pi - 1) = 0. \tag{2.2}$$

La condición de segundo orden es

$$\begin{aligned} D \;=\; & (1-p)U''\left[y - T(x)\right]\left[T'(x)\right]^2 - (1-p)U'\left[y - T(x)\right]T''(x) \\ & + pU''\left[y - T(x) - \pi\left(T(y) - T(x)\right)\right]\left[T'(x)\right]^2(\pi - 1)^2 \\ & + pU'\left[y - T(x) - \pi\left(T(y) - T(x)\right)\right]T''(x)(\pi - 1). \end{aligned} \tag{2.3}$$

Sustituyendo la condición de primer orden (2.2) en (2.3) obtenemos que

$$D = (1-p)U''\left[y - T(x)\right]\left[T'(x)\right]^2 + pU''\left[y - T(x) - \pi\left(T(y) - T(x)\right)\right]\left[T'(x)\right]^2(\pi - 1)^2,$$

cumpliéndose que $D < 0$ dado el supuesto de concavidad de la función de utilidad.

Para ver que condiciones sobre los valores de los parámetros se requieren para obtener una solución interior evaluaremos la condición (2.2) en $x = 0$ y $x = y$. Dado que (2.1) es cóncava, las siguientes dos condiciones nos garantizan que la renta declarada x será positiva y estrictamente menor que y:

$$pU'(y - \pi T(y))(\pi - 1) > (1-p)U'(y),$$

y

$$p\pi < 1. \tag{2.4}$$

Supondremos pues que a partir de ahora, estas condiciones se cumplen.

3. Algunos resultados preliminares

En esta sección presentaremos algunos resultados preliminares, obtenidos por Kakwani (1977, 1980), que son necesarios para efectuar el desarrollo teórico que plantearemos en la sección 4.

El concepto de curva de Lorenz ha sido extendido y generalizado para poder estudiar la relaciones existentes entre las distribuciones de diferentes variables economicas.[2] Veamos a nivel formal las definiciones de estos conceptos. Sea x la renta del contribuyente y $F(x)$ su función de distribución que representa la proporción de contribuyentes que tienen una renta inferior o igual a x. Supongamos que la media μ de la distribución existe, entonces podemos definir $F_1(x)$ como la proporción de renta sobre la renta total que poseen aquellos contribuyentes que tienen una renta menor o igual a x. La curva de Lorenz es la relación entre $F(x)$ y $F_1(x)$. Formalmente denotaremos a la curva de Lorenz de x como $L(p)$, donde $L(p) = F_1(x)$ y $p = F(x)$, para $0 \leq p \leq 1$.

La curva de concentración no es más que la generalización de la curva de Lorenz. Sea $z = g(x)$ una función contínua de x tal que existe su primera derivada y $g(x) \geq 0$ para todo $x \geq 0$. Si la media $E[g(x)]$ existe, entonces podemos definir $F_1[z]$ como la proporción de la variable z sobre el total de la misma que poseen aquellos contribuyentes que tienen una renta menor o igual a x. Formalmente denotaremos a la curva de concentración de la renta x respecto a z como $L_z(p)$, donde $L_z(p) = F_1(z)$ y $p = F(x)$, para $0 \leq p \leq 1$. Observemos que la curva de Lorenz es un caso particular de la curva de concentración cuando $g(x) = x$.

Los resultados obtenidos en la literatura sobre la relación existente entre las curvas de Lorenz y las curvas de concentración, y que nos serán de utilidad para nuestro posterior análisis, son:

Teorema 1: *La curva de concentración para la función $g(x)$ está por encima (debajo) de la curva de concentracion de $g^*(x)$ si y solo si $\eta_g(x)$ es menor (mayor) que $\eta_{g^*}(x)$, para todo $x \geq 0$, donde $\eta_g(x)$ y $\eta_{g^*}(x)$ son las elasticidades respecto a x de $g(x)$ y $g^*(x)$ respectivamente.*

Teorema 2: *Si la función $g(x)$ tiene una derivada $g'(x)$ continua y estrictamente positiva para todo $x \geq 0$, de la curva de concentración de $g(x)$ coincide con la curva de Lorenz de la distribución de $g(x)$.*

Observemos que la curva de concentración de $g(x)$ solo coincide con la curva de Lorenz para la distribución de $g(x)$ cuando la ordenación de los contribuyentes que nos proporciona x es la misma que la que que porporciona $g(x)$.

[2] Ver Kakwani (1977), Bishop et al. (1994) y Kakwani y Lambert (1998) entre otros.

Los siguientes Corolarios se obtienen de la combinación de los Teoremas 1 y 2:

Corolario 1: *Si las derivadas primeras de las funciones $g(x)$ y $g^*(x)$ existen, son contínuas y estrictamente positivas para todo x, $g(x)$ es Lorenz superior (inferior) a $g^*(x)$ si $\eta_g(x)$ es menor (mayor) que $\eta_{g^*}(x)$, para todo $x \geq 0$.*

Corolario 2: *Si la derivada de función $g(x)$ existe, es continua y $g'(x) > 0$ para todo $x \geq 0$, $g(x)$ es Lorenz superior (inferior) a x si $\eta_g(x)$ es menor (mayor) que la unidad para todo $x \geq 0$.*

4. Evasión fiscal y distribución de la renta

Para nuestro propósito de analizar el impacto de la evasión fiscal sobre la distribución de la renta después de impuestos, es conveniente presentar el modelo expuesto en la Sección 2 en términos de renta neta. Siguiendo la formulación de Yitzhaki (1987) la expresión (2.1) puede reescribirse como:

$$E\left[U\left(I\right)\right] = (1-p)U\left(c+e\right) + pU\left(c-fe\right), \tag{4.1}$$

donde $e = T(y) - T(x)$ son los impuestos evadidos, $c = y - T(y)$ es la renta real neta de impuestos y $f = \pi - 1$. La condición de primer orden que nos garantiza hallar la cantidad de impuestos evadida, e, que maximiza (4.1) es

$$(1-p)U'\left(c+e\right) - pfU'\left(c-fe\right) = 0. \tag{4.2}$$

La condición de segundo orden es igual a

$$\widehat{D} = (1-p)U''\left(c+e\right) + pU''\left(c-fe\right)(-f)^2.$$

Es fácil ver que dado el supuesto de concavidad de la función de utilidad se cumple que $\widehat{D} < 0$. Finalmente, la condición para obtener una solución estrictamente positiva, $e > 0$ es igual a

$$1 - p - pf > 0. \tag{4.3}$$

Observemos que sustituyendo $f = \pi - 1$ en (4.3) se obtiene simplemente la condición (2.4).

Nuestro objetivo se centra en comparar la curva de Lorenz de la distribución de la renta neta de impuestos cuando la evasión no existe, c, y la curva de Lorenz de la distribución de la renta neta esperada z cuando existe evasión positiva, donde

$$z = (1-p)(c+e) + p(c-fe) = c + e(1-p-pf) \tag{4.4}$$

Diferenciando implícitamente la ecuación (4.2) se obtiene la siguiente expresión:

$$\frac{de}{dc} = -\frac{(1-p)U''(c+e) - pfU''(c-fe)}{\widehat{D}}. \tag{4.5}$$

Usando el índice de aversión absoluta al riesgo de Arrow-Pratt, $R_A(I) = -\frac{U''(I)}{U'(I)}$, es fácil ver que la anterior expresión, puede ser reescrita como

$$\frac{de}{dc} = \frac{R_A(c-fe) - R_A(c+e)}{fR_A(c-fe) + R_A(c+e)}.$$

El signo del efecto de un aumento de c sobre la cantidad de impuestos evadidos e, dependerá únicamente del supuesto que se tome sobre el comportamiento de la aversión absoluta al riesgo de los contribuyentes. La siguiente proposición nos resume los resultados obtenidos:

Proposición 1
(a) *Si la aversión absoluta al riesgo es decreciente (DARA), entonces* $\frac{de}{dc} > 0$
(b) *Si la aversión absoluta al riesgo es constante (CARA), entonces* $\frac{de}{dc} = 0$
(c) *Si la aversión absoluta al riesgo es creciente (IARA), entonces* $\frac{de}{dc} < 0$

Observemos que bajo el supuesto de IARA además se cumple que $\left|\frac{de}{dc}\right| < 1$. La intuición de esta proposición es clara. Supongamos que la renta real de un contribuyente aumenta lo que implicará un aumento de su renta real después de impuestos. Bajo el supuesto de aversión absoluta al riesgo decreciente (DARA), este contribuyente será menos averso que antes por lo que querrá invertir una mayor cantidad de renta en el activo con riesgo, lo que en este contexto significa que evadirá una mayor cantidad de impuestos.

Para conocer como se comporta la renta esperada, z, cuando la renta real neta de impuestos c se modifica, derivamos (4.4) respecto c y obtenemos

$$\frac{dz}{dc} = 1 + (1-p-pf)\frac{de}{dc}.$$

Dado que, aunque $\frac{de}{dc}$ sea negativa, es en valor absoluto menor que 1, y que $0 < (1-p-pf) < 1$, podemos asegurar que $\frac{dz}{dc} > 0$ para todo $c > 0$; lo que significa que un aumento en la renta neta real de los contribuyentes se traduce siempre en un aumento de su renta esperada cuando existe evasión. En este caso el Teorema 2 nos permite afirmar que la curva de concentración de la distribución de z coincide con su curva de Lorenz.

Observemos que tal y como nos indica el Corolario 2, para comparar la distribución de c con la distribución de z segun el criterio de Lorenz simplemente debemos calcular la elasticidad de z respecto a c y comprobar si es menor o mayor que 1.

La elasticidad de z respecto a c es igual a:

$$\eta_z = \frac{dz}{dc}\frac{c}{z} = \left(1 + (1-p-pf)\frac{de}{dc}\right)\frac{c}{z}. \tag{4.6}$$

Restando 1 a la expresión (4.6) y sustituyendo en la misma z por el valor dado en (4.4) se obtiene

$$\eta_z - 1 = \frac{1}{z}(1-p-pf)\left(c\frac{de}{dc} - e\right). \tag{4.7}$$

El signo de (4.7) dependerà solamente del signo del término

$$d = \left(c\frac{de}{dc} - e\right), \tag{4.8}$$

ya que $1-p-pf > 0$. Observemos que $d > 0$ si $\frac{de}{dc} > \frac{e}{c}$, y viceversa. Ello implica que si $d > 0$, entonces la evasión de impuestos marginal es mayor que la evasión de impuestos en términos medios respecto a la renta real neta de impuestos, y la curva de Lorenz de c descansa por arriba de la curva de Lorenz de z, o en otras palabras, la distribución de la renta real neta de impuestos es más igualitaria que la distribución de la renta esperada neta cuando hay evasión.

Es fácil ver que sustituyendo (4.5) en (4.8) y utilizando la condición (4.2) se obtiene

$$d = -\frac{(1-p)u'(c+e)\left[R_R\left(c-fe\right) - R_R\left(c+e\right)\right]}{\widehat{D}},$$

donde $R_R(I) = -\frac{-U''(I)}{U'(I)}I$ es el índice de aversión relativa al riesgo de Arrow-Pratt. Como se aprecia en la anterior expresión, dado que $\widehat{D} < 0$, el signo de d dependerá exclusivamente del supuesto que se tome sobre el comportamiento de la aversión relativa al riesgo. La siguiente proposición nos resume los resultados acerca de las curvas de Lorenz de las distribuciones de c y de z :

Proposición 2

(a) *Si la aversión relativa al riesgo es decreciente (DRRA), entonces la distribución de c domina en el sentido de Lorenz a la distribución de z.*

(b) *Si la aversión relativa al riesgo es constante (CCRA), entonces las curvas de Lorenz de c y de z coinciden.*

(c) *Si la aversión relativa al riesgo es creciente (ICRA), entonces la distribución de z domina en el sentido de Lorenz a la distribución de c.*

Este resultado nos permite afirmar que la distorsión entre la distribución de la renta real neta y la renta esperada neta que genera la existencia de evasión, es positiva, nula o negativa, dependiendo del comportamiento de la aversión relativa al riesgo. Concretamente, bajo el supuesto de CCRA las curvas de Lorenz de la renta real neta y la renta esperada cuando existe evasión coinciden, lo que implica que la distorsión, en términos esperados, que introduce la evasión en la progresividad del impuesto es nula.

La mayoría de trabajos empíricos que analizan el efecto redistributivo de la progresividad de la función impositiva, utilizan los datos de renta declarada, en lugar de los datos reales. En este caso es posible que se esté cometiendo un sesgo importante, y que el análisis no sea correcto. Para comprobar la existencia o no de dicho sesgo y cual es su signo, vamos a comparar la curva de Lorenz de la renta real neta de impuestos con la curva de Lorenz de la renta declarada neta de impuestos (antes de producirse la inspección). En particular centraremos nuestro análisis para el caso de las funciones de utilidad con aversión relativa al riesgo constante, dado que recordemos que la Proposición 2 nos decía que para este tipo de preferencias la pérdida de progresividad de la función imposiva como consecuencia de la introducción de la evasión era nula (en términos esperados).

Para ello, retomamos el modelo de evasión fiscal presentado en la sección 2, considerando una función de elasticidad de sustitución constante (CES) que puede definirse como:

$$U(I) = \frac{I^{1-\sigma}}{1-\sigma}.$$

Sustituyendo esta especificación de la función de utilidad en (2.2) se obtiene que

$$(1-p)\left[y-T(x)\right]^{-\sigma} = p\left[y-T(x)-\pi\left(T(y)-T(x)\right)\right]^{-\sigma}(\pi-1).$$

La igualdad anterior se puede reescribir como:

$$y - T(x) = A\left[y - T(x) - \pi\left(T(y)-T(x)\right)\right], \tag{4.9}$$

donde $A = \left(\frac{p(\pi-1)}{1-p}\right)^{-\frac{1}{\sigma}}$.Es fácil ver que si las preferencias son de tipo isoelástico, la aversión relativa al riesgo es constante.[3]

[3]Si calculamos la aversion relativa al riesgo obtenemos que es igual a

El objetivo ahora es comparar la curva de Lorenz de la renta real neta de impuestos con la curva de Lorenz de la renta declarada neta de impuestos. Definimos entonces la renta real neta de impuestos $c(y)$ como

$$c(y) = y - T(y),$$

y la renta declarada neta de impuestos $h(y)$ como

$$h(y) = x(y) - T(x(y)),$$

donde $x(y)$ es la solución de la ecuación (4.9). Tomando la primera derivada de $h(y)$ vemos que igual a

$$h'(y) = [1 - T'(x(y))] \frac{dx}{dy}. \tag{4.10}$$

Para calcular $\frac{dx}{dy}$, aplicamos el Teorema de la función implícita en (4.9) y obtenemos

$$\frac{dx}{dy} = \frac{1 - A + A\pi T'(y)}{T'(x)\,[A(\pi - 1) + 1]}.$$

Dado que $0 < T'(y) < 1$, y que el tipo marginal es estrictamente creciente, se cumple que

$$1 - A + A\pi T'(y) > (1 - A + A\pi)\, T'(y) > (A(\pi - 1) + 1)\, T'(x) > 0,$$

lo que implica que $\frac{dx}{dy} > 1$. Este resultado significa no sólo que al aumentar la renta real también aumente la renta declarada sino que además la renta declarada aumente en mayor proporción que la renta real. Como se cumple que $c'(y) > 0$ y $h'(y) > 0$, el Corolario 1 nos permite poder comparar las curvas de Lorenz de las funciones $c(y)$ y $h(y)$. Para ello debemos calcular la elasticidad de $c(y)$ y $h(y)$ respecto a y, y ver cual de las dos es mayor. La elasticidad de $c(y)$ respecto a y es igual a

$$\eta_c = \frac{y\,[1 - T'(y)]}{y - T(y)}, \tag{4.11}$$

mientras que la elasticidad de $h(y)$ respecto a y es igual a

$$\eta_h = \frac{y\,[1 - T'(x(y))]}{x(y) - T(x(y))} \frac{dx}{dy}. \tag{4.12}$$

$R_R(I) = -\frac{-\sigma I^{-\sigma-1}}{I^{-\sigma}} I = \sigma.$

Observemos que en primer lugar se cumple que $1 - T'(x) > 1 - T'(y)$ dado el supuesto de convexidad de la función impositiva. En segundo lugar, calculando $c(y) - h(y)$ se obtiene que

$$c(y) - h(y) = y - T(y) - x(y) + T(x(y)) = y - x(y) - [T(y) - T(x(y)] .$$

Claramente, $c(y) - h(y) > 0$ ya que la cantidad de renta evadida es mayor que la cantidad de impuestos evadidos. En consecuencia, la renta real neta de impuestos es mayor que la renta declarada neta de impuestos. Comparando (4.11) y (4.12) y sabiendo que $1 - T'(x) > 1 - T'(y)$, $c(y) > h(y)$ y que $\frac{dx}{dy} > 1$, es fácil ver que $\eta_h > \eta_c$.

Proposición 3

Si la aversión relativa al riesgo es constante (CCRA), entonces la distribución de c domina en el sentido de Lorenz a la distribución de h.

La Proposición 3 indica que la curva de Lorenz de $c(y)$ descansa por encima de la curva de Lorenz de $h(y)$, o en otras palabras, que la renta real neta de impuestos está más igualitariamente distribuida que la renta declarada neta de impuestos.

Con este resultado demostramos que efectivamente existe un sesgo importante cuando se mide el grado de progresividad de un impuesto tomando los datos de renta declarada como si fuesen los datos reales. En concreto la Proposición 3 afirma que, bajo el supuesto de CCRA, al utilizar los datos de renta declarada neta para medir la mejora que en términos de desigualdad introduce la progresividad de un impuesto, estamos infravalorando el efecto redistributivo de dicha progresividad.

Nótese que en la Proposición 2 comparamos las distribuciones de c y z, y en la Proposición 3 comparamos las distribuciones entre c y h, lo que significa que en cada caso comparamos distribuciones de renta neta que se diferencian entre sí, o bien por la función impositiva (c y z) o bien por la renta inicial antes de impuestos (c y h).[4] Por ese motivo, los resultados obtenidos nos sugieren que la evasión fiscal puede afectar a la progresividad del impuesto a través de dos mecanismos. El primero actúa alterando la distribución que genera la función impositiva, y que el caso de CCRA este mecanismo es nulo y por lo tanto no tendría efectos, pero sí los tendría bajo los supuestos de DARA o IARA. El segundo mecanismo, actúa

[4]Recuerde que c, la renta real neta, no es más $c = y - T(y)$, donde y es la renta real antes de impuestos y $T()$ es la función impositiva. Del mismo modo, h, la renta declarada neta, se representa como $h = x - T(x)$, donde x es la renta declarada antes de impuestos. Por último, z, la renta esperada neta, se puede escribir también como $z = y - E(\widehat{T}(y))$ donde $E(\widehat{T}(y))$ es una función impositiva esperada que incorpora tanto la existencia de evasión como la existencia de inspección y sanción.

alterando la propia distribución de la renta declarada, y, tal como nos sugiere la Proposición 3, en el caso de CCRA el mecanismo está activo.

5. Un ejemplo numérico

A continuación presentaremos una simulación empírica para el caso del IRPF español, que nos permita constrastar los resultados teóricos obtenidos previamente. La inexistencia de datos acerca del volumen del fraude asociado a la imposición sobre la renta en España, nos impide llevar a cabo un análisis empírico con datos reales acerca del impacto que la evasión fiscal tiene sobre la distribución de la renta en términos de desigualdad. De hecho solamente se dispone de datos sobre la renta declarada x y sobre la cantidad de impuestos pagados en cada caso $T(x)$. En este caso no existe otra alternativa que realizar una estimación partiendo de la información disponible que nos permita hacer un estudio cualitativo de la magnitud del fenómeno de la evasión en el caso del IRPF español.

En esta sección presentaremos el procedimiento llevado a cabo para calcular una distribución de la renta real a partir de los datos existentes, y con ello obtener un ejemplo numérico que sirva para ilustrar los resultados teóricos obtenidos.

5.1. Estimación de los parámetros

Nuestro objetivo se va a centrar en hallar una distribución para los valores de la renta real y, y los valores de los impuestos que el contribuyente debería haber pagado en caso de haber declarado todo su renta $T(y)$. Dado que debemos especificar una función de utilidad concreta tomaremos el caso de las preferencias isoelásticas analizado en la sección anterior.

$$U(I) = \frac{I^{1-\sigma}}{1-\sigma}.$$

Recordemos que esta función de utilidad viene caracterizada únicamente por el parámetro σ, lo que simplifica nuestro ejemplo empírico. Observemos que la ecuación (4.9) relaciona cuatro variables, x, $T(x)$, y, $T(y)$, y solamente tenemos datos de dos de ellas: x, $T(x)$. Dado que la función $T(.)$ es una función convexa respecto a la renta, realizaremos una aproximación cúbica para estimar los parámetros correspondientes a esta especificación.[5] En este caso podemos obtener

[5] La elección de la forma funcional para estimar una función impositiva depende de si se prefiere primar el buen ajuste estadístico a los datos originales o estimar una forma funcional

el valor de $T(y)$ como

$$T(y) = \alpha + \beta y + \gamma y^2 + \delta y^3. \tag{5.1}$$

Sustituyendo (5.1) en (4.9) obtenemos

$$y - T(x) = A\left[y - T(x) - \pi\left(\alpha + \beta y + \gamma y^2 + \delta y^3 - T(x)\right)\right]. \tag{5.2}$$

Dado que tenemos los valores de x y $T(x)$, el valor de la renta real y será uno de los 3 valores que solucione la anterior ecuación una vez sepamos cuales son las estimaciones de los parámetros de la función impositiva α, β, γ y δ y que valor tiene A.

Para poder estimar estos parámetros α, β, γ y δ tomaremos la siguiente especificación polínómica:

$$T_t = \alpha + \beta x_t + \gamma x_t^2 + \delta x_t^3 + \varepsilon_t,$$

donde T_t son los impuestos efectivamente pagados y x_t la renta declarada.

Para llevar a cabo esta estimación utilizamos la información de la Memoria de la Administración Tributaria publicada por el Ministerio de Hacienda en el año 2000 y que hace referencia a los datos del año 1999. En particular, disponemos de datos sobre el número de liquidaciones, la cuota autoliquidable y el tipo efectivo por tramos de renta.[6] Los resultados obtenidos en una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios son:

$$T_t = \underset{(-12{,}27)}{-1692.835} + \underset{(20{,}28)}{0{,}1571104}x_t + \underset{(20{,}81)}{2{,}32(E-06)}x_t^2 - \underset{(-16{,}37)}{7{,}04(E-12)}x_t^3 + \hat{\varepsilon}_t,$$

donde los valores que figuran entre paréntesis son los estadísticos t-student. La bondad de ajuste de la estimación medida a través del coeficiente de determinación ajustado es del 0,99. Observando tanto los valores de los estadísticos como el valor del coeficiente de determinación podemos concluir que la especificación propuesta ajusta excelentemente los datos disponibles.

A continuación, para calcular el valor del parámetro A, debemos fijar un valor de la elasticidad de sustitución constante de la función de utilidad que hemos considerado. A este respecto tomaremos como valor aproximado $\sigma = 2$ dado que la mayoría de estimaciones realizadas sobre este parámetro dan valores cercanos a 2.[7]

específica asociada a un criterio concreto. En nuestro caso, hemos optado por escoger una especificación simple pero que nos garantice un buen ajuste. La especificación polínomica se ajusta a este objetivo.

[6]Hemos de advertir que en la Memoria de la Administración Tributaria, el dato de la renta declarada no figura explícitamente como tal, pero puesto que tenemos datos sobre el tipo efectivo por tramos, resultado de la división entre la cuota resultante de la autoliquidación y la renta declarada, basta con dividir los datos de la cuota total por tramos entre el tipo efectivo correspondiente, y obtenemos la renta declarada total por tramos.

[7]Ver las estimaciones de este parámetro realizadas por Panadés (1999).

Para calcular A, necesitamos también concretar los valores exógenos de la multa π y la probabilidad de inspección p. Como era de esperar, la Agencia Tributaria no aplica una única tasa de sanción. Existe todo un sistema sancionador en función de la naturaleza y la cuantía de la infracción[8]. Implementar este tipo de multa en nuestro análisis, dificultaría en exceso el modelo, por lo que fijamos un único tipo para la multa. En particular, tomaremos $\pi = 2$. Por otro lado, suponemos que la probabilidad de ser inspeccionado es $p = 0,4$. Estos valores satisfacen la condición (2.4).[9]

Finalmente, sustituyendo en la ecuación (5.2) los valores estimados de α, β, γ, δ, y los valores fijados para σ, π y p, podemos calcular una aproximación de la distribución de la renta real, que nos permitirá ejemplificar los resultados teóricos obtenidos en la Sección 4.

5.2. Curvas de Lorenz e índices de Gini

Dadas las restricciones que hemos impuesto para poder calcular la distribución de la renta real y, hemos de resaltar que el análisis que presentamos a continuación no se trata de un estudio cuantitativo sino cualitativo, es decir, se pretende únicamente comprobar si, bajo el supuesto de CCRA, la evasión fiscal genera algún tipo de distorsión sobre la distribución de la renta y de qué signo es dicha distorsión.

En primer lugar, queremos ilustrar el cumplimiento de la Proposición 2, en el caso isoelástico, es decir, ver que el efecto que la evasión fiscal tiene, en términos esperados sobre la progresividad del impuesto, es nulo. Para ello hemos hallado para cada intervalo de renta los valores de la renta neta de impuestos cuando la evasión no existe, c, y los valores de la renta neta esperada cuando existe evasión positiva, z. A continuación hemos calculado las curvas de Lorenz para ambos casos. Gráficamente la figura 5.1 nos permite comprobar que efectivamente las curvas de Lorenz de c y de z coinciden. Calculando los correspondiente índices de Gini se obtiene:

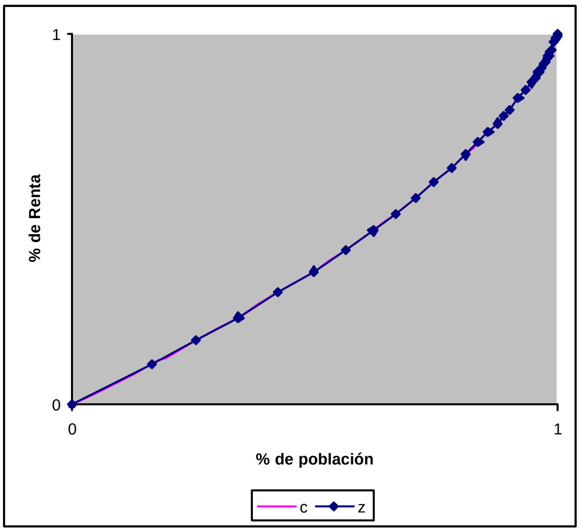
Distribución	Índice de Gini
c	$0,1080$
z	$0,1079$.

Observamos que los valores son casi idénticos, lo que nos permite afirmar que a nivel global la evasión fiscal no afecta a la distribución de la renta y por lo tanto

[8]Véanse los artículos 185-188 de la ley 58/2003 General Tributaria (BOE 18-12-03)

[9]Hemos considerado una probabilidad de inspección elevada al considerar que los datos que poseemos hacen referencia al pago del IRPF, un impuesto donde la mayoría de las rentas son asalariadas y por lo tanto son más dificiles de evadir.

Figure 5.1: Curvas de Lorenz: Renta real neta vs Renta neta esperada



tampoco a la progresividad del impuesto. Esto no significa que para un nivel dado de renta, la evasión fiscal no afecte al tipo medio efectivo y, por lo tanto, a la progresividad local.

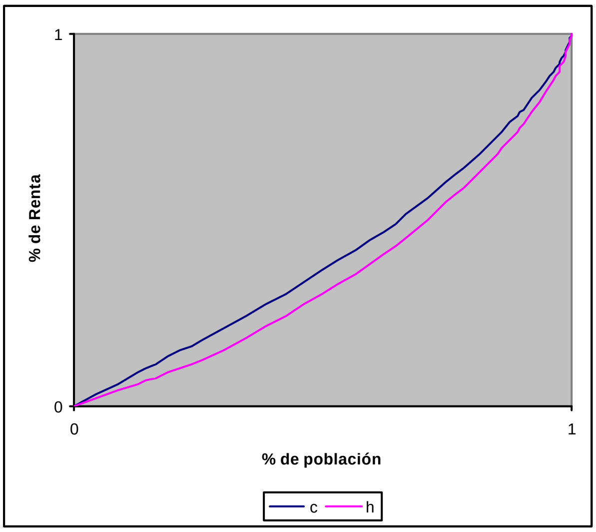
A continuación comparemos esta renta real neta, c, con la renta declarada neta antes de inspección, h, para ilustrar el cumplimiento de la Proposición 3 y calcular el sesgo que se genera cuando valoramos la progresividad de un impuesto tomando como datos reales los datos de renta declarada.

En este caso, la figura 5.2 nos muestra que la existencia de evasión fiscal si genera una distorsión en este sentido, puesto que la distribución de la renta real neta, c, domina en el sentido de Lorenz a la distribución de la renta declarada después de impuestos, h. Los valores del índice de Gini son para este caso iguales a:

Distribución	Índice de Gini
c	$0,1080$
h	$0,1510$

Vemos como en este caso los valores son claramente diferentes y se comprueba que la distribución de la renta real neta de impuestos está más igualitariamente distribuida que la renta declarada neta de impuestos, dado que el valor del índice de Gini asociado a c es menor. Este resultado pone de manifiesto la existencia de un sesgo negativo al utilizar los datos de renta declarada para medir la progresividad del impuesto.

Figure 5.2: Curvas de Lorenz: Renta real neta vs Renta declarada neta



6. Conclusiones

En este trabajo comenzamos analizando, en un contexto de imposición progresiva, el comportamiento de los contribuyentes a la hora de decidir qué parte de su renta declarar y por lo tanto que impuestos evadir, con el objetivo de estudiar si la existencia de evasión fiscal afecta a la progresividad del impuesto y por lo tanto si reduce su eficacia como un instrumento de redistribución de renta. La respuesta a esta cuestión general depende del supuesto que se tome sobre el comportamiento de la aversión al riesgo de los contribuyentes. En particular, hemos demostrado que con prefencias isoelásticas las curvas de Lorenz de la renta real neta y la renta esperada neta cuando existe evasión coinciden, lo que implica que la distorsión, en términos esperados, que introduce la evasión en la progresividad del impuesto es nula.

En este trabajo también se ha analizado para el caso de que los contribuyentes tengan preferencias isoelásticas, cual es el error cometido cuando se toman como datos reales, los datos de renta declarada. El resultado obtenido es claro: la distribución de la renta declarada neta de impuestos (antes de la inspección) es menos igualitaria que la distribución de la renta real neta. Así pues, cuando se utilizan los datos de renta declarada, en lugar de los datos reales para calcular el efecto redistributivo de la progresividad de la función impositiva, debemos tener en cuenta que se está infravalorando tal efecto.

La agenda de investigación futura comienza con extender el análisis de la Proposición 3 al caso general y estudiar si bajo los supuestos de IARA y DARA es correcto utilizar los datos de la renta declarada neta antes de inspección para valorar la progresividad de un impuesto y su capacidad redistributiva. En cuanto al trabajo empírico, lo más interesante hubiese sido trabajar con los datos verdaderos y no con estimaciones que exigen imponer supuestos sobre las preferencias. La utópica existencia de datos sobre fraude y sobre la renta real, nos hubiese permitido estudiar, sin imponer ningun supuesto sobre la aversión al riesgo, el efecto de la evasión fiscal sobre la progresividad del impuesto. De este modo, y a la vista de los resultados obtenidos, se podría haber inferido que función de utilidad aproxima mejor las preferencias del contribuyente español.

Referencias

[1] Allingham, M. G. y A. Sandmo, (1972). "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis." *Journal of Public Economics* 1, 323-38.

[2] Bishop, J., J. Formby y P. Lambert, (2000). "Redistribution through the income tax: the vertical and horizontal effects of non compliance and tax evasion." *Public Finance Review* 28, 335-350.

[3] Bishop, J., K. Chow y J. Formby, (1994). "Testing for marginal changes in income distributions with Lorenz and concentration curves." *International Economic Review* 35 (2), 479-488.

[4] Goerke, L., (2003). "Tax Evasion and Tax Progresivity." *Public Finance Review* 31, 189-203

[5] Kakwani , N.C., (1977). "Applications of Lorenz curves in economic analysis." *Econometrica* 45, (3), 719-727.

[6] Kakwani , N.C., (1980). "Income inequality and poverty methods of estimation and policy applications." Oxford University Pres

[7] Kakwani , N.C. y P. Lambert (1998). "On measuring inequity in taxation: a new approach." *European Journal of Political Economy* 14, 369-380.

[8] Ley 58/2003 de 17 de diciembre, General Tributaria, BOE 18-12-03.

[9] Ministerio de Hacienda (2000) Memoria de la Administración Tributaria

[10] Panadés, J., (1999). "El Cumplimiento del Principio de la Igualdad de Sacrifio en el IRPF Español" *Hacienda Pública Española* 148, 245-265.

[11] Yitzhaki, S., (1987). "On the Excess Burden of Tax Evasion." *Public Finance Quaterly* 15, 123-137.

[12] Yitzhaki, S., (1974). "A Note on Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis." *Journal of Public Economics* 3, 201-202.